

محاسبه و آزمون تورش جمعی سازی در تابع تقاضای کل

سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ایران

دکتر مرتضی قره‌باغیان *

غلامرضا کشاورز حداد **



چکیده:

موضوع همفزونی بر روی واحدهای خرد، بعد از آثار پیشگام تاییل (۱۹۵۲)، دارای سابقه‌ای طولانی در ادبیات اقتصاد سنجی بوده است. در این ادبیات دو موضوع خاص مورد تأکید بوده است. مسأله اول به پیش‌بینی و کاربرد معادلات کلان در مقابل معادلات تفکیکی سازی شده بر روی پیش‌بینی متغیر همفزون تمرکز دارد. این موضوع توسط گرونفلر و گرینچر (۱۹۶۰) و پسران، پیرس و کومار (۱۹۸۹) ارائه و گسترش 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 سرمایه‌گذاری همفزونی بخش خصوصی در ایران می‌پردازد. تابع آزمون مستقیمی برای آزمون فرضیه تورش همفزونی با بکارگیری تخمین زندهای 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 بکار بسته 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 تایلر، معادلات کمکی، خطای نمونه‌گیری، ریشه مشخصه معادلات جمعی

مقدمه:

در مدل‌سازی اغلب نظریه‌های اقتصادی و تحقیقات کاربردی، مسأله جمعی‌سازی 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 جمعی‌سازی را دربرگیرد. با این همه، متأسفانه تحلیل رضایت‌بخشی از مسئله همفزونی، به طور کلی، امکان‌پذیر نیست. برای مثال، در جمعی‌سازی بر روی کارگزاران منفرد، جمعی‌سازی 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 همفرونی تایل^۱ در ۱۹۵۴ است که بطور خلاصه به صورت زیر بیان می‌گردد. "نظریه جمعی سازی تبدیل روابط خرد به رابطه‌ای برای گروه بعنوان یک رابطه کلان است." و نیز تعریف دیگری از گرین^۲ (۱۹۶۴) وجود دارد که جمعی سازی را فرایندی می‌داند که به موجب آن، قسمتی از اطلاعات موجود به منظور بدست آوردن قابلیت کنترل بهتر نادیده گرفته می‌شود. تحقیق پیرامون جمعی سازی بر روی واحدهای خرد در ادبیات تجربی از نقطه نظرهای گوناگونی انجام پذیرفته است و سه مسیر اصلی در دامنه مطالعات این نظریه دیده می‌شود. این سه مسیر اصلی عبارتند از:

۱- جمعی سازی 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.

۲- جمعی سازی 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 (۳-۲) مورد استفاده قرار گیرند یا معادله کلان (۴-۲).

۳- صورت دیگر مطالعات درباره نظریه جمعی‌سازی که اخیراً توجه نسبتاً زیادی را به سوی خود جلب نموده است، آزمونهای آماری مربوط به تورش جمعی‌سازی 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^۱ متفاوت به آزمون تورش جمعی‌سازی^۲ 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.^۳

۱- 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)

۱- گیریم واحدهای خرد اقتصاد بوسیله شاخص $\lambda = 1000$ که می‌توانند در یک واحد کلان به شکل کل درآیند، نشان داده شوند.

۲- 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.

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

فرض بر این است که قسمت دترمینستیک معادله (۱-۱) حاصل یک فرایند بهینه‌یابی از رفتار مصرف‌کنندگان $i = 1, 2, \dots, 8$ می‌باشد. β_i پارامترهای $K_i \times 1$ روابط خرد بوده و بطور کلی برای نه‌ای (افراد یا بنگاه‌های) مختلف متفاوت خواهند بود. بدین معنی که واکنش واحد نام 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 $1 \times T$ و متغیری تصادفی با توزیع نرمال و امیدریاضی صفر مستقل از X و فاقد خود همبستگی بوده، لیکن می‌تواند دارای همبستگی همزمانی^۱ باشد.

