مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۱۶ و ۱۷، ص. ۳-۱۴.

برآورد و تحلیل تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۷۴) با استفاده از روش همگرایی

نویسنده: دکتر عباس ولدخانی*

چکیده

هدف ما در این مقاله، تخمین و تحلیل تابع مصرف بخش خصوصی با استفاده از روش همگرایی و فرایند دو مرحله‌ای انگل - گرنجر در طول دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۴ برای اقتصاد ایران می‌باشد. نتایج تجربی اقتصادسنجی نشان می‌دهد که در طول دورهٔ مورد مطالعه، میل نهایی به مصرف بلندمدت ۰/۷۶ و میل نهایی به مصرف کوتاه‌مدت ۰/۶۸ است. اثر بازخورد، که پویایی کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد، حدود ۰/۴۶ می‌باشد. این نکته، بدان مفهوم است که ۴۶ درصد عدم تعادل متنجّه بین مصرف کوتاه‌مدت و بلندمدت در هر سال از بین می‌رود. با استفاده از تکنیک ضریبهای متغیر عطفی، در این مطالعه نشان می‌دهیم که میل نهایی به مصرف بلندمدت از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۶۰ با یک روند نزولی سالانه حدود ۱/۱ درصد کاهش داشته است، اما در طول سالهای ۱۳۶۱ تا ۱۳۷۴ با یک روند تدریجی سالانه حدود ۰/۴۰ درصد افزایش یافته است.

مقدمه

در طول دورهٔ پیش و پس از انقلاب اسلامی، به ترتیب، حدود ۴۳ درصد و ۶۰ درصد از محصول ناخالص داخلی را مصرف بخش خصوصی تشکیل داده است. با توجه به سهم عمده و رو به افزایش مصرف خصوصی در اقتصاد کشور، تحلیل این بخش از تقاضای کل، اهمیت بسیاری دارد. منطق نظری اولیه تابع مصرف بخش خصوصی از قانون روان‌شناسی اساسی کینز (۱۹۳۶)،

*کارشناس دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه

فرضیهٔ درآمد نسبی دوزنبری (۱۹۴۹) و فرضیه درآمد دایمی فریدمن (۱۹۵۷) نشأت می‌گیرد.

براون (۱۹۵۲) و ایوانز (۱۹۶۹) با استفاده از فرضیهٔ انتظارات تطبیقی، فرضیهٔ دوزنبری را بسط دادند. اینان برآنند که مصرف تابعی است از درآمد قابل تصرف جاری و مصرف خصوصی با یک وقفهٔ زمانی. تنها تفاوت بین تابع براون و ایوانز، به شمول عرض از مبدأ در معادله‌های آنها برمی‌گردد. بدین صورت که تابع مصرف ایوانز بدون عرض از مبدأ و تابع براون با عرض از مبدأ تخمین زده شده است. بر طبق نظر این دو، مصرف‌کنندگان، مصرف خود را بلافاصله با تغییر درآمد خود تطبیق نمی‌دهند، بلکه عادات مصرفی نقش مهمی را در تصمیمات خانوار در مصرف ایفا می‌کند. به همین سبب است که آنها مصرف با یک وقفه را به معادله‌های خود اضافه نموده‌اند. فریدمن و کاگن نیز با استفاده از فرضیهٔ انتظارات تطبیقی تقریباً تابع مصرف مشابهی را فرمولبندی می‌کنند (والیس، ۱۹۷۳). این تصریح معادلهٔ مصرف بخش خصوصی در بسیاری از مدلهای اقتصاد کلان‌سنجی کشورهای در حال توسعه (از جمله ایران) در تخمین تابع مصرف استفاده شده است (برای اطلاع بیشتر در این خصوص، نگاه کنید به: یوایبی، ۱۹۹۵؛ ایچومورا و ماتسوموتو، ۱۹۹۴؛ نوفرستی و عرب مازار، ۱۳۷۳).

