مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۵۳ / پائیز و زمستان ۷۷ / صفحات ۱۵۸-۱۳۵

محاسبه و آزمون تورش جمع سازی در تابع تقاضای کل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ایران [۱]

دکتر مرتضی قره‌باغیان *

غلامرضا کشاورز حداد **

چکیده:

موضوع همفزونی بر روی واحدهای خرد، بعد از آثار پیشگام تایل (۱۹۵۲)،دارای سابقه‌ای طولانی در ادبیات اقتصاد سنجی بوده است. در این ادبیات دو موضوع خاص مورد تأکید بوده است. مسأله اول به پیش بینی وکاربرد معادلات کلان در مقابل معادلات تفکیک سازی شده بر روی پیش‌بینی متغیر همفزون تمرکز دارد. این موضوع توسط گرونفلر و گرینچر (۱۹۶۰) و پسران، پیرس وکومار (۱۹۸۹) ارائه وگسترش داده شد. نوشتار حاضر به بررسی مسیر دوم این ادبیات یعنی محاسبه و آزمون تورش همفزونی یعنی انحراف پارامترهای کلان از میانگین پارامترهای خرد... در تابع تقاضای سرمایه گذاری همفزونی بخش خصوصی در ایران می‌پردازد. تابع آزمون مستقیمی برای آزمون فرضیه تورش همفزونی با بکارگیری تخمین زنهای SURE برای روابط خرد و OLS برای رابطه کلان

---

*. دانشیار دانشگاه تربیت مدرس

**. دانشجوی دکتری دانشگاه تهران

ارائه می‌گردد.

ابزارهای ارائه شده برای آزمون تورش همفزونی در توابع تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیر بخش‌های اقتصاد ایران به عنوان واحدهای خرد و مجموع آن به عنوان تقاضای همفزون بکاربسته شده‌اند.

روابط خرد تصریح شده با بکارگیری ساز و کار شتاب انعطاف‌پذیر تعمیم یافته، استخراج شده و سپس با بکارگیری روشهای یاد شده در بالا به صورت مقید (قیدهای صفری) برآورد گردیده‌اند. وضع محدودیت برای پارامترهای خرد نتایج جالبی را در محاسبه تورش همفزونی به دست داده و فرضیه معنی دار نبودن تورش پذیرفته نمی‌شود.

کلید واژه:

روش SURE، آزمون تورش همفزونی، نظریه همفزونی تایل، معادلات کمکی، خطای نمونه‌گیری، ریشهٔ مشخصهٔ معادلات جمعی

مقدمه:

در مدل‌سازیِ اغلبِ نظریه‌های اقتصادی و تحقیقات کاربردی، مسأله جمعی سازی وجود دارد. نظریه‌های اقتصادی معمولاً بر رفتار افراد (مصرف‌کننده و یا بنگاه) یا گروههایی از قبیل مالکان سرمایه و نیروی کار تمرکز دارند، در حالیکه تحقیقات تجربی اقتصادی به طور عمده با روابط میان گروهها روبرو هستند. تقریباً هر مطالعه‌ای باید بر روی افراد و بنگاهها یا به طور کلی کارگزاران اقتصادی، همچنین کالاها، محصولات و فنون و نیز بر روی زمان، فضا و مکان، سطحی از جمعی سازی را دربرگیرد. با این همه، متأسفانه تحلیل رضایت‌بخشی از مسئله همفزونی، به طور کلی، امکان‌پذیر نیست. برای مثال، در جمعی‌سازی بر روی کارگزاران منفرد، جمعی سازی معتبر مستلزم دانشی پیشینی از توزیع متغیرهای توضیحی یا پیش‌بینی‌کننده در میان واحدهای خرد است. جمعی‌سازی روی کالاها نیز مشتمل بر فرضهای خاص مربوط به تفکیک‌پذیری تابعی است که شدیداً

محدودکننده بوده، در عمل برقراری آنها غیر محتمل است. محقق برای قابلیت کنترل بیشتر و بدلیل نبود داده‌های خرد ناگزیر از انجام سطحی از جمعی سازی است و برای پیشگیری از تورش جمعی سازی و از دست دادن اطلاعات مجبور به تفکیک سازی است.

نقطه شروع بحث این مقاله، نظریه همفزونی تایل[1] در ۱۹۵۴ است که بطور خلاصه به صورت زیر بیان می‌گردد. "نظریه جمعی‌سازی تبدیل روابط خرد به رابطه‌ای برای گروه بعنوان یک رابطه کلان است." و نیز تعریف دیگری از گرین[2] (۱۹۶۴) وجود دارد که جمعی‌سازی را فرایندی می‌داند که به موجب آن، قسمتی از اطلاعات موجود به منظور بدست آوردن قابلیت کنترل بهتر نادیده گرفته می‌شود. تحقیق پیرامون جمعی‌سازی بر روی واحدهای خرد در ادبیات تجربی از نقطه‌نظرهای گوناگونی انجام پذیرفته است و سه مسیر اصلی در دامنه مطالعات این نظریه دیده می‌شود. این سه مسیر اصلی عبارتند از:

۱ـ جمعی‌سازی و تأثیر آن بر تخمین پارامترهای روابط کلان و از اینرو تأثیر آن بر رهنمودهای سیاست‌گذاری که شامل مطالعات Theil (1954)، Boot and Wit (1960)، Watts and Edwards (1968)، Edwards and Orcutt (1969)، Gupta (1971)، Sasaki (1978) و Winter (1980) می‌گردد. مطالعات پیشگام این جنبه از موضوع، توسط تایل (1954) آغاز می‌گردد که پس از او محققین دیگر با بکارگیری یافته‌های نظری وی به بررسی‌های تجربی و نظری این موضوع پرداخته‌اند.

۲ـ جمعی‌سازی و مسئله پیش‌بینی که برای اولین بار از سوی Grunfeld and Griliches (1960) مورد بحث قرار گرفته و پس از آن توسط Komi Sasaki (1978) مورد نقد و بررسی بیشتر قرار گرفته است. تمرکز این تجزیه و تحلیل بر این مبنا استوار است که

---

1. H.Thiel (1954)

2. H.A.Green (1964)

آیا برای پیش‌بینی متغیر جمعی بایستی معادلات خرد (۲ـ۳) مورد استفاده قرار گیرند یا معادله کلان (۲ـ۴).