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

نوشت:

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

که در آن:

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

اکنون می‌توان این پرسش را مطرح ساخت که چه رابطه‌ای میان روابط خرد (۱) و

رابطه جمعی (۱-۲) وجود دارد؟ آیا با جمع‌بندی^۲ تمام واحدهای فردی بر روی شاخص a ,

1. Contemporously

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 (۱-۱) متغیر کلان Y_a را بر حسب متغیرهای تفکیک‌سازی شده X_i با وزنهای معین بدست می‌دهد:

$$\sum_i Y_i = \sum_i X_i b_i + \sum_i U_i \quad (1.3)$$

تایل (۱۹۵۴) برای رسیدن از معادلات (۱-۱) به معادله (۱-۲) بدون برخورد با مشکل معادله (۱-۳) بکارگیری معادلات کمکی^۱ زیر را پیشنهاد می‌کند:

$$X_i = X_a B_i + Z_i \quad (1.4)$$

که در آن X_i ماتریس $T \times K_i$ از متغیرهای خرد سیستم، X_a ماتریس $T \times K_i$ از متغیرهای کلان (۱-۲)، B_i ماتریس $K_i \times K_i$ از پارامترهای قابل برآورد است.

در مجموعه روابط (۱-۴) متغیرهای خرد توضیحی سمت راست (۱-۱) بطور خطی به تمام متغیرهای کلان سمت راست (۱-۲) وابسته‌اند. و این روابط خطی را معادلات رگرسیونی کمکی می‌نامند. 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 (۱-۴) قیدهای زیر تحت عنوان "شرایط سازگاری تایل" همواره با هر تعداد مشاهده برقرار است:

$$\sum_i B_i = I \quad , \quad \sum_i Z_i = 0 \quad (1.5)$$

$$X_a = \sum_i X_{a_i} = X_a \sum_i B_i + \sum_i Z_i$$

روابط (۱-۴) غیر استوکاستیک بوده و اجزاء اخلاص 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 (۱-۴) در (۱-۱) داریم:

$$\sum_i Y_i = X_a \sum_i B_i \beta_i + \sum_i U_i + \sum_i Z_i b_i$$

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

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 (۱-۲) بصورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\beta_a = \sum_i B_i \beta_i$$

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

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

$$\beta_a = E[(X_a' X_a)^{-1} X_a' \sum_i (X_i \beta_i + U_i)] = \beta_a + (X_a' X_a)^{-1} X_a' \sum_i U_i \quad (۱-۶)$$

که در آن $(X_a' X_a)^{-1} X_a' \sum_i U_i$ خطاهای ضمنی نمونه‌گیری^۱ تخمین‌زنهای حداقل مربعات معمولی پارامترهای کلان می‌باشند و $\beta_a = \sum_i B_i \beta_i$ است.

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

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

۲- آزمون تورش همفرونی

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

$$\eta \beta = \beta_a - \Lambda^{-1} \sum_i \beta_i \quad (2-1)$$

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

$$H_0: \beta_a - \Lambda^{-1} \sum_{i=1}^{\Lambda} \beta_i \quad \text{یا} \quad \eta_{\beta} = 0 \quad (2-2)$$

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

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

استفاده کرد (L.P.P-1990)، 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:

$$\hat{\eta}_s = \hat{\beta}_a - \Lambda^{-1} S \hat{\beta} \quad (2.3)$$

که در آن S ماتریس جمع‌بندی $K \times \Lambda.k$ و η_s بردار تورش جمعی سازی $K \times 1$ است،

$$S = [k^1, \dots, k^{\Lambda}]_{K \times \Lambda.k} \quad \text{بطوری که}$$

$$\hat{\beta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} (X' \Omega^{-1} Y) \quad , \quad \Omega = \Sigma \otimes I \quad (2.4)$$

بطوری که $X, I_{T,T}, \Sigma_{\Lambda,\Lambda}, Y_{\Lambda,T \times 1}$ ابرماتریس قطری بلوکی می‌باشد. بکارگیری

تخمین‌زنهای SURE برای لحاظ کردن فرض همبستگی همزمان اجزاء اخلاص است که در فرضهای پیشین در نظر گرفته شدند. عدم استقلال دو به دو و همزمان اجزاء اخلاص سبب می‌شود که بکارگیری روش SURE دارای کارایی مجانبی بیشتری نسبت به تخمین‌زنهای OLS باشد.

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

$$\hat{\eta}_s = (X_a' X_a)^{-1} X_a' Y_a - \Lambda^{-1} S (X \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y \quad (2.5)$$

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

روشن شود.