به هر حال، تدوین تابع مصرف به صورت فوق بدون در نظر گرفتن خواص داده‌های آماری، و به‌ویژه، استفاده از داده‌های غیرساکن[1]، مسئله تخمین رگرسیونهای کاذب[2] را می‌تواند دربرداشته باشد. بدین جهت، دیوید سن، هنری، سربا و یو (۱۹۷۸) تابع مصرف دیگری با استفاده از فرضیهٔ درآمد دایمی فریدمن طراحی نموده‌اند که پس از این ما آن را تابع مصرف DHSY می‌نامیم. آخرین فرم معادلهٔ DHSY در فرم تفاضل مرتبهٔ اول تابعی است از درآمد و تورم و یک جزء دیگر به نام سازوکار تصحیح خطا[3] (ECM) (که پویاییهای کوتاه مدت را در داده‌های همگرا ملحوظ می‌کند) می‌باشد (برای اطلاع بیشتر، نگاه شود به: چارمزا و ددمن، ۱۹۹۲؛ پوکورنی، ۱۹۸۷).

مبانی نظری

در این مطالعه، تابع مصرف بخش خصوصی در گام اول به صورت زیر فرموله می‌شود:

$$C_t = \alpha C_{t-1} + \beta_0 Y_{dt} + \beta_1 Y_{dt-1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

1. Non-Stationary
2. Spurious Regression
3. Error Correction Mechanism (ECM)

به طوری که C و Y_d، به ترتیب، مصرف بخش خصوصی و درآمد قابل تصرف است. این معادله، فرض می‌کند که مصرف نه تنها توسط مقدار جاری درآمد قابل تصرف تعیین می‌شود، بلکه مصرف و درآمد قابل تصرف سال گذشته نیز در تعیین مصرف ایفای نقش می‌کنند. در متون اقتصادسنجی کاربردی، هاک، لهری و مونتیل (۱۹۹۰) نیز از معادلهٔ مشابهی برای تبیین مصرف بخش خصوصی استفاده کرده‌اند. تنها فرق معادله فوق با معادلهٔ هاک، لهری و مونتیل، در این است که این سه نفر، نرخ واقعی بهره را نیز به عنوان یک متغیر توضیحی اضافی در تابع خود ملحوظ می‌دارند. اما در این مطالعه، این متغیر (نرخ تورم به عنوان متغیر جانشین) بی معنا بوده، و بنابراین، در تابع مصرف وارد نشده است.

به هر حال کلوک (۱۹۸۸) بحث می‌کند که در معادلهٔ (۱) مسئله همخطی به شدت مسئله‌ساز می‌باشد، زیرا احتمال بسیار زیادی دارد که C_{t-1}، Y_{dt} و Y_{dt-1} همخط باشند. برای برطرف‌سازی این مشکل و همچنین به منظور اجتناب از رگرسیونهای کاذب، ما از فرم تفاضل مرتبهٔ اول، به شرح زیر، استفاده می‌کنیم:

$$\Delta C_t = \beta_0 \Delta Y_{dt} + (\alpha_1 - 1)(C_{t-1} - \beta Y_{dt-1}) + \varepsilon_t \qquad (2)$$

یا

$$\Delta C_t = \beta_0 \Delta Y_{dt} + (\alpha_1 - 1)\, ECM_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

به طوری که $ECM = U_t$ و $C_t = \beta Y_{dt} + U_t$ است.

با ملحوظ نمودن قید $\beta = \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{1 - \alpha_1}$ در معادله (۲)، تحلیلگر می‌تواند همان معادله (۱) را به دست آورد و فرضیه درآمد دایمی فریدمن را به همان صورتی که هاک، لهری و مونتیل در مدل خود استفاده کرده بودند، مورد آزمون قرار دهد، با این تفاوت که در مدل تصحیح خطا [معادله (۲) یا (۳)] مشکل همخطی و استفاده از داده‌های غیرساکن که در مورد معادله (۱) مطرح بود، دیگر وجود ندارد (نگاه کنید به: هنری، ۱۹۹۵، کلوک، ۱۹۸۸). بدین ترتیب، با از بین بردن همخطی احتمالی و استفاده از داده‌های ساکن در مدل جدید (معادله ۲) می‌توان تخمین زننده‌های سازگار و قابل اطمینانی به دست آورد.