۳ـ صورت دیگر مطالعات دربارهٔ نظریه جمعی‌سازی که اخیراً توجه نسبتاً زیادی را به سوی خود جلب نموده است، آزمونهای آماری مربوط به تورش جمعی سازی است. که اولین بار از سوی A. Zellner (1962) مطرح گردید و پس از آن Lee, Pesaran and Piers (1990) و Pesaran, Piers and Kumar, (1980) و Pierse, Pesaran (1989) با ارائه توابع نمونه‌ای[1] متفاوت به آزمون تورش جمعی سازی [2] در قالب مدلهای خطی به روش مستقیم و غیرمستقیم پرداخته‌اند.

علاوه بر این لارنس کلاین ۱۹۴۶، در اولین مطالعه اساسی پیرامون موضوع جمعی‌سازی، طی مقاله‌ای به بیان اصول جمعی‌سازی (عمدتاً اصل قیاس) و همفزونی در مدلها و روابط غیرخطی پرداخته است. کلاین در بخش اول مقاله خود با ارائه مثالی از تابع تولید در سطح خرد و استخراج توابع تقاضا و عرضه برای نهاده‌ها و عرضه محصول در این سطح، به بیان شرایطی می‌پردازد که طبق آن معادلات جمعی عرضه و تقاضای نهاده و عرضه محصول نیز باید آن را برقرار نمایند.[3]

۱ـ چهارچوب نظری

برای دستیابی به یک دید کلی نسبت به آنچه که جمعی‌سازی شامل آن می‌گردد، بحث خود را با نمایش سیستم خرد در نمادهای ریاضی آغاز می‌کنیم.

---

1. Statistic

2. Aggregation Bias

3. L. Klein (1946)

۱ـ گیریم واحدهای خرد اقتصاد بوسیله شاخص $i=1,2,...,N$ که می‌توانند در یک واحد کلان به شکل کل درآیند، نشان داده شوند.

۲ـ برای هر یک از واحدهای خرد اقتصاد نظریه‌ای وجود دارد که Y_i را بصورت تابعی از متغیرهای دیگر مثل X_i و یک متغیر تصادفی U_i بیان می‌دارد.

$$Y_i=X_i\beta_i+U_i \qquad (1-1)$$

فرض بر این است که قسمت دترمینستیک معادله (۱ـ۱) حاصل یک فرایند بهینه‌یابی از رفتار مصرف‌کنندگان $i=1,2,...,N$ می‌باشد. β_i پارامترهای $K_i\times 1$ روابط خرد بوده و بطور کلی برای nها (افراد یا بنگاههای) مختلف متفاوت خواهند بود. بدین معنی که واکنش واحد iام در برابر یک واحد تغییر در برابر هر یک از متغیرهای X_i دارای رتبه کامل ستونی ابعاد $T\times K_i$ می‌تواند متفاوت باشد. بردار U_i بردار $T\times 1$ و متغیری تصادفی با توزیع نرمال و امیدریاضی صفر مستقل از X و فاقد خود همبستگی بوده، لیکن می‌تواند دارای همبستگی همزمانی[1] باشد.

بنابراین، متناظر با روابط خرد (۱ـ۱) رابطه جمعی سازی را نیز می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y_a=X_a\beta_a+v \qquad (1-2)$$

که در آن:

$$X_a=\Sigma X_i \quad , \quad Y_a=\Sigma Y_i$$

اکنون می‌توان این پرسش را مطرح ساخت که چه رابطه‌ای میان روابط خرد (۱) و رابطه جمعی (۱ـ۲) وجود دارد؟ آیا با جمع‌بندی[2] تمام واحدهای فردی بر روی شاخص i،

1. Contempronusly

2. Summation

متغیر کل Y_i می‌تواند بر حسب متغیرهای X_a بیان گردد؟ پاسخ بسیار ساده و روشن است. خیرا زیرا جمع‌بندی طرف چپ روابط (۱ـ۱) متغیر کلان Y_a را بر حسب متغیرهای تفکیک‌سازی شده X_i با وزنهای معین بدست می‌دهد:

$$\sum_i Y_i = \sum_i X_i b_i + \sum_i U_i \qquad (۱ـ۳)$$

تایل (۱۹۵۴) برای رسیدن از معادلات (۱ـ۱) به معادله (۱ـ۲) بدون برخورد با مشکل معادله (۱ـ۳) بکارگیری معادلات کمکی[1] زیر را پیشنهاد می‌کند:

$$X_i = X_a B_i + Z_i \qquad (۱ـ۴)$$

که در آن X_i ماتریس $T \times K_i$ از متغیرهای خرد سیستم، X_a ماتریس $T \times K_i$ از متغیرهای کلان (۱ـ۲)، B_i ماتریس $K_i \times K_i$ از پارامترهای قابل برآورد است.

در مجموعه روابط (۱ـ۴) متغیرهای خرد توضیحی سمت راست (۱ـ۱) بطور خطی به تمام متغیرهای کلان سمت راست (۱ـ۲) وابسته‌اند. و این روابط خطی را معادلات رگرسیونی کمکی می‌نامد. به نظر تایل ضرایب این معادلات رگرسیونی می‌توانند با استفاده از روش کمترین مربعات معمولی برآورد گردند. روشن است که در این مجموعه برای هر فرد به تعداد متغیرهای توضیحی معادله وجود دارد، که در مجموع برای یک اقتصاد Λ فردی و یک معادله رفتاری با K متغیر توضیحی، $K \times \Lambda$ معادله کمکی باید در نظر گرفته شود. در معادلات (۱ـ۴) قیدهای زیر تحت عنوان "شرایط سازگاری تایل" همواره با هر تعداد مشاهده برقرار است:

$$\sum_i B_i = I \quad , \quad \sum_i Z_i = o \qquad (۱ـ۵)$$

---

1. Auxilary Equations

$$X_a=\Sigma_i X_i=X_a\Sigma_i B_i+\Sigma_i Z_i$$

روابط (۴ـ۱) غیر استوکاستیک بوده و اجزاء اخلال Z_i دارای میانگین صفر و نیز غیر تصادفی است. این روابط فاقد هر گونه مفهوم اقتصادی بوده و فقط جهت بیان متغیر وابسته کلان بر حسب متغیرهای توضیحی کلان و بیان روابط میان پارامترهای روابط خرد و رابطه کلان ارائه شده‌اند.

با جاگذاری (۴ـ۱) در (۱ـ۱) داریم:

$$\Sigma_i Y_i=X_a\Sigma_i B_i\beta_i+\Sigma U_i+\Sigma Z_i b_i$$

$$Y_a=X_a\Sigma_i B_i\beta_i+V_a$$

بنابراین با بکارگیری فرض و معادلات کمکی تایل متغیر کل Y_a بصورت تابعی از متغیرهای کلان X_a تبدیل می‌شود و مقدار پارامترهای کلان رابطه همفزون (۲ـ۱) بصورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\beta_a=\Sigma B_i\beta_i$$

و تخمین‌زن حاصل از بکارگیری روش حداقل مربعات معمولی آن عبارت است از:

$$\hat{\beta}_a=(X_a'X_a)^{-1}X_a'Y_a$$

$$\beta_a=E[(X_a'X_a)^{-1}X_a'\Sigma_i(X_i\beta_i+U_i)=\beta a+(X_a'X_a)^{-1}X_a'\Sigma U_i \qquad (۱ـ۶)$$

که در آن $(X_a'X_a)^{-1}X_a'\Sigma U_i$ خطاهای ضمنی نمونه‌گیری[1] تخمین‌زنهای حداقل مربعات معمولی پارامترهای کلان می‌باشند و $\beta_a=\Sigma_i B_i\beta_i$ است.

پارامتر رابطه $\hat{\beta}_a$ نه تنها برابر با جمع میانگین پارامترهای متناظر نیست، بلکه ترکیبی

1. Implied Sampling Errors (ISE)

از پارامترهای متناظر و غیرمتناظر همراه با وزنهای ضرایب معادلات کمکی است که در آن مقدار واقعی پارامترها بر اساس تعریف تایل برابر با میانگین پارامترهای خرد متناظر است که می‌تواند با کمی دستکاری بدست بیاید و بقیه عناصر تورش همفرونی را تشکیل می‌دهند.

۲ـ آزمون تورش همفزونی

موضوع تورش همفزونی را بنا به تعریف تایل (۱۹۵۴) در رابطه (۶ـ۱)، به مفهوم انحراف پارامترهای رابطه کلان از میانگین‌های پارامترهای خرد متناظر معرفی کردیم. در چهارچوب مدلهای خطی تفکیک شده (۱ـ۱) و مدل جمعی سازی (۲ـ۱) بردار تورش جمعی‌سازی بصورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\eta\beta=\beta_a-\Lambda^{-1}\Sigma_i\beta_i \qquad (۲ـ۱)$$

که در آن β_i ،$i=1,2,...,\Lambda$ بردارهای ضرایب روابط خرد، β_a بردار ضرایب معادله کلان و Λ تعداد واحدهای خرد (تعداد معادلات رفتاری خرد) است. تورش جمعی‌سازی می‌تواند در قالب فرضیه‌های عدم و جانشین زیر بیان گردد.

$$H_\circ: \beta_a-\Lambda^{-1}\sum_{i=1}^{\Lambda}\beta_i \qquad \text{یا} \qquad \eta_\beta=O \qquad (۲ـ۲)$$

ایده اساسی که در ورای این آزمون قرار دارد بسیار ساده است. پرسش این است که آیا تخمین‌زن $\hat{\eta}$ تفاوت معنی‌داری از صفر دارد یا خیر؟

برای آزمون فرضیه (۲ـ۲) می‌توان از تخمین‌زنهای OLS برای بردار β_a و بردارهای β_i

استفاده کرد (L.P.P-1990)[1]، این فرضیه می‌تواند با بکارگیری تخمین‌زنهای OLS برای بردار β_a و تخمین‌زنهای حاصل از روش برآورد معادلات بظاهر غیر مرتبط (زلنر ۱۹۶۲) آزمون گردد. در این مقاله برای آزمون فرضیه معنی‌دار بودن $\eta=0$ تابع آزمونی با بکارگیری روش دوم استفاده می‌شود که در این صورت، بردار تخمین‌زن تورش جمعی سازی بصورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\hat{\eta}_s = \hat{\beta}_a - \Lambda^{-1} S \hat{\beta} \qquad (۲.۳)$$

که در آن S ماتریس جمع‌بندی $K \times \Lambda.k$ و $\hat{\eta}_s$ بردار تورش جمعی سازی $K\times 1$است، بطوری که

$$S=[I_k^1 ,..., I_k^\Lambda]_{K\times \Lambda k}$$

$$\hat{\beta}=(X' \Omega^{-1} X)^{-1} (X' \Omega^{-1} Y) \quad , \quad \Omega=\Sigma \otimes I \qquad (۲.۴)$$

بطوری که $Y_{\Lambda.T\times 1}$، X ،$I_{T.T}$، $\Sigma_{\Lambda.\Lambda}$ ابرماتریس قطری بلوکی می‌باشد. بکارگیری تخمین‌زنهای SURE برای لحاظ کردن فرض همبستگی همزمان اجزاء اخلال است که در فرضهای پیشین در نظر گرفته شدند. عدم استقلال دو به دو و همزمان اجزاء اخلال سبب می‌شود که بکارگیری روش SURE دارای کارآیی مجانبی بیشتری نسبت به تخمین‌زنهای OLS باشد.

رابطهٔ (۲.۳) پس از جاگذاری، تخمین‌زنهای $\hat{\beta}_a \hat{\beta}$ به صورت زیر می‌تواند بیان گردد:

$$\hat{\eta}_s=(X_a^1 X_a)^{-1} X_a Y_a - \Lambda^{-1} S(X\Omega^{-1}X)^{-1}X^1\Omega^{-1}Y \qquad (۲.۵)$$

لازم است قبل از ارائه تابع نمونه‌ای مناسب برای آزمون (۲.۲) مشخصات توزیعی $\hat{\eta}_s$ روشن شود.

---

1. See, Lee Pesaran and Piers, The Economic Journal (1990), P.P. 137-150

$$\hat{\eta_s}=[(X'_aX_a)^{-1}\ X'_a\ S^*-\Lambda^{-1}S(X'\Omega^{-1})^{-1}X'\Omega^{-1}]Y$$

برای سهولت در بکارگیری نمادهای ماتریس، دو رابطه زیر را تعریف می‌کنیم.

$$(X_a^{1}X_a)^{-1}\ X_a\ S^*=A_a\ ,\qquad S^*=[I_T^{1}\ ,\ ...,\ I_T^{\Lambda}]$$

$$\Lambda^{-1}\ S(X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}=A$$

که در آن S^* ماتریس جمع‌بندی دیگری با ابعاد $T\times T.\Lambda$ برای تبدیل بردار Y به Y_a است. در صورت برقراربودن فرضیه و شرایط جمعی‌سازی سازگار $U_a=\Sigma U_i$، رابطه زیر بدست می‌آید:

$$\hat{\eta_s}=(A_a-A)U$$

که امید ریاضی آن برابر است با:

$$E(\eta_s)=E[(A_a-A)U]$$

$$=O_{\Lambda\times 1}$$

و واریانس آن برابر است با:

$$E(\eta_s\eta'_s)=E[(A_a-A)UU'(A_a-A)']$$

$$=(A_a-A)(\Sigma\otimes I)(A_a-A)'$$

$$=V(\hat{\eta_s})$$

با فرض نرمال بودن U، روشن است که η_s تابعی خطی از این کمیت بوده، بنابراین قابل اثبات است که صورت درجه دوم آن دارای توزیع مجانبی چی‌دو با درجه آزادی برابر با Rank $(S\otimes I)$ باشد. یعنی:

$$q^{dg}=\hat{\eta_s}V^{-1}\hat{\eta_s}\ \sim\chi^2\ df=Rank(V)$$

۳ـ استخراج مدل رگرسیون نظری سرمایه‌گذاری

برای محاسبه و آزمون تورش جمعی‌سازی در تابع سرمایه‌گذاری جمعی بخش خصوصی ایران، تشکیل سرمایه دراین بخش به ۶ زیر گروه (بعنوان واحدهای خرد) شامل تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و مستغلات، صنعت و معدن، آب و برق، نفت و گاز، کل خدمات منهای مستغلات و بخش کشاورزی تقسیم‌بندی شده‌اند.

مدل نظری لازم با بکارگیری مدل شتاب انعطاف‌پذیر تعمیم یافته سازگار بصورت زیر استخراج شده است:

$$IP_{it}=\beta_{i0}/\Lambda+\beta_{i1}VA_{it}+\beta_{i2}IG_{it}+\beta_{i3}IP_{it-1}+\beta_{i4}ROLLNR\Lambda+\beta_{i5}DUMt/\Lambda+U_{it}$$

(۳ـ۱)

$i=sci,min,we,og,sir,ai$

IP_{it}: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی در بخش i و در دوره زمانی t

VP_{it}: ارزش افزوده بخش i در دوره t

IG_{it}: مخارج عمرانی دولت در بخش i در دوره زمانی t

IP_{it-1}: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی بخش i در دوره زمانی t-1

$ROULR_t$: کل درآمدهای نفتی به قیمت ثابت ۱۳۶۱

DUM_t: متغیر مجازی وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی که به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\begin{cases} DVM_t=o,t=۱/۳۴۵,...,۱۳۵۶,۱۳۶۸,...,۱۳۷۰ \\ DUM_t=(۱/\Lambda)J,t=۱۳۵۷,...,۱۳۶۷ \end{cases}$$

که در آن J برداری با عناصر یک است. متناظر با معادلهٔ (۲ـ۱)، معادله کلان زیر تعریف می‌گردد که:

$$SIP_t=\beta_0+\beta_1 SVA_t+\beta_2 SIG+\beta_3 SIP_{t-1}+\beta_4 ROLR_t+\beta_5 DUM$$

که در آن، متغیرها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

SIP_t: تشکیل سرمایه جمعی بخش خصوصی

SVA_t: مجموع ارزشهای افزوده بخشها

SIG_t: کل مخارج عمرانی دولت در بخشها

$ROILR_t$: کل درآمدهای حاصل از فروش نفت به ریال

DUM_t:متغیر موهومی وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی

که SIP_t به طور خود همبسته، تابعی از SVA_t مجموع ارزش افزوده بخشها، SIG_t کل هزینه‌های عمرانی بخش عمومی در بخشهای مختلف، درآمدهای حاصل از نفت و یک متغیر موهومی است.

متناظر با روابط (۴ـ۱) معادلات رگرسیونی کمکی و روابط کمکی مورد نیاز بر اساس فرضهای تایل، ۱۸ معادله برای متغیرهای خرد توضیحی، VA_{it} PI_{it-1} و IG_{it}بصورت تابعی از متغیرهای کلان توضیحی در (۲ـ۳) می‌تواند تصریح گردد.

۴ـ برآورد روابط رگرسیونی (۱ـ۳) و (۲ـ۳):

در این بخش، مدل رگرسیونی ارائه شده در (۱ـ۳) و (۲ـ۳) با به کارگیری روشهای ارائه شده در برآورد تقاضای سرمایه‌گذاری تفکیک شده و جمعی بخش خصوصی ایران به کار می‌رود. برآورد شکل مقید توابع تقاضای سرمایه‌گذاری (۱ـ۳) برای شش زیر بخش اقتصادایران، در جدول (۱ـ۴) ارائه شده است. تعیین قیدها براساس معنی‌دار نبودن ضرایب متغیرهای توضیحی بوده و حذف آنها پس از انجام آزمون فرضیه‌های تداخل صورت پذیرفته است. همچنین فرم برآوردشده و محاسبه معادله کلان، در سطر آخر جدول (۱ـ۴)

آمده‌است.

تعیین مقدار تورش و خطای ناشی از بکارگیری معادله کلان برآورد شده، مستلزم برآورد معادلات به اصطلاح کمکی (۴ـ۱) تایل (۱۹۵۴) است. نتایج حاصل از برآورد این دسته معادلات در جدول (۲ـ۴) آمده است. سطر آخر جدول (۲ـ۴) به خوبی برقراری شرایط سازگاری تایل را به صورت (۵ـ۱) نشان می‌دهد.

ملاحظه می‌گردد که مقدار عددی ضرایب محاسبه شده واقعی در سطر هشتم جدول (۱ـ۴) تفاوت قابل توجهی با سطر نهم معادله برآورد کلان (۲ـ۱) دارند، به طوری که در پاره‌ای موارد، نظیر مخارج عمرانی دولت و درآمدهای نفتی، حتی علامت ضرایب نیز متفاوت می‌باشند. روشن است که این اختلاف مربوط به روش است. زیرا جمع‌بندی تمام معادلات خرد نمی‌تواند Y_a را بر حسب متغیرهای جمعی بیان نماید.

لذا در تصریح و برآورد معادلات (۲ـ۶) نوعی خطای تصریح وجود داشته و لازم است این خطا قبل از بکارگیری روابط برآورد شده برای تحلیل ساختار و اصلاح سیاست و نیز علت و عوامل تشکیل دهنده مقدار آن با جزییات تعیین گردد. ضرایب معادلات خرد در جدول (۱ـ۴)، و ضرایب معادلات کمکی در جدول (۲ـ۴) و ضرایب معادله کلان نیز در جدول (۱ـ۴) براساس معادلات (۱ـ۳) و (۲ـ۳) محاسبه شده‌اند.

نتایج حاصل از برآورد تورشها به‌طور خلاصه در جدول (۳ـ۴) آمده است. ستون (۱) این جدول نشانگر مقادیر واقعی پارامترهای کلان (میانگین پارامترهای خرد)، ستونهای (۲) الی (۴) مربوط به عناصر تشکیل‌دهنده تورش جمعی‌سازی ضرایب کلان، ستون (۵) نشانگر مجموع عناصر ستونهای (۲) الی (۴) است. ستون (۶) خطای نمونه‌گیری، ستون (۷) ضرایب متغیرهای کلان حاصل از روش OLS و سرانجام ستون (۸) نسبت تورش جمعی‌سازی به مقدار واقعی پارامترهای کلان محاسبه شده را نشان می‌دهند. عناصر تشکیل تورش

همفزونی جزء ثابت در سطر اول ناشی، از ضرایب متغیرهای IP_{it-1} روی VA_{it} و IG_{it} است که مقدار تورش به اندازه ۱/۱۲ برابر مقدار واقعی است. عناصر تشکیل‌دهنده تورش متغیر کلان $SIP_{(-1)}$ در سطر دوم درج شده که ناشی از IP_{it-1} به VA_{it} و IG_{it} است و نسبت آن به مقدار واقعی ۱/۰۱۸ برابر است. تورش ضریب متغیر جمعی $VA_{(t)}$ ناشی از ضرایب متغیرهای $SVA_i(t)$ در سطر سوم و ستون (۳) و تورش ناشی از ضرایب متغیرهای غیرمتناظر شامل متغیرهای IP_{it-1} و IG_{it} در ستونهای (۲) و (۴) قراردارند. تورش ضریب متغیر همفزون SIG_t در ستونهای (۲) و (۳) ناشی از ضرایب غیرمتناظر و تورش ناشی از ضرایب متغیرهای خرد متناظر در ستون (۴) آمده است. نکته قابل توجه که تورش جمعی‌سازی در ضرائب متغیرهای جمعی جزء ثابت SIP_{t-1} ، SVA_t و SIG_t، ناشی از متغیرهای متناظر خرد و غیرمتناظر خرد همین سه متغیر است و بعضاً در مواردی که قیدهای صفری وجود دارد، برخی از آنها نیز حذف می‌گردد. علاوه براین، ضریب‌های متغیرهای جمعی مذکور مستقل از ضرایب متغیرهای کلان روابط خرد $ROILR_t$ و DUM_t است و تورش جمعی‌سازی ضرایب متغیرهای جمعی $ROLIR_t$ و DUM_t در رابطه جمعی‌سازی (۲ـ۴)، تماماً ناشی از متغیر خرد غیرمتناظر IP_{it-1} به SVA_{it} و IG_{it} است.

ستون (۸) نسبت تورش جمعی‌سازی به مقدار واقعی $\Sigma \beta_{ik} / \Lambda$ است. این نسبت با توجه به ضرایب متغیرهای $ROILR_t$ و DUM_t، ۸/۳۵ برابر مقدار واقعی است.

از جدول (۳ـ۴) چنین برمی‌آید که مقدار ISE محاسبه شده، به‌طور قدر مطلق در مورد جزء ثابت ۰/۶ ، برای ضریب SIP_{t-1} برابر با ۰/۵۲ ، برای ضریب $ROILR_t$ معادل ۲۰/۵ و برای ضریب متغیر موهومی ۰/۳۷ برابر است.

عامل تعیین کننده مسیر زمانی هر متغیر، مقدار ریشه مشخصه معادله تفاضلی آن

است. ریشه مشخصه EMC برابر با ۰/۰۹۸۵- و معادله AEMC برابر با ۰/۰۳۸۷- است. علاوه براین عامل، مقدار تعادلی بلند مدت و نیز مقادیر اولیه متغیر سرمایه‌گذاری جمعی بخش خصوصی نیز در تعیین موقعیت سیر زمانی مؤثر هستند. دو مورد اخیر با توجه به‌وجود چند متغیر توضیحی دیگر که‌به عنوان عناصر ثابت معادله تفاضلی تلقی می‌گردند، می‌تواند مقادیر متفاوتی باشد، بنابراین به‌ازای هر مقداری از آنها، مسیرهای زمانی که از نظر موقعیت قرارگرفتن گوناگون‌اند ولی دارای شکل نوسانات یکسان می‌باشند حاصل می‌گردد.

مقادیر ریشه مشخصه هردو معادله جمعی EMC و AEMC بسیار کم است و در نتیجه بعداز دوره سوم t=۳ چگونگی نوسانات آنها برهم انطباق می‌یابند و عامل تعیین کننده تفاوت دو مسیر زمانی، SPI_t و SIP^e در دو معادله خواهد بود. بنابراین اگرچه دو ریشه مشخصه متفاوت ازهم‌اند و ریشه EMC حدود سه برابر AEMC است، ولی این تفاوت در درازمدت (بعداز ۳ سال)، به دلیل آنکه ۰>G>۱- است، بی‌اثر می‌شود.

۵ـ آزمون تجربی تورش جمعی سازی

مسئله تورش جمعی سازی، همانطوری‌که تایل (۱۹۵۴) بحث می‌شود، به‌صورت انحراف پارامتر کلان از میانگین پارامترهای خرد متناظر تعریف می‌گردد. در چهارچوب مدلهای تفکیک‌سازی شده و جمعی‌سازی‌شده خطی (۱ـ۳) و (۲ـ۳)، بردار اریب جمعی‌سازی به‌صورت (۳ـ۲) تعریف شد.

$$\eta_{\xi} = \beta - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \beta_i$$

که درآن بردار β با استفاده‌از روش OLS و بردارهای β_i با استفاده‌از روش SURE برآورد می‌گردند. مقدار عددی برآورد شده η_{ξ} به‌صورت زیر بدست آمده‌است:

$$\hat{\eta}_g = \begin{vmatrix} -۱۴۱/۸۳۳ \\ -۰/۰۹۸۵۴ \\ ۰/۱۴۲۷۷۴ \\ ۰/۱۸۱۴۴۶ \\ -۰/۱۱۴۸۶ \\ -۱۰۱/۸۶۲ \end{vmatrix} - \begin{vmatrix} ۱۹۶/۸۶ \\ -۰/۰۳۸۷ \\ ۰/۳۴۷۹ \\ -۰/۲۴۴ \\ ۰/۰۰۵۶ \\ -۲۷۱/۶۵۴ \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} -۳۳۸/۷۰۳ \\ -۰/۱۳۷۲ \\ -۰/۰۲۰۵۱۳ \\ ۰/۴۲۵۴ \\ ۰/۱۰۹۲ \\ -۱۶۹/۷۹ \end{vmatrix}$$

آنگاه، آزمون تورش جمعی‌سازی، مشتمل بر آزمون فرضیه $H_0 = \eta_g = 0$ با بکارگیری تابع نمونه q^{dg} محاسبه می‌گردد:

$$q^{dg} = \hat{\eta}' \cdot VC(\hat{\eta}^{-1})\ \hat{\eta}$$

که در آن $VC(\hat{\eta})$ ماتریس واریانس کواریانس بردار $\hat{\eta}$ است و مقدار عددی آن، برابر روابط خرد (۱ـ۳) با قیدهای صفری مذکور در جدول (۱ـ۴) و معادله جمعی (۲ـ۳) برای دوره نمونه ۱۳۷۰ـ۱۳۴۴ ماتریس ۶×۶ زیر است:

$$VC(\hat{\eta}_g) = \begin{vmatrix} ۸۴۳/۳۷ & ۱/۷۳۵۹ & -۰/۴۶۸ & -۳۵۴/۳۹ & ۱۵/۰۵۴ & ۵۲۳/۱۵۲ \\ ۱/۷۲۶ & ۰/۰۱۲۰۵ & ۰/۰۰۱۸۷ & -۱/۸۹۶ & -۲۷۱/۳۸۹ & ۳۱/۱۳۴ \\ -۰/۴۷۰۷ & -۰/۰۰۱۸۴ & ۰/۰۰۰۴۷ & ۰/۲۶۰۲۵ & -۵/۲۱۵ & ۰۶۵۱/۵۵ \\ -۳۵۴/۲۷ & -۱/۹۱۴ & ۰/۲۶۳ & ۳۶۶/۱۳۶ & ۳/۶۱۷ & ۷/۶۵۲ \\ ۱۵/۰۵۴ & -۲۷۱/۳۸۹ & -۵/۲۱۵ & ۳/۶۱۷ & ۰/۰۸۳۶۲ & -۶/۴۷۵ \\ -۵۲۳/۱۵۲ & ۳۱/۱۳۴ & -۶۵۱/۵۵ & ۷/۶۵۲۱ & -۶/۴۷۵ & ۱۳۸/۴۵ \end{vmatrix}$$

مقدار کمیت نمونه‌ای q^{dg} که دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی $Rank\ [Vc\ (\hat{\eta}_s)]$ است که مقدار عددی آن معادل $q^{dg} = ۲۸۸/۶۰۹۳$ محاسبه گردید.

بنابر این مقدار بردار $\hat{\eta}_s$ محاسبه شده، تفاوت معنی‌داری از صفر داشته و به‌کارگیری معادله رگرسیونی تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به‌صورت جمعی، سبب از دست رفتن اطلاعات می‌گردد و استفاده از روابط خرد (۱ـ۳) در مقابل (۲ـ۳) ترجیح داده می‌شود.

جدول (۱-۴)، ضرایب معادلات خرد برآورد شده

i	ai	bi1	bi2	bi3	bi4	bi5
sci	-642.186	0.086803	1.505655	-1.56233	-0.08073	-333.13
min	410.1746	0.05617	0.04551	-0.12279	0	-377.36
we	0.888493	0	0.464325	0.441344	0	-153.869
sri	1042.325	0.175965	0.030691	0	0.005379	-652.607
og	182.7362	-0.55112	0.019301	0.31016	0.077624	0
ai	187.2427	0	0.021974	-0.53169	0.031346	-112.969
AVG	196.8635	-0.0387	0.347909	-0.24422	0.005604	-271.656
EMC	-141.833	-0.09854	0.142774	0.181446	-0.11486	-101.862
ISE	-338.696	-0.05984	-0.20514	0.425663	-0.12047	169.7941

جدول (۲ـ۴)، برآورد ضرایب معادلات کمکی

Coefficionts Of Auxilary Equations

i	*A1i*	*A2i*	*A3i*	*B1.1i*	*B1.2i*	*B1.3i*	*B2.1i*	*B2.2i*
sci	*-164.786*	*-94.3702*	*-19.3879*	*0.305142*	*-0.07132*	*-0.04782*	*0.022013*	*0.04867*
min	*39.6597*	*-590.464*	*61.3847*	*0.093578*	*-0.16012*	*-0.03402*	*-0.00151*	*0.0200416*
we	*-31.469*	*-94.0499*	*-6.7627*	*0.1342*	*-0.02195*	*-0.01985*	*-0.00199*	*0.02772*
sri	*123.364*	*-827.56*	*-88.2576*	*0.3023*	*0.002705*	*0.1452*	*-0.00885*	*0.412828*
og	*48.749*	*1777.24*	*15.1569*	*0.160425*	*0.50101*	*-0.05618*	*0.019745*	*0.03196*
ai	*-15.5179*	*-170.795*	*37.8665*	*0.004341*	*-0.25033*	*0.012676*	*0.007094*	*0.27839*
SUM	*-0.00*	*0.00*	*-0.00*	*1.00*	*0.00*	*0.00*	*0.03*	*1.00*

i	*B2.3i*	*B3.1i*	*B3.2i*	*B3.3i*	*B4.1i*	*B4.2i*	*b4.3i*	*B5.1i*
sci	*0.008741*	*0.05256*	*0.151549*	*0.027228*	*-0.06951*	*0.07184*	*0.073166*	*1914.39*
min	*0.00054*	*-0.04809*	*0.01181*	*0.030332*	*0.005215*	*-0.2435*	*0.049738*	*-527.109*
we	*0.004628*	*0.012479*	*-0.01417*	*0.11574*	*0.00283*	*-0.0478*	*0.012314*	*-126.936*
sri	*-0.01581*	*-0.11992*	*0.12272*	*0.747931*	*0.04952*	*-0.08188*	*-0.15272*	*-1047.94*
og	*0.00335*	*0.129265*	*-0.16857*	*0.85247*	*0.003098*	*0.71342*	*-0.00103*	*-162.112*
ai	*-0.00146*	*0.001327*	*-0.1033*	*-0.00586*	*0.010114*	*-0.413*	*0.018533*	*-50.2922*
SUM	*-0.00*	*0.03*	*0.00*	*1.00*	*0.00*	*0.00*	*-0.00*	*0.00*

i	*B5.2i*	*B5.3i*
sci	*1389.402*	*-16.2737*
min	*459.9892*	*19.6341*
we	*47.345*	*34.74948*
sri	*6879.473*	*-39.9772*
og	*-10405.8*	*8.36761*
ai	*1629.545*	*-6.50029*
SUM	*-0.00*	*-0.00*

جدول (۳ـ۴)، عناصر تشکیل دهنده تورش جمعی‌سازی و خطاهای ضمنی نمونه‌گیری ضرایب کلان برآورد شده

	AEMC	تورش جمعی‌سازی عناصر تشکیل دهنده				ISE	EMC	(۵)/(۱)
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)
جزء ثابت	۱۹۶/۸۶	-۱۷/۲۳۵	-۲۰۷/۲۸	۲/۲۲۶	-۲۲۰/۲۷۹	-۱۱۸/۳۱۲	-۱۲۱/۸۳۳	-۱/۱۱۹۲
SIP(-1)	-۰/۰۳۸	۰/۰۳۵۲۲	-۰/۱۲۰۶	۰/۰۲۵۹۶	-۰/۰۳۹۲۲	-۰/۰۲۰۴۲	-۰/۰۹۸۵۲	۱/۰۱۸۶
SVA(t)	۰/۳۳۷۹	-۰/۰۱۰۷۸	-۰/۲۳۳۳۳	-۰/۰۰۹۸۶	-۰/۲۵۳۸۷	۰/۰۲۸۷۲	۰/۱۳۲۷۷۲	-۰/۷۲۹۷
SIG(t)	-۰/۲۳۲	-۰/۰۹۰۳۸	۰/۲۲۰۳۸	۰/۲۷۸۵۹	۰/۲۰۸۲۹	۰/۰۱۶۹۵۶	۰/۱۸۱۳۲۶	-۱/۶۷۲۱۳
ROLTR(t)	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۱۲۶۶	۰/۰۷۷۱۱۷	-۰/۱۲۵۱۵	-۰/۰۲۶۷۶۷	-۰/۰۷۳۶۹۳	-۰/۱۱۲۸۶	-۸/۳۵۱۲
DUM(t)	-۲۷۱/۶۵۶	۲۱/۵۱۰۰۶	۲۱۸۰/۹۸۳	۳۳/۲۰۱۹	۲۲۶۶/۸۹۲۹	-۲۰۹۷/۱۰۰۹	-۱۰۱/۸۶۲	-۸/۳۲۲۷

AEMC : میانگین ضرایب خرد برآورد شده (مقدار واقعی)

ISE : خطاهای ضمنی نمونه‌گیری

EMC : پارامترهای کلان برآورد شده

منابع و مآخذ فارسی:

۱ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بررسی تحولات اقتصادی کشور بعد از انقلاب، ادارهٔ بررسیهای اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران، ۱۳۶۴.

۲ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه بانک مرکزی، دایره حسابهای اقتصادی، تهران، سالهای ۷۰ـ۱۳۳۹.

۳ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران، اداره حسابهای اقتصادی، تهران، در دست انتشار، ۵۲ـ۱۳۴۴.

۴ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران ۶۶ـ۱۳۵۳، اداره حسابهای اقتصادی، تهران، ۱۳۷۰.

۵ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران ۶۹ـ۱۳۶۷، اداره حسابهای اقتصادی، تهران، ۱۳۷۱.

۶ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران ۱۳۷۰، اداره حسابهای اقتصادی، تهران، ۱۳۷۲.

۷ـ جری، نارایان سی، استنباط آماری چند متغیره، ابوالقاسم بزرگ نیا (مترجم)، چاپ اول، آستان‌قدس رضوی، مشهد، ۱۳۶۶.

۸ـ کمنتا،یان،مبانی‌اقتصادسنجی،کامبیرهژبرکیانی (مترجم)،چاپ اول، تهران، مرکز نشردانشگاهی، ۱۳۷۲.

۹ـ نوفرستی، محمد، بررسی تجربی مخارج سرمایه گذاری‌در بخش صنعت و معدن، اقتصاد، شماره۱، تابستان ۱۳۷۱.

۱۰ـ نوفرستی، محمد، یک ارزیابی از مدل اقتصادسنجی کلان برنامهٔ اول، مجلس و پژوهش شماره۳، تهران مرداد و شهریور ۱۳۷۲.

۱۱ـ نوفرستی، محمد و عرب مازار، عباس، یک الگوی اقتصادسنجی کلان برای اقتصاد ایران، پژوهش در سیاستهای اقتصادی، شماره ۱، سال دوم، تابستان ۱۳۷۳.

۱۲ـ والیس، کنت راف، موضوعات انتخابی در اقتصادسنجی کاربردی، حمید ابریشمی (مترجم)، تهران، انتشارات سمت، ۱۳۷۳.

۱۳ـ وهابی، بهرام، محاسبه و تحلیل اریب جمعی‌سازی در تخمین تابع مصرف ایران، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، ۱۳۷۰.

۱۴ـ ها گ،رابرت و. و آلن ت. گریک، مقدمه‌ای بر آمار ریاضی، نوروز ایزد دوستدار (مترجم)، چاپ سوم، تهران، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۶۶.

۱۵ـ یوهانس، لیف، گفتارهایی دربارهٔ برنامه‌ریزی اقتصادی در سطح کلان، عبدالامیر توکل(مترجم)، چاپ‌اول،تهران،وزارت‌برنامه‌وبودجه،مرکز مدارک اقتصادی ـ اجتماعی و انتشارات، ۱۳۶۷.

منابع و مآخذ لاتین:

1- Aigner. D. J. and Gooldfeld .S.M, "Estimation and prediction from Aggregate Data: when Aggregates are Measurd more Accurately", Econometrica, Vol, 42, No.1. (Janury) 1974.

2- Boot J.C.G. and G.M. de wit, "Investmetn Demand: An empinical contribution to the Aggregation problem", International Economic Review, No.1, (January), 1960.

3- Edwin Kuh, "An Essay on Aggregation theory and practice", Econometrics and Economic theory, Pub: Mac Millan, Londen, 1975, P.P. 57-100.

4- Evans. K. Michael, Macroeconomic Activity, Theory, forcasting and Control, Harper and Row, Londen, 1969.

5- Fox . K. Agust, Intermediate Economics- Statistics, willey Eastern Private limited, New Delhi, 1975.

6- George. A. Judge et, al , Introduction to the theory and Practice of Econometrics, 2th ed, Pub: john Willy and Sons, Singapor, 1987.

7- Gary D. Thompson "A test for spatial and temporal aggregation", Economies letters, North-Holland, vol. 36, 1994.

8- Green, HAJ, Aggregation in Economic Analysis, An Introductory survay, Princeton University press 1964.

9- Gupta. K. L, Aggregation in Economics A Theoretical and Empirical study, Rotterdam university Press, 1969.

10- Gupta. K. L, "Aggregation Bias in Linear Economic Models", International Economic Review, Vol, 12, No.2, June. 1971.

11- Khaled, saker, "Determinants of Private Investment in Pakistan" , IMF Warking paper, No.30, 1993.

12- Kloek. T. "Note on Convenient Matrix Notations in Multivariate Statistical Analysis and in the theory of linear Aggregation". International Economic Review, Vo.2, No.3 Septamber 1981.

13- Knox C.A. Levell. "A Note on Aggregation Bias and loss", Journal of Econometrics Vol.1 (1973) P.P. 301-311.

14- Lawrence R.Klein, "Remerks on the theory of Aggregation" , Econometrica, Vol. 14 (1946).

15- Lee.K.C, Pesaran. M. H. and R.G. Pierse" Testing for Aggregation Bias in Linear Models "The Economic Journal, 100 (cenference 1990).

16- Janankar P.N. , Investment: Thories and Evidence, Macmilan studies in Economies, Macmillan press (1972).

17- Misra. P.N. "A Note on linear Aggregation of Economic Relations", International Economic Review, Vol.10, No.2, Jun 1960.

18- Pesaran M.H, Pierse R.G. "A proof of the Asymptotic Validity of a test for Perfect Aggregation", Economics letters, Vol,30, PP. 41-47. 1987. (P.P.K)

19- Preston M.H. "A View of the Aggregation problem", Review of Economic Studis, Vol.27, No.1 PP.58-64, 1960.

20- Stromback C.T., "Aggregation in logarithmic Models, some experiments whit U.K. export Functions: A comment" Oxford bulletin of Economics and Statistics, vol 24, No.2, 1980.

21- Sundararajan. V and Subhash Thakur, "Public Investment, Crowding out, and Growth; A Dynamic Model Applied to India and Korea", IMF Staff Paper, Vol 27, Dec, 1980.

22- Theil .H. Linear Aggregation of Economic Relations Amsterdam: North Holland Publishing Company, 1954.

23- Wincoop, Eric Van, structural adjustment and the construction sector, European Economic Review, 37, (1993).

24-Winters, L.A "Aggregation in logarthmic Models: some Experiments with U.K.

Export Functions, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol 42, No.1 feb (1980).

25- Yehada Grunfeld and Zvi Griliches, "Is Aggregation necessarily Bad?" The Review of Economices and Statistics, Vol. XL II, No.I, FEB. 1960.

26- Zellner Arnold, "An efficient Metod of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias" , Journal of the American statistical Association, Vol.57, 1962.

27- Zellner Arnold, "Estimators for Seemingly unrelated Regression Equations: some Exact Finite Sample Result" , Journal of the American Statistical Association Vol.59, 1962.