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

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

$$(X'_a X_a)^{-1} X'_a S^* = A_a, \quad S^* = [I_T^1, \dots, I_T^A]$$

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

که در آن S^* ماتریس جمع‌بندی دیگری با ابعاد $T \times T \cdot \Lambda$ برای تبدیل بردار Y به Y_a است. در صورت برقرار بودن فرضیه و شرایط جمعی‌سازی سازگار $U_a = \Sigma U_1$ ، رابطه زیر بدست می‌آید:

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

که امید ریاضی آن برابر است با:

$$\begin{aligned} E(\eta_s) &= E[(A_a - A) U] \\ &= O_{\Lambda \times 1} \end{aligned}$$

و واریانس آن برابر است با:

$$\begin{aligned} E(\eta_s \eta'_s) &= E[(A_a - A) U U' (A_a - A)'] \\ &= (A_a - A) (\Sigma \otimes I) (A_a - A)' \\ &= V(\hat{\eta}_s) \end{aligned}$$

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 چی دو با درجه آزادی برابر با Rank (S⊗I) باشد. یعنی:

$$q^{dg} = \hat{\eta}_s' V^{-1} \hat{\eta}_s \sim \chi^2_{df} = \text{Rank}(V)$$

۳- استخراج مدل رگرسیون نظری سرمایه‌گذاری

برای محاسبه و آزمون تورش جمعی‌سازی در تابع سرمایه‌گذاری جمعی بخش خصوصی ایران، تشکیل سرمایه در این 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:

$$IP_{it} = \beta_{i0} / \Lambda + \beta_{i1} VA_{it} + \beta_{i2} IG_{it} + \beta_{i3} IP_{it-1} + \beta_{i4} ROLLNRA + \beta_{i5} DUM_t / \Lambda + U_{it} \quad (3-1)$$

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

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:

$$\begin{cases} DUM_t = 0, t = 1/345, \dots, 1356, 1368, \dots, 1370 \\ DUM_t = (1/\Lambda)J, t = 1357, \dots, 1367 \end{cases}$$

که در آن J برداری با عناصر یک است. متناظر با معادله (۱-۲)، معادله کلان زیر تعریف

می‌گردد که:

$$SIP_t = \beta_0 + \beta_1 SVA_t + \beta_2 SIG_t + \beta_3 SIP_{t-1} + \beta_4 ROILR_t + \beta_5 DUM_t$$

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 (۱-۴) معادلات رگرسیونی کمکی و روابط کمکی مورد نیاز بر اساس فرضهای تایل، ۱۸ معادله برای متغیرهای خرد توضیحی، VA_{it} ، PI_{it-1} و G_{it} بصورت تابعی از متغیرهای کلان توضیحی در (۳-۲) می‌تواند تصریح گردد.

۴- برآورد رولبظ رگرسیونی (۳-۱) و (۳-۲):

در این بخش، مدل رگرسیونی ارائه شده در (۳-۱) و (۳-۲) 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 (۳-۱) برای شش زیربخش اقتصاد ایران، در جدول (۴-۱) 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 برآورد شده و محاسبه معادله کلان، در سطر آخر جدول (۴-۱)

آمده است.

تعیین مقدار تورش و خطای ناشی از بکارگیری معادله کلان برآورد شده، مستلزم برآورد معادلات به اصطلاح کمکی (۱-۴) تاویل (۱۹۵۴) است. نتایج حاصل از برآورد این دسته معادلات در جدول (۴-۲) آمده است. سطر آخر جدول (۴-۲) به خوبی برقراری شرایط سازگاری تاویل را به صورت (۱-۵) نشان می‌دهد.

ملاحظه می‌گردد که مقدار عددی ضرایب محاسبه شده واقعی در سطر هشتم جدول (۴-۱) تفاوت قابل توجهی با سطر نهم معادله برآورد کلان (۱-۲) 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 (۶-۲) 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 (۴-۱)، و ضرایب معادلات کمکی در جدول (۴-۲) و ضرایب معادله کلان نیز در جدول (۴-۱) براساس معادلات (۳-۱) و (۳-۲) محاسبه شده‌اند.