باید یادآوری نمود که معادلهٔ (۲) یا (۳) تا حد زیادی به معادلهٔ مصرف DHSY شباهت دارد و به سادگی می‌تواند با روش دو مرحله‌ای انگل - گرنجر (۱۹۸۷) تخمین زده شود. در مرحله اول

بعد از اطمینان از اینکه هر دو متغیر C و Y_d از رتبهٔ همگرایی[1] یکسانی برخوردار هستند (مثلاً هر دو رتبهٔ همگرایی واحد یا I(۱) باشند)، آن گاه باید معادله $C_t = \beta Y_{dt} + U_t$ را تخمین زد. در مرحلهٔ دوم، پس از محاسبهٔ U_t در مرحله اول، معادلهٔ (۲) یا (۳) را می‌توان تخمین زد. در این مورد، باید توجه داشت که رتبهٔ همگرایی U_t باید کمتر از رتبهٔ C_t و Y_{dt} باشد (مثلاً I(۰) باشد).

در متون اقتصادسنجی، هر گاه رتبهٔ یکپارچگی C_t و Y_{dt} مساوی مثلاً یک باشد و رتبهٔ همگرایی جملات اخلال حاصل از رگرسیون C_t روی Y_{dt} کمتر از رتبهٔ C_t و Y_{dt} باشد، مثلاً در اینجا فرض می‌کنیم I(۰) باشد، آن گاه می‌توان بحث نمود که C_t و Y_{dt} همگرا هستند و یک رابطهٔ بلندمدت بین آنها وجود دارد. از لحاظ نظری، از معادلهٔ (۲) و رابطهٔ $C_t = \beta Y_{dt} + U_t$ می‌توان ضریبهای زیر را برای متوسط کل دوره برآورد نمود:

۱. میل نهایی بلندمدت به مصرف (β)

۲. میل نهایی کوتاه‌مدت به مصرف (β_0)

۳. اثر بازخور ($1 - \alpha_1$)

شایان یادآوری است که علامت مورد انتظار ($1 - \alpha_1$) منفی است، یعنی $0 > (1 - \alpha_1)$ و اثر بازخورد بدین مفهوم است که سالانه ($1 - \alpha_1$) درصد از عدم تعادل بین مصرف کوتاه‌مدت و بلندمدت از بین می‌رود (برای آگاهی بیشتر در این زمینه، نگاه کنید به: چارمزا و ددمن، ۱۹۹۲).

داده‌های مورد استفاده و خواص آنها

پیش از ارائه نتایج تجربی اقتصادسنجی، یادآوری دو نکته لازم به نظر می‌رسد. نکتهٔ اول، مربوط می‌شود به تعریف متغیر درآمد قابل تصرف (Y_{dt}). همان طور که می‌دانیم درآمد قابل تصرف در منابع آماری کشور منتشر نمی‌شود، بنابراین، ناچار هستیم که به طور تقریبی آن را به دست آوریم. در این مطالعه، درآمد قابل تصرف، به صورت زیر تعریف می‌شود:

پرداختهای انتقالی + مالیاتها - ارزش افزودهٔ بخش نفت و گاز - محصول ناخالص داخلی = درآمد قابل تصرف (Y_{dt})

در مورد تعریف بالا کسر ارزش افزودهٔ بخش نفت و گاز از محصول ناخالص داخلی به این واقعیت مربوط می‌شود که درآمدهای حاصل از نفت و گاز در اختیار مستقیم دولت است و اثری بر روی درآمد بخش خصوصی ندارد. در این مطالعه، تمام متغیرها به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ است

1. Order of Integration

و دورهٔ مطالعه سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۴ را دربرمی‌گیرد.

نکتهٔ دوم، در مورد خواص سریهای زمانی مورد استفاده می‌باشد. برای تعیین رتبهٔ همگرایی متغیری مثل Y_t ما از آمارهٔ دیکی و فولر (۱۹۷۹، ۱۹۸۱)، به شرح زیر، استفاده کرده‌ایم:

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 T + \gamma_2 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta Y_{t-j} + W_t$$

آمارهٔ t ضریب تخمین زده شده γ_2 موسوم به آمارهٔ t دیکی و فولر می‌باشد. در تعیین تعداد وقفهٔ بهینه در معادلهٔ دیکی و فولر (یعنی P) ما از ضابطهٔ اطلاعاتی شوارتز[1] سود جسته‌ایم. بدین صورت که تعداد وقفه‌هایی در معادله دیکی و فولر استفاده شده است که ضابطه فوق حداقل شود. نتایج تجربی این آزمون، برای تعیین رتبهٔ همگرایی C، Y_d و ECM، ΔC و ΔY_d در جدول ۱ ارائه شده است:

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی و فولر برای متغیرهای C، Y_d و ECM، ΔC و ΔY_d

نام متغیر	تعداد وقفه بهینه	آمارهٔ t دیکی و فولر	رتبهٔ یکپارچگی
C_t	۱	-۳/۳۹	I(۱)
Y_{dt}	۱	-۲/۶۰	I(۱)
$U_t = ECM_t$	۰	-۳/۴۱*	I(۰)
ΔC_t	۰	-۳/۷۰*	I(۰)
ΔY_{dt}	۰	-۳/۷۲*	I(۰)

یادآوری:

۱) در تعیین رتبهٔ همگرایی متغیرها هر دوی عرض از مبدأ و متغیر روند (T) در تمام معادله‌های دیکی و فولر استفاده شده است، به غیر از متغیر ECM که فقط عرض از مبدأ در آن ملحوظ شده است. مقادیر بحرانی نیز به ترتیب، در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪، عبارتند از ۴/۲۴-، ۳/۵۴- و ۳/۴۰-.

۲) * مشخص کننده این است که فرضیهٔ H۰ مربوطه (وجود ریشه واحد) در سطح حداقل ۱۰ درصد رد می‌گردد.

1. Schwarz Information Criterion

جدول ۱، نشان می‌دهد که متغیرهای C و Y_d هر دو I(۱) هستند، یعنی این دو متغیر، پس از گرفتن تفاضل مرتبهٔ اول، ساکن می‌شوند. همچنین متغیر محاسبه شدهٔ ECM ساکن است.

نتایج اقتصادسنجی تخمین تابع مصرف خصوصی

با استفاده از داده‌های آماری سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۴ رابطهٔ بلندمدت بین مصرف بخش خصوصی و درآمد قابل تصرف، به صورت زیر، تخمین زده شده است:

$C_t = ۰/۷۶Y_{dt}$

t: (۱۰۶/۶)

$\bar{R}^۲ = ۰/۹۹$

(آمارهٔ t دیکی و فولر برای خطاها $ECM_t = U_t$) = -۳/۴۱

از معادلهٔ تخمین زده شدهٔ فوق میل نهایی به مصرف بلندمدت برابر با ۰/۷۶ می‌باشد و چون هر دوی C و Y_d از رتبهٔ همگرایی یک برخوردار می‌باشند و جمله‌های پسماند رگرسیون منتجه ساکن یا دارای رتبهٔ همگرایی صفر می‌باشد، می‌توان ادعا نمود که C و Y_d همگرا هستند. نمودار ۱ نیز این مطلب را تا حدی تأیید می‌کند.

با استفاده از $ECM_t = U_t$ در تخمین معادلهٔ (۳)، تابع مصرف بخش خصوصی کوتاه‌مدت با یک فرایند تصحیح خطای پویا، به شرح زیر، برای دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۴ به دست می‌آید:

$\Delta C_t = ۰/۶۸\Delta Y_{dt} - ۰/۴۶ECM_{t-۱}$

t: (۷/۸۴) (-۳/۱۴)

$\bar{R}^۲ = ۰/۵۲$ F = ۳۸/۶ DW = ۲/۰۴

ضریبهای تخمین زده شده در معادلهٔ فوق، نشان می‌دهد که میل نهایی به مصرف کوتاه‌مدت برای دورهٔ مورد بررسی ۰/۶۸ و اثر بازخورد ۰/۴۶ باشد. همان طور که پیشتر یادآور شدیم، اثر بازخورد، مبین این است که در هر سال ۴۶ درصد عدم تعادل بین مصرف بلندمدت و مصرف کوتاه‌مدت از بین می‌رود.