نتایج حاصل از برآورد تورشها به‌طور خلاصه در جدول (۴-۳) آمده است. ستون (۱) این جدول نشانگر مقادیر واقعی پارامترهای کلان (میانگین پارامترهای خرد)، ستونهای (۲) الی (۴) مربوط به عناصر تشکیل دهنده تورش جمعی سازی 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 جمعی سازی به مقدار واقعی پارامترهای کلان محاسبه شده را نشان می‌دهند. عناصر تشکیل تورش

همفرونی جزء ثابت در سطر اول ناشی، از ضرایب متغیرهای IP_{it-1} روی VA_{it} و IG_{it} است که مقدار تورش به اندازه $1/12$ برابر مقدار واقعی است. عناصر تشکیل دهنده 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 $1/0.18$ برابر است. تورش ضریب متغیر جمعی $VA_{(t)}$ ناشی از ضرایب متغیرهای $SVA_{it}(t)$ 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) قرار دارند. 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 جمعی سازی در ضرایب 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، ضرایبهای متغیرهای جمعی مذکور مستقل از ضرایب متغیرهای کلان روابط خرد $ROILR_t$ و

DUM_t است و تورش جمعی سازی ضرایب متغیرهای جمعی $ROLIR_t$ و DUM_t در رابطه جمعی سازی (۴.۲)، تماماً ناشی از متغیر خرد غیرمتناظر IP_{it-1} به SVA_{it} و IG_{it} است.

ستون (۸) نسبت تورش جمعی سازی به مقدار واقعی $\sum \beta_{ijk} / \Lambda$ است. این نسبت با توجه به ضرایب متغیرهای $ROILR_t$ و DUM_t ، $8/35$ برابر مقدار واقعی است.

از جدول (۴.۳) چنین برمی آید که مقدار ISE محاسبه شده، به طور قدر مطلق در مورد جزء ثابت 0.06 ، برای ضریب SIP_{t-1} برابر با 0.052 ، برای ضریب $ROILR_t$ معادل $20/5$ و برای ضریب متغیر موهومی 0.37 برابر است.

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

است. ریشه مشخصه EMC برابر با 0.0985 و معادله AEMC برابر با 0.387 است. علاوه بر این 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 به وجود چند متغیر توضیحی دیگر که به عنوان عناصر ثابت معادله تفاضلی تلقی می‌گردند، می‌تواند مقادیر متفاوتی باشد، بنابراین به ازای هر مقداری از آنها، مسیرهای زمانی که از نظر موقعیت قرار گرفتن گوناگون اند ولی دارای شکل نوسانات یکسان می‌باشند حاصل می‌گردد.

مقادیر ریشه مشخصه هر دو معادله جمعی EMC و AEMC بسیار کم است و در نتیجه بعد از دوره سوم $t=3$ 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 از هم اند و ریشه EMC حدود سه برابر AEMC است، ولی این تفاوت در درازمدت (بعد از ۳ سال)، به دلیل آنکه $0 < G < 1$ است، بی‌اثر می‌شود.

۵- آزمون تجربی تورش جمعی سازی

مسئله تورش جمعی سازی، همانطوری که تایل (۱۹۵۴) بحث می‌شود، به صورت انحراف پارامتر کلان از میانگین پارامترهای خرد متناظر تعریف می‌گردد. در چهارچوب مدل‌های تفکیک‌سازی شده و جمعی‌سازی شده خطی (۳-۱) و (۳-۲)، بردار اریب جمعی‌سازی به صورت (۲-۳) تعریف شد.

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

که در آن بردار β با استفاده از روش OLS و بردارهای β_i با استفاده از روش SURE

برآورد می‌گردند. مقدار عددی برآورد شده η به صورت زیر بدست آمده است:

$$\hat{\eta} = \begin{vmatrix} -141/133 & 196/86 & -338/703 \\ -0/9854 & -0/0387 & -0/1372 \\ 0/142772 & 0/3479 & -0/020513 \\ 0/181446 & -0/244 & 0/4254 \\ -0/11486 & 0/0056 & 0/1092 \\ -101/862 & -271/654 & -169/79 \end{vmatrix} =$$

آنگاه، آزمون تورش جمع‌سازی، مشتمل بر آزمون فرضیه $H_0 = \eta = 0$ 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 (۳-۱) با قیدهای صفری مذکور در جدول (۴-۱) و معادله جمعی (۳-۲) برای دوره

نمونه ۱۳۴۴-۱۳۷۰ ماتریس 6×6 زیر است:

$$VC(\hat{\eta}) = \begin{vmatrix} 183/27 & 1/729 & -0/468 & -352/39 & 15/054 & 523/152 \\ 1/726 & 0/01205 & 0/00187 & -1/196 & -271/389 & 31/134 \\ -0/4707 & -0/00184 & 0/00047 & 0/26025 & -5/215 & 0651/55 \\ -352/27 & -1/914 & 0/263 & 366/136 & 3/617 & 7/652 \\ 15/054 & -271/389 & -5/215 & 3/617 & 0/08362 & -6/475 \\ -523/152 & 31/134 & -651/55 & 7/6521 & -6/475 & 138/45 \end{vmatrix}$$

مقدار کمیت نمونه‌ای q^{dg} که دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی $[VC(\hat{\eta}_s)]$ Rank

است که مقدار عددی آن معادل $q^{dg} = 288/6093$ 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 (۳-۱) در مقابل (۳-۲) ترجیح داده می‌شود.

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

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

جدول (۲-۴)، برآورد ضرایب معادلات کمکی

Coefficients Of Auxilary Equations

<i>i</i>	<i>A1i</i>	<i>A2i</i>	<i>A3i</i>	<i>B1.1i</i>	<i>B1.2i</i>	<i>B1.3i</i>	<i>B2.1i</i>	<i>B2.2i</i>
<i>sci</i>	-164.786	-94.3702	-19.3879	0.305142	-0.07132	-0.04782	0.022013	0.04867
<i>min</i>	39.6597	-590.464	61.3847	0.093578	-0.16012	-0.03402	-0.00151	0.0200416
<i>we</i>	-31.469	-94.0499	-6.7627	0.1342	-0.02195	-0.01985	-0.00199	0.02772
<i>sri</i>	123.364	-827.56	-88.2576	0.3023	0.002705	0.1452	-0.00885	0.412828
<i>og</i>	48.749	1777.24	15.1569	0.160425	0.50101	-0.05618	0.019745	0.03196
<i>ai</i>	-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>i</i>	<i>B2.3i</i>	<i>B3.1i</i>	<i>B3.2i</i>	<i>B3.3i</i>	<i>B4.1i</i>	<i>B4.2i</i>	<i>b4.3i</i>	<i>B5.1i</i>
<i>sci</i>	0.008741	0.05256	0.151549	0.027228	-0.06951	0.07184	0.073166	1914.39
<i>min</i>	0.00054	-0.04809	0.01181	0.030332	0.005215	-0.2435	0.049738	-527.109
<i>we</i>	0.004628	0.012479	-0.01417	0.11574	0.00283	-0.0478	0.012314	-126.936
<i>sri</i>	-0.01581	-0.11992	0.12272	0.747931	0.04952	-0.08188	-0.15272	-1047.94
<i>og</i>	0.00335	0.129265	-0.16857	0.85247	0.003098	0.71342	-0.00103	-162.112
<i>ai</i>	-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>i</i>	<i>B5.2i</i>	<i>B5.3i</i>
<i>sci</i>	1389.402	-16.2737
<i>min</i>	459.9892	19.6341
<i>we</i>	47.345	34.74948
<i>sri</i>	6879.473	-39.9772
<i>og</i>	-10405.8	8.36761
<i>ai</i>	1629.545	-6.50029
SUM	-0.00	-0.00

جدول (۳-۴)، عناصر تشکیل دهنده تورش جمعی سازی و خطاهای ضمنی نمونه گیری ضرایب کلان برآورد شده

(۵)/(۱)	EMC	ISE	تورش جمعی سازی عناصر تشکیل دهنده				AEMC		
			(۸)	(۷)	(۶)	(۵)			(۴)
									جزء ثابت
	۱/۱۱۹۲	-۱۲۱/۸۳۳	-۱۱۸/۳۱۲	-۲۲۰/۳۷۹	۲/۳۳۶	-۲۰۷/۲۸	-۱۷/۲۳۵	۱۹۶/۸۶	
	۱/۰۱۸۶	-۰/۰۹۸۵۲	-۰/۰۲۰۲۲	-۰/۰۲۹۲۲	-۰/۰۳۵۹۶	-۰/۱۲۰۶	-۰/۰۳۵۲۲	-۰/۰۳۸	SIP(-1)
	-۰/۷۲۹۷	۰/۱۲۳۷۳	۰/۰۲۸۷۲	-۰/۲۵۳۸۷	-۰/۰۰۹۸۶	-۰/۲۳۳۳۳	-۰/۰۱۰۷۸	-۰/۳۳۷۹	SVA(t)
	-۱/۶۷۲۱۳	-۱/۱۸۱۲۶	-۰/۱۶۹۵۶	۰/۲۰۸۲۹	-۰/۲۷۸۵۹	۰/۲۲۰۳۸	-۰/۰۹۰۳۸	-۰/۲۳۲	SIG(t)
	-۱/۲۵۱۲	-۰/۱۱۲۸۶	-۰/۰۷۳۶۹۲	-۰/۰۳۶۶۶۷	-۰/۱۲۵۱۵	۰/۰۷۷۱۱۷	۰/۰۰۱۲۶۶	۰/۰۰۵۶	ROLTR(t)
	-۱/۳۳۳۷	-۱۰۱/۸۶۲	-۲۰۹۷/۱۰۰۹	۲۲۶۶/۸۹۳۹	۳۳/۳۰۱۹	۲۱۸۰/۸۸۳	۳۱/۵۱۰۰۶	-۲۷۱/۶۵۶	DUM(t)