حال نکته مهم این است که میل نهایی به مصرف بلندمدت در طول زمان چه نوسانهایی داشته

است؟ با استفاده از روش تخمین ضریبهای عطفی، می‌توان میل نهایی به مصرف بلندمدت در طول دورهٔ مورد بررسی را به دست آورد. در این روش، اگر فرضاً k پارامتر در یک معادله وجود داشته باشد، در فرایند تخمین ابتدا k مشاهدهٔ اول برای تخمین ضریبها (پارامترها) استفاده می‌شود. در مرحله بعد، یک مشاهده دیگر در فرایند تخمین اضافه می‌گردد و ضریبهای جدیدی به دست می‌آید و دوباره در مرحلهٔ بعد، یک مشاهدهٔ دیگر اضافه می‌گردد تا ضریبهای جدید محاسبه شوند. حال اگر این کار تا آخرین مشاهده ادامه یابد، ما برای هر سال (هر مشاهده) ضریبهای تخمین زده شده‌ای را داریم که ضریبهای عطفی نام دارند. این نتایج، در جدول ۲ نشان داده شده است. از این جدول، چنین نتیجه می‌گیریم که میل نهایی به مصرف، از سال ۱۳۳۹ تا ۱۳۵۹، روند در کل نزولی داشته است، به طوری که میل نهایی به مصرف از ۰/۹۱۸ در سال ۱۳۳۹ به رقم ۰/۷۱۸ در سال ۱۳۵۹ کاهش یافته است. اما پس از شروع جنگ تحمیلی در سال ۱۳۵۹، میل نهایی به مصرف بلندمدت با نوسانهای محدود، یک روند تدریجی، ولی افزایش داشته است. در این مورد، میل نهایی از رقم ۰/۷۱۹ در سال ۱۳۶۰ به رقم ۰/۷۶۰ در سال ۱۳۷۴ افزایش یافت. به بیان دیگر، در طول دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۵۹، میل نهایی به مصرف بلندمدت سالانه، به طور متوسط، حدود نیم درصد رشد داشته است. در علت یابی این پدیده می‌توان گفت که کاهش میل نهایی به مصرف بلندمدت در دوره پیش از سال ۱۳۵۹، به این واقعیت برمی‌گردد که در طول این دوره (۱۳۳۸-۱۳۵۹) به علت افزایش بی‌سابقهٔ صادرات نفت و اثر آن بر تولید داخلی، درآمد قابل تصرف متوسط رشد سالانه‌اش (۷/۷ درصد) بیشتر از متوسط رشد سالانهٔ مصرف خصوصی (۶/۱ درصد) بوده است. همچنین افزایش تدریجی میل نهایی به مصرف در دورهٔ پس از سال ۱۳۵۹، از این واقعیت سرچشمه می‌گیرد که جنگ تحمیلی و تحریم اقتصادی موجب کاهش محصول ناخالص داخلی شده، اما به علت اینکه مصرف‌کنندگان نتوانستند مصرف خود را با همان شدت کاهش دهند، و بنابراین متوسط رشد سالانه مصرف خصوصی (۳/۷ درصد) از متوسط رشد سالانه درآمد قابل تصرف (۲/۹) بیشتر بوده است. بنابراین، چنین پیداست که از ۱۰۰ ریال افزایش در درآمد قابل تصرف، ۷۶ درصد صرف مصرف شده و باقیمانده آن صرف پس‌انداز و دیگر فعالیتهای اقتصادی می‌گردد.

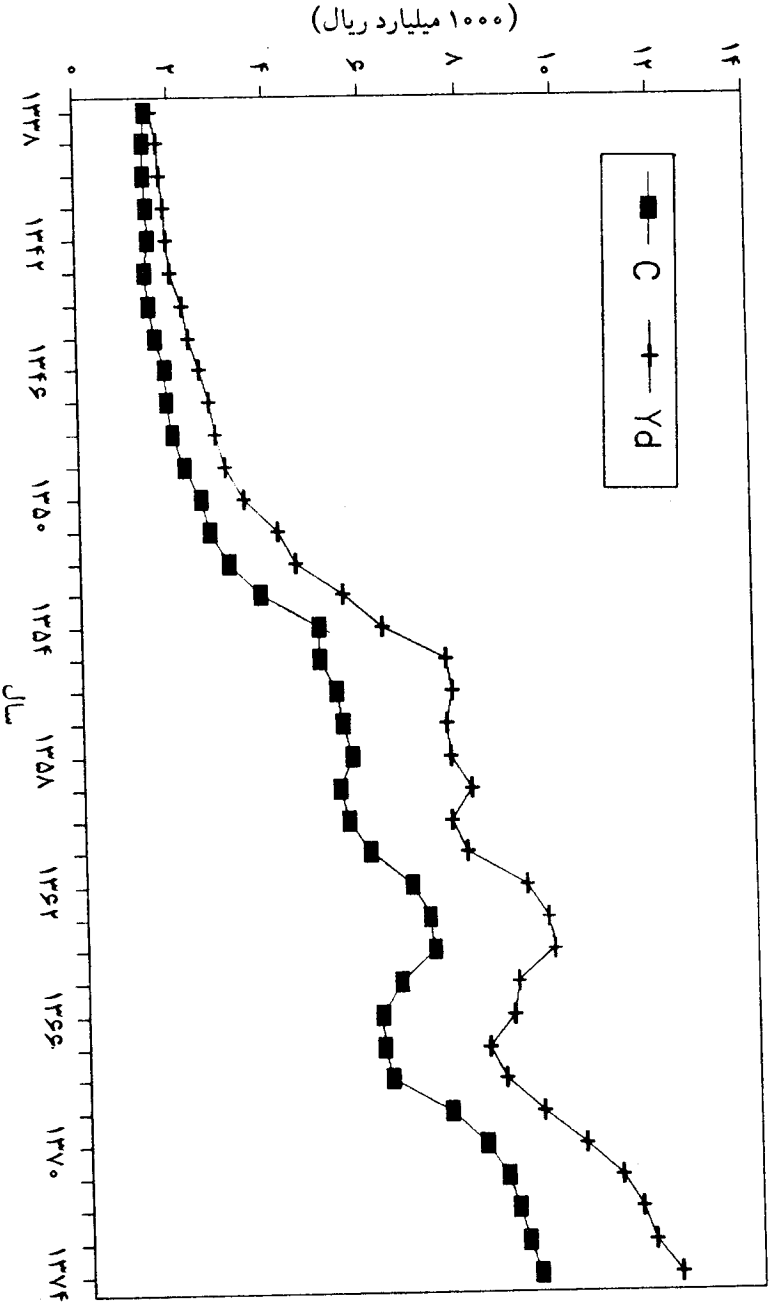
جدول ۲. روند میل نهایی به مصرف بلندمدت با استفاده از ضریبهای عطفی متغیر

میل نهایی به مصرف بلندمدت	سال	میل نهایی به مصرف بلندمدت	سال
۰/۷۲۹	۱۳۵۵	۰/۹۱۸	۱۳۳۹
۰/۷۲۶	۱۳۵۶	۰/۸۹۲	۱۳۴۰
۰/۷۲۸	۱۳۵۷	۰/۸۸۱	۱۳۴۱
۰/۷۲۶	۱۳۵۸	۰/۸۷۱	۱۳۴۲
۰/۷۱۹	۱۳۵۹	۰/۸۵۱	۱۳۴۳
۰/۷۱۹	۱۳۶۰	۰/۸۲۶	۱۳۴۴
۰/۷۲۳	۱۳۶۱	۰/۸۱۱	۱۳۴۵
۰/۷۲۹	۱۳۶۲	۰/۸۰۰	۱۳۴۶
۰/۷۳۵	۱۳۶۳	۰/۷۸۴	۱۳۴۷
۰/۷۴۱	۱۳۶۴	۰/۷۷۴	۱۳۴۸
۰/۷۴۳	۱۳۶۵		
۰/۷۴۲	۱۳۶۶	۰/۷۷۴	۱۳۴۹
۰/۷۴۴	۱۳۶۷		
۰/۷۴۴	۱۳۶۸	۰/۷۷۷	۱۳۵۰
۰/۷۵۰	۱۳۶۹		
۰/۷۵۶	۱۳۷۰	۰/۷۶۳	۱۳۵۱
۰/۷۶۱	۱۳۷۱		
۰/۷۶۱	۱۳۷۲	۰/۷۵۶	۱۳۵۲
۰/۷۶۰	۱۳۷۳		
۰/۷۶۰	۱۳۷۴	۰/۷۳۹	۱۳۵۳
		۰/۷۵۲	۱۳۵۴

خلاصه

در ایـن مـطالعه، بـا اسـتفاده از آمـار سـالانهٔ مـصرف و درآمـد قـابل تـصرف در طـول دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۴، به تخمین و تحلیل تابع مصرف بخش خصوصی به صورت پـویا پـرداخـته‌ایـم. تکنیک همگرایی و روش تخمین دو مرحله‌ای انگل -گرنجر در این خصوص به کار گرفته شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که رابطهٔ بلندمدتی بین مصرف و درآمد قابل تصرف وجود دارد و این دو متغیر در طول دورهٔ مورد بررسی هـمگرا هسـتند. مـیل نـهایی بـه مـصرف بـلندمدت و کوتاه‌مدت، به ترتیب، ۰/۷۶ و ۰/۶۸ می‌باشد و اثر بازخورد جزءِ تصحیح خطاها، بر این حقیقت دلالت دارد که ۴۶ درصد عدم تعادل بین مصرف کوتاه‌مدت و بلندمدت سالانه بر طرف گردیده است. با استفاده از تکنیک تخمین ضریبهای متغیر عـطفی در تـابع مـصرف بـلندمدت، چـنین پیداست که از سال ۱۳۳۸ تا آغاز جنگ تحمیلی در سال ۱۳۵۹، میل نهایی به مصرف بلندمدت دارای روند کلی نزولی، اما بعد از شروع جنگ، روند صعودی بسیار تدریجی داشته است. به هر حال، نکته شایان توجه این است که از سال ۱۳۷۱ تا سال ۱۳۷۴ میل نهایی به مصرف بلندمدت یک حالت باثبات داشته است و مقدار آن به میزان همان ۰/۷۶ (متوسط کل دوره) بدون تغییر مانده است.

نمودار ۱. مقایسه مصرف خصوصی با درآمد قابل تصرف (به قیمتهای ثابت سال ۱۳۶۱)



منابع

الف) فارسی

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *گزارش اقتصادی و ترازنامهٔ سالهای مختلف*. ادارهٔ بررسیهای اقتصادی بانک مرکزی.

نوفرستی، محمد؛ و عباس عرب مازار (۱۳۷۳). *بررسی ساختار الگوی اقتصادسنجی کلان ایران*. معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.

ب) انگلیسی

Brown, T.M. (1952), Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour. *Econometrica.* 20(3), pp. 355-71.

Charemza, W.W.; and Deadman, D.F. (1992). *New Directions in Econometric Practice.* Aldershot: Edward Elgar.

Davidson, J.H.; Hendry, D.H., Srba, F.; and Yeu, S. (1978). Econometric modelling of the Aggregate Time-series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. *The Economic Journal.* 88 (352), pp. 661-92.

Dickey, D.A.; and Fuller, W.A. (1979). Distributions of the Estimators for Autoregres Sive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Assocication.* 74(366), pp. 427-31.

Dickey, D.A.; and Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica.* 49(4), pp. 1057-72.

Duesenberry, J.S. (1949). *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behaviour.* Cambridge: Harvard University Press.

Engle, R.F.; and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica.* 55(2), pp. 251-76.

Evans, M.K. (1969). *Macroeconomic Activity.* New York: Harper and Row.

Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function.* Princeton: Princeton

University Press.

Haque, N.U.; Lahiri, K.; and Montiel, P.J. (1990). *A Marcroeconometric Model for Developing Countries.* Staff Papers, International Monetary Fund. 37(3), pp. 537-59.

Hendry, D.F. (1995), Dynamic Econometrics. Oxford: Oxford University Press.

Ichimura, S.; and Matsumoto, Y. (eds.), (1994). *Econometric Models of Asian-Pacific Countries.* New York: Springer-verlag.

Keynes, J.M. (1936). *The Gerneral Theory of Employment, Interest and Money.* London: Macmillan.

Kloek, T. (1988). Macroeconomic Models and Econometrics. in *Challenges for Macroeconomic Modellin*. Driehuis, W. et al. (eds.) (1988). Amsterdam: North-Holland. pp. 343-88.

Pokorny, M. (1987). *An Introduction to Econometrics*. Oxford: Basil Blackwell.

Uebe, G. (ed.) (1995). World of Economic Models: *A Catalogue of Typical Specifications of Economic Models.* Aldershot: Avebury.

Wallis, K.F. (1973). *Topics in Applied Econometrics.* London: Gray-Mills.