AEMC : میانگین ضرایب خرد برآورد شده (مقدار واقعی)

ISE : خطاهای ضمنی نمونه گیری

EMC : پارامترهای کلان برآورد شده

منابع و مأخذ فارسی:

- ۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بررسی تحولات اقتصادی کشور بعد از انقلاب، اداره بررسیهای اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران، ۱۳۶۴.
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه بانک مرکزی، دایره حسابهای اقتصادی، تهران، سالهای ۷۰-۱۳۳۹.
- ۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران، اداره حسابهای اقتصادی، تهران، در دست انتشار، ۵۲-۱۳۴۴.
- ۴- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران ۶۶-۱۳۵۳، اداره حسابهای اقتصادی، تهران، ۱۳۷۰.
- ۵- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران ۶۹-۱۳۶۷، اداره حسابهای اقتصادی، تهران، ۱۳۷۱.
- ۶- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران ۱۳۷۰، اداره حسابهای اقتصادی، تهران، ۱۳۷۲.
- ۷- جری، نارایان سی، استنباط آماری چند متغیره، ابوالقاسم بزرگ نیا (مترجم)، چاپ اول، آستان قدس رضوی، مشهد، ۱۳۶۶.
- ۸- کمنتا، یان، مبانی اقتصادسنجی، کامبیز هژبرکیانی (مترجم)، چاپ اول، تهران، مرکز نشر دانشگاهی، ۱۳۷۲.
- ۹- نوفرستی، محمد، بررسی تجربی مخارج سرمایه گذاری در بخش صنعت و معدن، اقتصاد، شماره ۱، تابستان ۱۳۷۱.
- ۱۰- نوفرستی، محمد، یک ارزیابی از مدل اقتصادسنجی کلان برنامه اول، مجلس و پژوهش شماره ۳، تهران مرداد و شهریور ۱۳۷۲.

- ۱۱- نوفرستی، محمد و عرب مازار، عباس، یک الگوی اقتصادسنجی کلان برای اقتصاد ایران، پژوهش در سیاستهای اقتصادی، شماره ۱۵، سال دوم، تابستان ۱۳۷۳.
- ۱۲- والیس، کنت راف، موضوعات انتخابی در اقتصادسنجی کاربردی، حمید ابریشمی (مترجم)، تهران، انتشارات سمت، ۱۳۷۳.
- ۱۳- وهابی، بهرام، محاسبه و تحلیل اریب جمعی سازی در تخمین تابع مصرف ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، ۱۳۷۰.
- ۱۴- هاگ، رابرت و. و آلن ت. گریک، مقدمه ای بر آمار ریاضی، نوروژ ایزد دوستدار (مترجم)، چاپ سوم، تهران، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۶۶.
- ۱۵- یوهانس، لیف، گفتارهایی درباره برنامه ریزی اقتصادی در سطح کلان، عبدالامیر توکل (مترجم)، چاپ اول، تهران، وزارت برنامه و بودجه، مرکز مدارک اقتصادی - اجتماعی و انتشارات، ۱۳۶۷.

منابع و مأخذ 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, forecasting 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 survey*, 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.I (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 (conference 1990).*
- 16- Janankar P.N. , *Investment: Thories and Evidence, Macmillan 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 logarithmic 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 Economics and Statistics, Vol. XL II, No.I, FEB. 1960.*

26- *Zellner Arnold, "An efficient Method 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.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی