فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۱، تابستان ۱۳۸۴، صفحات ۵۴ - ۲۰

مبانی رفتاری مصرف، دانش و اطلاعات و مدل‌سازی تابع مصرف ایران

دکتر محمد علی مرادی*

چکیده

هدف این مقاله تبیین رفتار مصرفی افراد در چارچوب تابع مصرف خصوصی سرانهٔ ایران است. برای مدل‌سازی تابع مصرف در ادبیات اقتصادی دو روش وجود دارد. روش اول مبتنی بر استخراج و تخمین معادلهٔ اولر است و روش دوم براساس شناسایی عوامل مؤثر بر مصرف، استوار است. این مقاله با تأکید بر نقش دانش و اطلاعات نشان می‌دهد که روش اول برای مطالعات تجربی با نارسایی‌های جدی مواجه است، لذا روش دوم برای تحلیل رفتار مصرفی کشور انتخاب می‌گردد. در این روش عوامل تعیین‌کنندهٔ مصرف کشور شناسایی و تابع مصرف خصوصی سرانه با استفاده از داده‌های سالانهٔ دورهٔ ۱۳۸۲ – ۱۳۳۸ برآورد می‌شود. ابتدا مدل خطی مصرف، تخمین و سپس به دلیل غیرخطی بودن مدل مصرف ایران، مدل غیرخطی پویای مصرف در چارچوب روش غیرخطی استار (STAR)، مدل‌سازی و با استفاده از روش تخمین غیرخطی، تخمین زده می‌شود.

نتایج برآوردها مؤید این است که متغیرهای درآمد قابل تصرف سرانه و ثروت سرانه بر مصرف سرانه کشور تأثیر مثبت دارند. در حالی‌که نرخ تورم بر مصرف سرانه تأثیر منفی دارد. همچنین نتایج مدل‌های خطی و غیرخطی نشان می‌دهند رفتار مصرفی افراد در کشور از چسبندگی برخوردار است که فقدان دانش و اطلاعات به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار در شکل‌گیری این نوع رفتار می‌باشد. مقایسهٔ نتایج مدل غیرخطی با مدل خطی تایید می‌کند که مدل غیرخطی توانسته است در ابعاد مختلف بهتر از مدل خطی رفتار مصرفی کشور را تبیین کند.

واژه‌های کلیدی: رفتار مصرفی؛ دانش و اطلاعات؛ همجمعی؛ مدل‌سازی خطی و غیرخطی مصرف؛ ایران

طبقه‌بندی JEL: E31; E41; F31; C32; O53

---

* مشاور معاونت برنامه‌ریزی و امور اقتصادی وزارت بازرگانی

۱. مقدمه

هدف این مقاله تبیین رفتار مصرفی مصرف‌کننده و مدل‌سازی تابع مصرف خصوصی سرانهٔ[۱] ایران است. در ادبیات اقتصادی برای مدل‌سازی تابع مصرف دو روش وجود دارد.[۲] روش اول به دنبال کار هال[۳] (۱۹۷۸) در اقتصاد مطرح و مورد استفاده قرار گرفت. این روش بر استخراج و تبیین معادلهٔ اولر[۴] استوار است. روش دوم نیز همزمان با انتشار مقالهٔ دیویدسون و همکاران[۵] (۱۹۷۸) در سطح وسیعی گسترش یافت. این روش عمدتاً به بررسی نقش متغیرهای مختلف در تابع مصرف متمرکز است و در این راستا خواص سری‌های زمانی در چارچوب روابط بلندمدت و وتاه‌مدت بررسی می‌شود.

این مقاله در ابتدا به دنبال پاسخگویی به این سؤال است که کدام روش مدل‌سازی در این مقاله انتخاب شود. در روش اول با تأکید بر بررسی نقش دانش و اطلاعات در فرایند مصرف، نتیجه‌گیری می شود که به دلیل فقدان دانش و اطلاعات کافی مصرف‌کننده، نارسایی‌های جدی و اساسی در نظریهٔ کلاسیک مصرف وجود دارد و به همین دلیل این روش برای مطالعات کاربردی در چارچوب حداکثرسازی تابع مطلوبیت با در نظر گرفتن قید بودجه مناسب نمی‌باشد. بنابراین، روش دوم برای تحلیل رفتار مصرفی مصرف‌کننده در کشور انتخاب می‌شود. در روش دوم ضمن بررسی خواص و رفتار متغیرهای مورد استفاده، ابتدا عوامل مؤثر بر مصرف خصوصی سرانه شناسایی می‌شود و سپس این تابع مدل‌سازی می شود. ابتدا مدل خطی تابع مصرف تخمین و سپس آزمون خطی مدل انجام می شود. نظر به این که نتایج تخمین‌ها رفتار غیرخطی تابع مصرف کشور را تأیید می‌کنند، مدل غیرخطی شناسایی و تخمین زده می شود.

مدل مصرف خصوصی سرانه بر اساس نتایج حاصل از بررسی و تحلیل مبانی نظری، شواهد تجربی و بررسی اقتصاد کشور در ارتباط با شاخص مصرف و سایر شاخص‌های مرتبط با آن شناسایی و با استفاده از داده‌های سالانهٔ دوره ۱۳۸۲ – ۱۳۳۸ برآورد می‌شود. قبل از تخمین مدل، آزمون ریشه واحد برای تعیین تعداد ریشه‌های واحد متغیرها استفاده شده و سپس مدل خطی مصرف خصوصی با بکارگیری تکنیک تخمین یوهانسن و جسلیوس[۶] (۱۹۹۰) برآورد و بر اساس نتایج روابط بلندمدت، مدل تصحیح خطا[۷] با استفاده از روش

---

[1] Per Capita Consumption Function

[۲] برای اطلاعات بیشتر به مآخذ جدید زیر مراجعه شود:
Ahumada and Garegnani (2003), and Fernandez-Corugedo and Price (2004)

[3] Hall

[4] The Euler Equation

[5] Davidson et al. (DHSY)

[6] Johansen and K. Juselius

[7] Error Correction Model (ECM)

هندری[1] (۱۹۹۵) برآورد می‌گردد. در مرحله بعد، پس از آزمون خطی مدل و این که تابع مصرف خصوصی کشور دارای روند غیرخطی است، با استفاده از روش مدل‌سازی غیرخطی استار[2] (STAR) ، تابع پویای مصرف برآورد شده است.

بقیهٔ مقاله به شکل زیر سازماندهی می‌شود. بخش دوم به تحلیل و ارزیابی فروض کلاسیک مصرف با تأکید بر نقش دانش و دانایی و اطلاعات در فرایند تصمیم‌گیری مصرف‌کننده اختصاص دارد. بخش سوم مبانی نظری مصرف، شواهد تجربی و حقایق ثبت شدهٔ مصرف و سایر متغیرهای مرتبط با آن را تبیین می‌کند. بخش چهارم تابع مصرف را به صورت خطی و غیرخطی مدل‌سازی و تخمین می‌زند و نهایتاً بخش پنجم نتایج را ارائه می‌نماید.

۲. مبانی رفتاری مصرف و معادلهٔ اولر: با تأکید بر نقش دانش و اطلاعات

روش معادلهٔ اولر یکی از روش‌های اقتصادسنجی است که به دنبال کار هال (۱۹۷۸) در اقتصاد مطرح و مورد استفاده قرار گرفت. این مدل مبتنی بر انتظارات عقلایی است و در چارچوب شرط مرتبهٔ اول برای دستیابی به تخصیص بهینهٔ بین دوره‌ای مصرف استوار است. این روش مبتنی بر این اصل است که مصرف براساس رفتار مارتینگال[3] نباشد. این رفتار به حالتی اطلاق می‌شود که مقدار انتظاری شرطی یک مشاهده، در حالی که همهٔ مشاهدات قبلی داده شده باشد، برابر با آخرین مشاهده باشد.

به دنبال طرح نظریهٔ هال، هنسن و سینگلتن[4] (۱۹۸۲) روش تعمیم‌یافتهٔ گشتاورها[5] را برای بررسی تصمیمات مصرفی در چارچوب معادله اولر معرفی کردند.[6] دیویدسون و هندری (۱۹۸۲) اعتبار مدل هال را با استفاده از داده‌های بریتانیا آزمون کردند و نتایج مطالعات آنها مبین این است که رفتار مصرفی برخلاف نظریهٔ هال است و این نتایج، تردیدهایی را در استفاده از روش هال برای مطالعات تجربی و کاربردی به‌وجود آورد.

مقالهٔ حاضر نگاه دیگری برای ارزیابی روش هال دارد، که مبتنی بر ارزیابی اصول و مبانی حاکم بر استخراج معادلهٔ اولر با تأکید بر نقش دانش و دانایی و اطلاعات می‌باشد. استخراج این معادله مبتنی بر یک سری فرض‌هایی است که در قالب نظریهٔ اقتصادی مصرف مطرح است. این فروض کلیدی عبارتند از:

---

[1] Hendry
[2] Smooth Transition Autoregressive (STAR) Modeling
[3] Martingale Behavior
[4] Hanson, and Singleton
[5] Generalized Method of Moments (GMM)
[6] برای اطلاعات بیشتر به مآخذ زیر مراجعه شود:
Hamilton (1994), and Favero (2001)

مصرف‌کننده دارای اطلاعات کامل است؛ ترجیحات مصرف‌کننده با ثبات است؛ ترجیحات هر مصرف‌کننده از مصرف‌کنندهٔ دیگر مستقل است؛ تولید و مصرف کالاها و خدمات اثرات خارجی ندارند؛ بازارهای کامل و رقابتی مختلفی غیر از مصرف برای انتخاب مصرف‌کننده وجود دارد[۱] و نهایتاً رفتار مصرف‌کننده عقلایی است. در این بخش صحت و سقم فرض اطلاعات کامل مصرف‌کننده با تأکید بر نقش دانش، دانایی و اطلاعات در فرایند تصمیم‌گیری مورد ارزیابی و تحلیل قرار می‌گیرد و همچنین به نقش دانش در پویایی ترجیحات پرداخته می‌شود.

مطالعات دههٔ اخیر، تحول قابل توجهی در تحلیل تصمیمات و رفتار مصرفی افراد ایجاد کرده و مبانی بررسی نگرش‌های سنتی رفتار مصرف‌کننده دگرگون شده و نظریه‌های جدید مصرف تبیین گردیده است. تحولات اخیر موجب تقابل نظریهٔ جدید مصرف با نظریهٔ سنتی شده است. به‌ویژه در زمینهٔ کامل نبودن اطلاعات، دانش و عقلانیت محدود در مقابل اطلاعات کامل و همچنین تحولات دانش، مهارت، تجربه و نوآوری و تأثیر آن بر پویایی ترجیحات در مقابل ثبات ترجیحات در طول زمان ظهور کرده است[۲] و در این فرایند، دانش به عنوان یکی از عوامل کلیدی در دستیابی به مصرف بهینه بیش از پیش نقش برجسته و ممتازی به خود گرفته است.

جایگاه و نقش دانش اقتصاد در مصرف از دیرباز مورد توجه اقتصاددانان بوده است. میچل[۳] (۱۹۱۲) از پیشگامان طرح مسألهٔ دانش و نقش برجستهٔ نهادها در مصرف می‌باشد. وی می‌گوید ما آنقدر که در ایجاد پول مهارت و دانش کسب می‌کنیم، در خرج کردن کمتر به آن توجه داریم. با توجه به تنوع کالاهای مصرفی خانوارها، فروشگاه‌ها بر حسب گروهی از کالاها ایجاد می‌شوند و حتی در داخل فروشگاه‌ها دپارتمان‌های متعددی ایجاد می‌شود که فروشندگان آنها نیروی کار جداگانه‌ای دارند، اما از آنجایی که خانوارها کوچک هستند، کسب دانش و اطلاعات کافی برای آنها مقدور نیست و آگاهی از کم و کیف محصولات مختلف امر محالی به نظر می‌رسد. میچل اضافه می‌کند که نقش سیستم قیمت‌ها برای خانوارها محدود است.

از زمان میچل تاکنون تغییر و تحولات بسیاری به وقوع پیوسته است. تنوع تولید کالاها و خدمات و نوآوری‌های به‌وجود آمده، فرآیند تصمیم‌گیری در مصرف را پیچیده‌تر کرده و به

---

[۱] مانند پس انداز، چون در غیر این صورت انتخاب مصرف در مقایسه با سایر کاربردهای منابع اقتصادی، بهینه نخواهد بود.

[۲] برای اطلاعات بیشتر در خصوص مقایسه تطبیقی بین مفروضات رفتار مصرف‌کننده اقتصاد کلاسیک و مقایسهٔ آن با ارزش‌های اسلامی به مقالهٔ مینکلر و کاسگل (۲۰۰۴) و همچنین نوشتار زیر مراجعه شود:
Examining Consumer Behaviour in IPE and Islamic Economics (http://islamic finance.net/islamic-economy/chap16/chap16index.html)

[3] Mitchell

موازات آن مکانیزم‌های متنوع شبکه‌های یادگیری، زمینه‌های کسب اطلاعات را گسترش داده است. با وجود این، گسترش تنوع محصولات باعث شده است که خانوارها امکان کسب مهارت و دانش لازم را برای انتخاب بهینه از دست بدهند. علی‌رغم این‌که بخشی از دانش مورد نیاز مصرف‌کننده به همراه محصولات به مصرف‌کننده عرضه می‌شود، اما امکان ارزیابی و مقایسهٔ محصولات مختلف مشابه معمولاً از توان مصرف‌کننده خارج است.

با توجه به پیچیدگی فرایند تصمیم‌گیری، دستیابی به حداکثر مطلوبیت، به دانش، قابلیت‌ها و توانایی‌های مهارتی افراد بستگی دارد. اگر چنانچه اطلاعات ناقص باشد و همچنین مفهوم عقلانیت محدود[1] بر فضای تصمیم‌گیری حاکم باشد، این فرایند موجب می‌شود تا تصمیم‌گیری بهینه را دچار مشکل سازد. در این راستا، موضوع محدودیت‌های ذاتی و مهارتی افراد در تصمیم‌گیری نیز قابل طرح و بررسی است. در نتیجه می‌توان گفت که احتمالاً بیشتر تصمیمات مصرف‌کننده ناکارآمد خواهد بود، هرچند که ممکن است فردی در زندگی خود احساس خشنودی و رضایت کند. به همین دلیل چوی[2] (۱۹۹۳) معتقد است که فرصت‌های ناشناخته و کشف نشده‌ای وجود دارد که طی آن می‌توان سطح مطلوبیت را افزایش داد. بنابراین، همان‌گونه که نقش دانش و علم در فرایند تولید برای بنگاه حائز اهمیت است، این نقش در فرایند تصمیم‌گیری و انتخاب کالاها و خدمات مصرفی برای خانوار نیز مهم است. لنکستر[3] (۱۹۶۶a) دلایل عمدهٔ انتخاب غیربهینه مصرف را همانند تولید مطرح می‌کند. وی معتقد است که ناآگاهی منجر به استفادهٔ غیر کارآمد از فناوری موجود در فرایند تولید می‌شود. همچنین، فقدان مهارت‌های مدیریتی از عوامل دیگر آن است. وی نتیجه‌گیری می‌کند که حتی در بازارهای کاملاً رقابتی، ناکارآمدی در مصرف به دلیل عدم اطلاعات کافی و همچنین عدم مهارت مصرف‌کننده وجود دارد.

لنکستر (۱۹۶۶b) و مایکل و بکر[4] (۱۹۷۳) نظریه جدید مصرف را در چارچوب تولید خانوار[5] ارائه کردند. مرکز ثقل این نظریه مبتنی بر این اصل است که کالاها و خدمات در بازار به عنوان نهاده در فرایند مصرف خانوارها قرار دارند. در این بازار، نهاده‌ها به عنوان کالاهای اساسی در فرایند و چارچوب تابع تولید افراد قرار دارند. کالاهای اساسی به دلیل اهمیتی که برای مصرف‌کننده دارند، حائز اهمیت هستند. این کالاها شامل تغذیه، پوشاک، ایاب و ذهاب، بهداشت و مجموعهٔ نیازهای اجتماعی و تفریحی است. بنابراین، تابع مطلوبیت بر اساس این

---

[1] Bounded Rationality
[2] Choi
[3] Lancaster
[4] Michael, and Becker
[5] Household Production

کالاها حداکثرسازی می ود. از آنجایی که افراد با انتخاب‌های متعددی مواجه هستند، فرایند تصمیم‌گیری از پیچیدگی خاصی برخوردار است. مثلاً تغذیه با ترکیبات مختلفی از کالاها همراه است و یا ایاب و ذهاب در شهر ممکن است با وسیلهٔ نقلیه شخصی، مترو، اتوبوس و یا دوچرخه صورت گیرد، که انتخاب بهینه آنها عملاً امکان‌پذیر نیست.

اکنون مفهوم کارایی در تولید و مصرف مقایسه می‌شود. نوآوری در تولید به مفهوم معرفی یک خط تولید جدید مانند ترکیبات جدیدی از عوامل است که طی آن با یک نهاده ثابت می‌توان تولیدات بیشتری را کسب کرد. بر اساس همین استدلال، نوآوری رفتاری و اجتماعی در مصرف به مفهوم این است که یک خانوار در چارچوب زمان و سرمایهٔ انسانی، یک ترکیب جدیدی از کالاهای بازاری را در نظر می‌گیرد تا بر اساس درآمد داده شده، کالاهای بیشتر و بهتری را بدست آورد. مصرف‌کننده سعی می‌کند با استفاده از زمان، دانش و مهارت، اطلاعات و محیط پیرامون خود، میزان و ترکیب کالاها و خدمات مصرفی را به صورت بهینه انتخاب کند، اما عملاً به این هدف نائل نمی‌شود؛ زیرا، ابداعات و اختراعات در زمینه‌های مختلف به دنبال خود تغییر و تعدیلات رفتار مصرفی خانوارها را طلب می‌کند.

وایت (۱۹۸۷) رفتار ناکارآمد مصرف‌کننده را ناشی از ویژگی‌های بیولوژیکی ذهن انسان می‌داند. وی اضافه می‌کند در شرایط استاندارد، مصرف‌کننده به تجارب گذشته و الگوهای اثبات شده تکیه می‌کند و این می‌تواند سطحی از کارآیی نسبی را تضمین نماید، اما هنگامی که محیط پیرامون پیوسته در حال تغییر است، محدودیت‌های شناختی ذهن انسان نمایان می‌شود. چون مردم بر اساس یک قاعده سرانگشتی تنها چند انتخاب ممکن از میان تمامی راه‌های ممکن را در نظر می‌گیرند و بر همین اساس تصمیم‌گیری می‌کنند و در واقع، این‌گونه تصمیم‌گیری همیشه مبتنی بر آزمون و خطا است.

ابداعات و اختراعات در زمینه‌های مختلف به دنبال خود تغییر و تعدیلات رفتار مصرفی خانوارها را می‌طلبد، اما عواملی وجود دارد که مانع انعطاف‌پذیری تصمیمات و رفتار خانوارها متناسب با محیط پیرامون می‌شود و در دستیابی به تصمیم بهینه محدودیت ایجاد می‌کند. در این راستا، ماسکارینی[1] (۲۰۰۴) محدودیت دانش و اطلاعات مصرف‌کننده را به چسبندگی رفتار مصرفی مصرف‌کننده مرتبط می‌سازد.[2] از آنجایی که مصرف‌کننده اطلاعات و دانش لازم برای تصمیم‌گیری بهینه مصرفی ندارد، رفتار گذشتهٔ خود را مبنایی برای تصمیمات جاری خود قرار می‌دهد تا از ریسک انتخاب‌های جدید در امان باشد. از بُعد دیگر، این پدیده به مفهوم درونزا

---

[1] Moscarini

[2] کوپ، پوتر و استراچان (۲۰۰۵) محدودیت دانش را به عنوان یک قید اساسی برای تبیین رفتار مصرف‌کننده می‌پذیرند.

کردن تغییرات در سلیقه است که مبتنی بر نظریهٔ یادگیری با دید روانشناسی است. علاوه بر مبانی و اصول روانشناسی که عادت مصرفی خانوارها را شکل می‌دهد، این رفتار دارای مبانی اقتصادی نیز می‌باشد. چون تغییر در تصمیمات مصرفی با هزینه‌هایی همراه است و مستلزم بررسی و جمع آوری اطلاعات گسترده‌است.

ارتباطات اجتماعی عامل دیگر برای ثبات رفتار مصرفی خانوارهاست. خانوارها علاوه بر بهره‌گیری از تجارب گذشته، از رفتار مصرفی گروه‌های دیگر یا جوامع تأثیر می‌پذیرند. بر اساس نظریهٔ مصرف دوزنبری، تصمیمات مصرفی افراد نه تنها تحت تأثیر الگوی مصرف گذشتهٔ خود قرار دارد بلکه الگوی رفتاری مصرف افراد جامعه نیز در مصرف تأثیر می‌گذارد،[۱] زیرا در حال حاضر گروه مرجع با گروه مرجع زمان دوزنبری متفاوت است و در این راستا، تحول در روش‌ها و ابزارهای اطلاع رسانی، گروه‌های مرجع را تغییر داده است. نقش رسانه‌های گروهی و ارتباط جمعی در تبادل اطلاعات و نشان دادن سبک زندگی نقش اساسی دارند. تلویزیون، ماهواره، اینترنت، روزنامه‌ها، مجلات، سینما در نقل و انتقال اطلاعات مصرفی و شناسایی گروه‌های مرجع نقش برجسته‌ای را در دهه‌های اخیر به عهده گرفته‌اند و عملاً به سمت شناسایی الگوهای جهانی حرکت کرده‌اند و تاکنون موفقیت‌هایی نیز در تغییر سبک زندگی و الگوهای رفتاری افراد در کشورها کسب شده است. به طور مثال، در حال حاضر می‌توان کالاهای مشابه و یکسانی، به ویژه کالاهای بادوام را پیدا کرد که توسط خانوارهای ساکنان قاره‌های مختلف جهان خریداری و مورد استفاده قرار می‌گیرد. این در واقع نتیجه جهانی‌شدن اقتصاد در تولید و تجارت است که جهانی‌شدن مصرف نتیجهٔ اجتناب‌ناپذیر آن است.

شایان ذکر است، در ایران علاوه بر ناکافی بودن دانش و اطلاعات مصرفی مصرف‌کننده، نارسا بودن فرایند انتقال اطلاعات لازم ـ در مقایسه با کشورهای پیشرفته ـ در خصوص کم و کیف کالاها از جمله عدم وجود برچسب اطلاعات کالاها موجب می‌شود که مصرف‌کننده نتواند با اطلاع کامل، بین انواع کالاهای مختلف با یکدیگر تمایز قائل شود و در نتیجه انتخاب مصرف‌کننده با مشکلات مضاعفی مواجه است. در این حالت هم "اطلاعات" و هم "دانش" که مستلزم اتخاذ تصمیمات عقلایی است، در فرایند مصرف همانند فرایند تولید ضرورت دارد. با این وجود، بایستی اذعان داشت نبودن اطلاعات کامل، تصمیم‌گیری عقلایی را به دنبال نخواهد داشت.

بنابراین می‌توان نتیجه‌گرفت فقدان دانش و اطلاعات موجب نقض دو فرض اساسی اطلاعات کامل و ثبات ترجیحات می شود و استخراج معادلهٔ اولر بدون توجه به نقض فروض

---

[۱] برای اطلاعات بیشتر به این‌گونه نظریات به مآخذ زیر مراجعه شود:
Dusenberry (1949), Leibenstein (1950), Krelle (1974), and Becker (1996)

اساسی از اعتبار لازم برخوردار نیست. در این میان کسب دانش و اطلاعات نقش برجسته‌ای ایفا می‌نماید و نهایتاً منجر بـه ایجـاد چسـبندگی در رفتـار مصـرفی مـی‌شـود.[۱] در بخـش چهـارم، چسبندگی رفتار مصرفی در ایران به صورت تجربی مورد آزمون و ارزیابی قرار می‌گیرد.

۳. مبانی نظری و شواهد تجربی مصرف

با توجه به نارسایی که برای اسـتخراج معادلـه اولـر و تخمـین آن در روش اول وجـود دارد و در بخش قبلی به آن پرداخته شد، اینک بر اساس روش دوم مدل‌سازی، تابع مصـرف کشـور مـورد شناسایی و تخمین قرار می‌گیرد. برای این منظور، ابتدا مبانی نظری مصرف بررسی و بـه دنبـال آن مطالعات تجربی در سطح بین‌المللی و ملی مرور می‌شـود و پـس از بررسـی رونـد مصـرف و متغیرهای مرتبط با آن، مدل مصرف کشور شناسایی و معرفی می شود.

پس از نظریهٔ کینز[۲] (۱۹۳۶) که مبتنی بر تبیین رابطهٔ مصـرف و درآمـد جـاری اسـت، مطالعات نظری و تجربی متعددی در ایـن خصـوص صـورت گرفتـه اسـت. یکـی از نکـاتی کـه نظریه‌های مصرف را در بُعد کاربردی مورد توجه قرار داده اسـت، اسـتقلال نوسـانات مصـرف از نوسانات سطح درآمد است و در فرایند ادوار تجاری با ایجاد رونق و رکود، مصرف متناسب با آن افزایش و کاهش نمی‌یابد. دلیل اصلی این ادعا، فراهم بودن شرایط قرض دادن و قـرض گـرفتن برای مصرف‌کننده است. در این صورت محدودیت مصرف‌کننده تنها به اسـتطاعت مـالی وی در طول زندگی بستگی دارد. بنابراین، الگوی مصرف تحت تأثیر سلیقه، ساختار خانواده و نیازهـای مختلف افراد که مبتنی بر ساختار سنی افراد است، در طول زندگی شکل می‌گیـرد و اسـاس آن بر پایهٔ توانایی‌های مالی افراد است.

نظریهٔ درآمد دائمی مصرف برای اولین بار توسط فریدمن[۳] (۱۹۵۷) معرفی‌شـد کـه بـه نظریهٔ مصرف درآمد دائمی فریدمن معروف است. بر اسـاس ایـن نظریـه، مصـرف در یـک سـال معین فقط به درآمدی که فرد در همان سال بدست می‌آورد، بستگی ندارد، بلکه به میزان درآمد دائمی یا درآمد انتظاری که فرد انتظار دارد وابسته است. به همین دلیل وی درآمد افراد را به دو جزء درآمد دائمی و درآمد موقتی یا زودگذر تقسیم می‌کند. درآمد موقتی گاهی مثبت و گـاهی منفی است و در بلندمدت همدیگر را خنثی می‌کنند، لذا نقش پس‌انـداز موجـب مـی‌شـود کـه

---

[۱] این روش زمـانی مـی توانـد بکـارگرفتـه شـود کـه بتـوان بدرسـتی محـدودیت دانـش و اطلاعـات را در کنـار محدودیت‌های بودجه کمی کرد و این کار خارج از اهداف این مقاله قرار دارد.

[2] Keynes

[3] Friedman

مصرف در سطح مصرف دائمی حفظ شود. به دنبال نظریهٔ فریدمن، مادیگلیانی[1] (۱۹۶۳) نظریهٔ درآمد دائمی را در چارچوب مدل اقتصادسنجی سیکل زندگی معرفی‌کرد. بر اساس این نظریه، هدف مصرف‌کننده این است که مطلوبیت ناشی از مصرف در طول زندگی با در نظر گرفتن محدودیت منابع مالی به حداکثر برسد، به نحوی که ثروت فرد در پایان عمر به صفر برسد و به همین دلیل در این نظریه چیزی به نام ارث وجود ندارد. این نظریه نیز همانند نظریه درآمد دائمی فریدمن بر ثروت جامعه و نرخ بازدهی آن استوار است که بر اساس آن سطح مصرف تعیین می‌گردد. با این وجود، نوع استدلال در خصوص نظریهٔ درآمد دائمی متفاوت است. مادیگلیانی دورهٔ عمر انسان را به سه دوره تقسیم می‌کند. دورهٔ کودکی و نوجوانی که طی آن مصرف از درآمد بیشتر است و دورهٔ میانسالی که اواسط سال‌های زندگی فرد را می‌پوشاند و درواقع سال‌های تولد فرد در طول زندگی وی محسوب می‌شود. در این دوره میزان مصرف کمتر از میزان درآمد فرد است که بخشی از آن بابت مصرف در اوان زندگی بازپرداخت و بخش دیگر نیز پس‌انداز می‌شود. دورهٔ سوم به دورهٔ کهنسالی تعلق دارد که دوران پیری و بازنشستگی فرد را تشکیل می‌دهد. لذا، با توجه به رفتار تعدیلی که از طریق پس‌انداز صورت می‌گیرد، مصرف افراد در طول زندگی از روند باثبات و پایداری برخوردار است.

در نیمهٔ دوم دههٔ ۱۹۷۰، نگرش به تابع مصرف به دنبال کار لوکاس (۱۹۷۶) که معروف به انتقاد لوکاس[2] است، تغییر یافت. لوکاس در این مقاله اظهار می‌دارد که اگر مصرف به وسیله ارزش حال درآمدهای آینده تعیین شود، واکنش مصرف به تغییرات درآمد تا زمانی که اطلاعات دقیقی از شکل‌گیری انتظارات در خصوص درآمدهای آینده وجود نداشته باشد، به درستی قابل تبیین نخواهد بود.[3] برای مثال اگر انتظارات از درآمدهای آینده به وسیله اعمال نرخ‌های مالیاتی جدید توسط دولت تغییر کند، انتظارات از درآمدهای آینده تحت تأثیر این پدیده (اطلاعات جدید در خصوص مالیات) قرارگرفته و روند مصرف آینده نیز بر اساس انتظارات جدید تغییر خواهد یافت.[4]

---

[1] Modigliani

[2] Lucas Critique

[3] دیتون (۱۹۸۸) اذعان می دارد انتقاد لوکاس همانند سایر مشکلات شناسایی و تخمین توابع است و لذا انتقاد جدی و خطرناکی به نظر نمی‌رسد.

[4] برای اطلاعات بیشتر در خصوص مطالعات تجربی به مآخذ زیر مراجعه شود:

Samuelson (1941), Brown (1952), Blinder (1975), Haque and et al. (1990), and Fisher (1994)

هیمن و سنگاانتی[1] (۱۹۹۸) در خصوص نقش ثروت در مصرف تأکید می‌کنند که رفتار مصرفی افراد انعکاسی از ثروت را نشان می‌دهد.[2] در این راستا، کمپاس و اریکسون[3] (۲۰۰۰) با بکارگیری داده‌های سالانه ۱۹۸۵ – ۱۹۷۰ کشور ونزوئلا، اثر ثروت بر مصرف را با استفاده از متغیر M2 به عنوان متغیر نماینده برای ثروت مورد آزمون قرار داده که تأثیر مثبت ثروت بر مصرف را تأیید می‌کند.

دم، هنسن و اولیسن[4] (۲۰۰۴) تابع مصرفی خصوصی را برای کشور دانمارک شناسایی و تخمین می‌زنند. متغیرهای درآمد قابل تصرف، ثروت، نرخ بیکاری، نرخ تورم و متغیر روند از متغیرهای کلیدی مدل هستند. در خصوص تبیین رابطهٔ مصرف و تورم تأکید می‌کنند که این دو متغیر از مسیرهای مختلف به هم مرتبط هستند و نتیجه‌گیری می‌کنند که تأثیر نرخ تورم بر مصرف منفی است. یکی از مسیرها به تورم پیش‌بینی نشده مربوط است؛ زیرا برنامهٔ مصرفی افراد بر حسب مقادیر واقعی مصرف در نظر گرفته می‌شود که آن نیز بر تغییرات قیمت انتظاری استوار است. افزایش تورم به میزانی بیشتر از میزان نرخ تورم انتظاری، به مفهوم این است که قدرت خرید ثروت و دارایی نقدی کمتر از میزان انتظاری آن است و با ثابت بودن سایر شرایط، مصرف کاهش می‌یابد. مسیر دیگر تأثیر نرخ تورم بر مصرف ممکن است از طریق درآمد صورت‌گیرد. چون ممکن است تورم برای پیش‌بینی تغییرات درآمد واقعی افراد برای آینده مورد استفاده قرار گیرد. همچنین رابطهٔ بین سطح تورم و تغییرات درآمد منجر به تغییرات در پس‌انداز احتیاطی می‌گردد که بر میزان مصرف تأثیرگذار است. نتایج برآورد مطالعهٔ مذکور برای کشور دانمارک که از داده‌های سالانه برای دورهٔ ۱۹۹۶ – ۱۹۵۶ استفاده شده، نشان می‌دهد درآمد و ثروت بر مصرف تأثیر مثبت و نرخ بیکاری و نرخ تورم تأثیر منفی دارد. همچنین نتایج تحقیقات اهومادا، گناوس و الوردو[5] (۲۰۰۰) نشان می‌دهد در کشور آرژانتین متغیر درآمد و نرخ تورم از عوامل تعیین‌کننده و تأثیرگذار بر مصرف خصوصی هستند.

برای تبیین رفتار مصرف بخش خصوصی ایران، مطالعات متعددی انجام گرفته است. منجذب (۱۳۷۵) تابع مصرف کشور را بر اساس نظریه‌های کینز، دوزنبری، مادیگلیانی و فریدمن

---

[1] Heymann, and Sanguinetti

[۲] میانگین وزنی بازدهی دارایی‌ها مختلف مانند پول، اوراق قرضه (یا مشارکت)، سهام، مسکن و سایر دارایی‌های واقعی، یکی از متغیرهایی است که معمولاً در کشورهای پیشرفته برای مطالعات تجربی به عنوان متغیر ثروت در تابع مصرف لحاظ می‌شود. از آن جایی که ایران دارای بازارهای مالی پیشرفته نیست و همچنین آمار و اطلاعات لازم به صورت سری زمانی در این زمینه وجود ندارد، پرداختن به این موضوع امکان‌پذیر نیست.

[3] Campos, and Ericsson

[4] Dam, Hansen, and Olesen

[5] Ahumada, Canavese, and Gonzalez (in Ahumada and Garegnani)

با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۷۳ – ۱۳۳۸ تخمین زده و نهایتاً تابع مصرف دوزنبری را به عنوان مدل مناسب برای ایران انتخاب کرده‌است. همچنین ولدخانی (۱۳۷۶) مصرف بخش خصوصی را تابعی از درآمد قابل تصرف دانسته‌است. درآمد قابل تصرف از کسر ارزش افزودهٔ بخش نفت و گاز و مالیات‌ها و اضافه کردن پرداخت‌های انتقالی به تولید ناخالص داخلی بدست آمده است. تابع مصرف با استفاده از روش انگل ـ گرنجر[1] و با بکارگیری داده‌های سالانه ۱۳۷۴ – ۱۳۳۸ تخمین زده می‌شود. ضریب درآمد قابل تصرف که تنها پارامتر تخمین زده شدهٔ این مدل است، معادل ۰/۷۶ است. یکی از نکات قابل تأمل این مطالعات، شناسایی و تخمین الگوی مصرف با یک متغیر توضیحی می‌باشد و به سایر عوامل مؤثر بر مصرف توجه نشده‌است.

سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (۱۳۷۸) در برنامه سوم توسعه، مصرف خصوصی سرانه را تابعی از درآمد قابل تصرف سرانه و کل نقدینگی واقعی در نظر گرفته است که به ترتیب ضریب کشش ۰/۰۸۶ و ۰/۰۴۹ برای این دو متغیر برآورد شده است. وقفهٔ مصرف خصوصی سرانه، متغیر دیگر این مدل است که دارای ضریب کشش ۰/۸ است. یکی از مشکلات اساسی این مدل واردکردن متغیر کل نقدینگی جامعه در تابع مصرف سرانه است. همچنین، تکنیک تخمین این مدل مبتنی بر روش OLS است که نتایج قابل اعتمادی را در مطالعات سری زمانی ارائه نمی‌کند. نهایتاً، وجود متغیرهای با وقفه به عنوان متغیر توضیحی مبین آن است که روابط تخمین زده شده، در واقع روابط کوتاه‌مدت بین متغیرهاست تا این که روابط بلندمدت باشد.

تابع کل مصرف خصوصی (و نه سرانه) توسط خشادوریان و خیابانی (۱۳۷۹) تخمین زده شده، که ضرایب درآمد قابل تصرف و نقدینگی واقعی به ترتیب برابر ۰/۴۸ و ۰/۱۵ می‌باشد. وقفهٔ اول مصرف خصوصی و همچنین درآمد قابل تصرف، متغیرهای دیگر این مدل هستند و به ترتیب دارای ضریب کشش ۰/۷۵ و ۰/۴۰- می‌باشند. از آن جایی که این مدل نیز مانند مدل مصرف سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی دارای متغیرهای توضیحی با وقفه در مدل می‌باشد، روابط تخمین زده شده درواقع رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها را نشان می‌دهد.

در ادامهٔ این بخش، ابتدا حقایق ثبت شدهٔ[2] متغیرهای کلیدی طی دورهٔ ۱۳۸۲ – ۱۳۳۸ بررسی و سپس تابع مصرف خصوصی شناسایی می شود. روند مصرف خصوصی سرانه و ارتباط آن با درآمد قابل تصرف سرانه در نمودار ۱ ترسیم شده‌است. همان طوری که در نمودار مشاهده می‌شود این دو متغیر دارای روند مشابهی هستند و نوسانات هر دو با یکدیگر در یک جهت می‌باشد. هماهنگی نوسانات این دو متغیر مبین آن است که درآمد جاری و مصرف جاری به هم مرتبط هستند و لذا نتیجهٔ مذکور مستلزم ارزیابی دقیقتر برای انتخاب متغیر

[1] Engle-Granger (1986)
[2] Stylized Facts

مناسب درآمد در تابع مصرف است. برای متغیر درآمد در تابع مصرف دو نظریهٔ غالب و رقیب وجود دارد. یکی نظریهٔ درآمد جاری کینز و دیگری نظریهٔ درآمد دائمی فریدمن است. در چارچوب نظریه درآمد دائمی، از آن جایی که مصرف دائمی تابع درآمد دائمی است، روند رکود و رونق اقتصادی، مصرف را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و مصرف از روند با ثبات و پایداری برخوردار است. برای شناخت این پدیده در ایران، روند ادوار تجاری و فرایند رکود و رونق در اقتصاد کشور با نوسانات مصرف بخش خصوصی مورد مقایسه قرار می‌گیرد.[۱] نمودار ۲ روند ادوار تجاری تولید ناخالص داخلی (HY) و مصرف خصوصی (HC) را نشان می‌دهد. این منحنی‌ها انحراف تولید ناخالص داخلی و مصرف خصوصی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶) از روند بلندمدت را نشان می‌دهند. همانطوری که از نمودار مشاهده می‌شود، نوسانات درآمد با مصرف اولاً همزمان، ثانیاً هم جهت و ثالثاً بطور میانگین عمق و شدت نوسانات مصرف با روند رونق و رکود ادوار تجاری تقریباً هماهنگ است.[۲] انحراف معیار نوسانات ادوار تجاری درآمد و مصرف به ترتیب ۰/۰۵۱ و ۰/۰۴۸ می‌باشد و به عنوان شاخص کمی، نشان‌دهندهٔ این است که نوسانات این دو با هم تفاوت ناچیزی دارند. بنابراین، نقش درآمد جاری در مصرف حائز اهمیت است و حقایق ثبت شدهٔ کشور متغیر درآمد جاری را توصیه می‌کند.[۳]

بر پایهٔ مباحث نظری و تجربی بررسی شده در این مطالعه و با تأکید بر نتایج حاصل از بررسی شواهد تجربی کشورهای در حال توسعه، نقدینگی به‌عنوان متغیر نمایندهٔ ثروت لحاظ می‌شود. با توجه به این که طی دهه‌های گذشته تحولات گسترده‌ای در روند جمعیت کشور صورت گرفته‌است، متغیرهای مصرف واقعی، درآمد واقعی و ثروت واقعی به کل جمعیت کشور تقسیم شده و تابع مصرف بر حسب متغیرهای سرانه تعریف می‌شود. شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری به عنوان شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)[۴] که توسط بانک مرکزی محاسبه می‌شود و مبنای محاسبهٔ تورم رسمی کشور است، برای محاسبه نقدینگی به

---

[۱] برای این منظور از روش هادریک پرسکات [Hodrick Prescott (HP)] ـ که به طور مکرر در تحلیل نوسانات اقتصادی استفاده می‌شود ـ استفاده شده است. HP از حداقل کردن مجموع مربع انحرافات سری $\{Y_t\}$ با یک جزء روند، τ_t ، بدست می‌آید که به عنوان شاخص خوبی برآزش تلقی می‌شود.

[۲] برای اطلاعات بیشتر در زمینهٔ رونق و رکود متغیرهای اقتصاد کلان در ایران به مأخذ مرادی (۱۳۸۲) مراجعه شود.

[۳] شایان ذکر است عامل کلیدی تعدیل مصرف، ناشی از تعدیل تقاضا و مصرف کالاهای باداوم است که با شرایط کشورهای درحال توسعه مانند ایران سازگاراست. یعنی در دوران رونق و رکود به موازات نوسانات درآمد، تقاضای کالاهای با دوام در مقایسه با تقاضا و مصرف کالاهای مصرفی از انعطاف‌پذیری بیشتری برخوردار هستند و به همین دلیل مصرف کل با نوسانات رونق و رکود اقتصادی هماهنگ است.

[4] Consumer Price Index (CPI)

قیمت‌های ثابت (نقدینگی حقیقی[1]) و همچنین برای محاسبه نرخ تورم استفاده می‌شود. از آنجایی که آمار درآمد قابل تصرف خصوصی توسط مراجع آماری کشور تولید و منتشر نمی‌شود، در این مقاله متغیر نماینده درآمد ملی، منهای کل هزینه‌های دولت (هزینه‌های مصرفی دولت به اضافه تشکیل سرمایه ثابت دولت) که متغیر قابل قبولی برای درآمد قابل تصرف است، استفاده شده‌است.[2]

با توجه به بررسی ادبیات موضوع، شواهد تجربی و حقایق بررسی شدهٔ اقتصاد کشور، اکنون تابع مصرف خصوصی شناسایی و معرفی می شود. در این مدل، لگاریتم متغیر مصرف خصوصی واقعی سرانه (C) تابعی از لگاریتم متغیر درآمد قابل تصرف واقعی سرانه (Y) و لگاریتم ثروت واقعی سرانه (W) و همچنین نرخ تورم[3] (ΔP) است. شکل کلی تابع با لحاظ کردن جمله اختلال به شکل زیر است:

$$C = C(Y, W, \Delta P, \varepsilon) \qquad (۱)$$

این مدل رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها را شناسایی می‌کند. همان طوری که در بخش دوم بررسی شد، نظریهٔ چسبندگی و پایداری مصرف مطرح است که در قالب مدل تصحیح خطا مورد آزمون و ارزیابی قرار خواهدگرفت. با توجه به تکانه متعددی که در دهه‌های اخیر به اقتصاد ایران وارد شده و متغیرهای اقتصاد کلان و به‌ویژه متغیرهای مورد بررسی را تحت تأثیر قرار داده، متغیرهای مجازی[4] (D) نیز به مدل اضافه می‌شود. لذا:

$$C = C(Y, W, \Delta P, D, \varepsilon) \qquad (۲)$$

۴. مدل‌سازی تابع مصرف: مدل‌های خطی و غیرخطی

علی‌رغم این که در مطالعات کمی اقتصادی روش مدل‌سازی خطی (اعم از لگاریتمی و غیرلگاریتمی) به‌عنوان روش غالب درآمده است، اما روابط متغیرهای اقتصادی همیشه خطی یا

---

[1] Real Balance

[2] این شاخص قبلاً توسط طبیبیان به عنوان شاخص درآمد قابل تصرف تعریف و استفاده شده است. برای اطلاعات بیشتر به طبیبیان (۱۳۶۷) مراجعه شود.

[3] نرخ تورم بر اساس تعریف زیر که در آن P لگاریتم CPI می‌باشد، محاسبه شده است.

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$$

[4] متغیرهای مجازی مورد استفاده در آزمون‌های ریشه واحد و تابع مصرف، زیر جدول شماره یک تعریف شده است.

غیرخطی قابل تبدیل به روابط خطی نیستند. حتی گرنجر و ترسورتا[۱] (۱۹۹۳) در کتاب مدل‌سازی روابط اقتصادی غیرخطی[۲] اذعان داشته‌اند که عموماً اقتصاد غیرخطی پذیرفته شده است و لذا ساختار پویای اقتصاد، روابط میان متغیرها را پیچیده کرده است. گرنجر و ترسورتا تأکید می‌کنند اگر روابط بین متغیرها غیرخطی باشد و مدل به صورت خطی تخمین زده شود، مدل تخمین زده شده کمتر از حد مشخص[۳] خواهد بود. از طرف دیگر اگر روابط بین متغیرها خطی باشد و مدل به صورت غیرخطی تخمین زده شود، مدل تخمین زده شده بیش از حد مشخص[۴] خواهد بود و در هر دو حالت، خطای تشخیص[۵] وجود خواهد داشت. به همین دلیل گرنجر و ترسورتا توصیه می‌کنند فرایند تخمین مدل بایستی مبتنی بر شناسایی دقیق شکل مدل باشد تا از خطای تشخیص جلوگیری به عمل آید. در این بخش ابتدا مدل شناسایی شده به صورت خطی مدل‌سازی می‌شود و سپس بر اساس نتایج بدست آمده از مدل‌های برآورد شدهٔ خطی، مدل پویای غیرخطی شناسایی، تخمین و تحلیل می شود.

۱-۴. مدل‌سازی خطی تابع مصرف

در این مقاله داده‌های سالانهٔ دورهٔ ۱۳۸۲ - ۱۳۳۸ مورد استفاده قرار می‌گیرد. این داده‌ها از منابع آماری رسمی بانک مرکزی اقتباس شده است.[۶] برای تخمین مدل، ابتدا نتایج آزمون ریشهٔ واحد ارائه و سپس بر اساس نتایج این آزمون، تابع مصرف مدل‌سازی می شود. نظر به این که طی دورهٔ مورد بررسی متغیرهای اقتصاد کلان کشور تحت تأثیر تکانه‌های اقتصادی، سیاسی، نظامی و یا اجتماعی قرار گرفته‌اند، از آزمون پرون[۷] (۱۹۸۹) که تغییر ساختار در متغیرها را در نظر می‌گیرد، استفاده شده است. جدول ۱ نتایج آزمون پرون[۸] را برای متغیرهای مدل ارائه می‌کند. همان‌طوری که نتایج نشان می‌دهد، وجود یک ریشهٔ واحد در سطح متغیرها تأیید می‌شود. برای بررسی وجود دو ریشهٔ واحد در متغیرها، آزمون پرون برای تفاضل اول متغیرها استفاده گردیده است. نتایج در جدول۲ خلاصه شده است و مبین پایایی تفاضل اول متغیرها است.

---

[1] Granger, and Teräsvirta
[2] Modeling Nonlinear Economic Relationships
[3] Under Identification
[4] Over Identification
[5] Misspecification
[۶] داده‌های آماری در انتهای مقاله ارائه شده است.
[7] Perron
[۸] برآوردهای کمی تابع مصرف خطی با بهره گیری از نرم افزار Microfit انجام گرفته است.

آزمون ریشهٔ واحد در نرخ تورم، مستلزم تعمق بیشتر در رفتار این متغیر است. همان طوری که در نمودار ۳ مشاهده می‌شود، این متغیر به دلیل تعدد تکانه‌ها با بیش از یک تغییر ساختار مواجه است. یکی مربوط به تکانه نفتی در نیمهٔ اول دههٔ ۱۳۵۰ و دیگری مربوط به پیآمدهای اجرای سیاست‌های تعدیل در نیمهٔ اول دههٔ ۱۳۷۰ است. مدل‌های پرون که مبتنی بر فرض یک تغییر ساختار هستند، برای آزمون پایایی این سری زمانی مناسب نیستند. همان طوری که جدول ۳ نشان می‌دهد ضریب خودهمبستگی تورم، سریع به صفر نزدیک[1] نمی شود و آزمون‌های Box-Pierce و Ljung-Box تأیید می‌کنند که تا مرتبه‌های بالاتر، از نظر آماری معنی‌دار هستند و این مؤید وجود ریشه‌هایی از ناپایایی متغیر تورم است. یکی از نکاتی که در این زمینه قابل طرح است وجود ریشهٔ واحد مرزی[2] است. یعنی ممکن است متغیر نرخ تورم در حالی که پایا نیست، دارای ریشهٔ واحد برابر یک نیز نباشد. در ادبیات اقتصادسنجی به این حالت Fractionally Integrated گفته می‌شود.[3] با توجه به اطلاعات جدول ۳ و نکات مذکور، نرخ تورم در این مقاله ناپایا در نظر گرفته شده است.

نظر به این‌که تمامی متغیرهای مدل دارای یک ریشهٔ واحد هستند، رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها برآورد می شود. روش تخمین همجمعی یوهانسن و جسلیوس (۱۹۹۰) برای تخمین تابع مصرف به کارگرفته شده است. این مدل دارای چهار متغیر شامل مصرف خصوصی واقعی سرانه، درآمد قابل تصرف واقعی سرانه، متغیر نقدینگی واقعی سرانه و نرخ تورم می‌باشد. همچنین یک متغیر مجازی در تابع مصرف لحاظ شده‌است. این متغیر، سال‌های ۱۳۶۷ - ۱۳۵۴ را می‌پوشاند که طی آن مصرف روند کاهشی داشته‌است. در ابتدای این دوره، مصرف واقعی سرانهٔ خصوصی به دلیل کاهش درآمدهای نفتی و به تبع آن با کاهش درآمد ملی، کاهش یافته و به تدریج با وقوع انقلاب اسلامی و وقوع هشت سال جنگ، مصرف خصوصی کماکان به روند کاهشی خود ادامه داده، اما با پایان جنگ، روند مصرف رو به افزایش نهاده است. این در شرایطی است که متغیر مجازی مذکور بر اساس ارزیابی پسماندهای[4] مدل توصیه شده‌است.

نتایج آزمون معیارهای اطلاعاتی را که شامل LL، AIC، SBC و LR می‌باشد، نشان می‌دهد. درجهٔ $VAR(p)$ بر اساس نتایج آزمون‌های AIC و SBC برابر یک است و آزمون

---

[1] Tail off

[2] Fractionally Integrated

[3] از آنجایی که بررسی Fractionally Integrated این متغیر خارج از اهداف مقاله است، به این مسئله در اینجا پرداخته نمی‌شود.

[4] Residuals

LLدر سطح ۵ درصد مقدار $p = 1$ را تأیید می‌کند. لذا، بر اساس این نتایج، درجه $VAR(p)$ برابر یک انتخاب می‌شود. برای انتخاب تعداد بردارهای همجمعی از دو آماره $\lambda_{\max}$ و λ_{trace} استفاده شده است. بر اساس نتایج گزارش شده در جدول ۵، این دو آماره تعداد بردارهای همجمعی بین متغیرهای مدل را در سطح ۵ درصد، برابر یک توصیه می‌کنند. بر اساس ضرایب تخمین زده شده، تابع مصرف خطی در بلندمدت به شکل زیر است:

$$C_t = \underset{(0.079)}{0.40} + \underset{(0.194)}{0.75}Y_t + \underset{(0.068)}{0.25}W_t - \underset{(0.742)}{2.17}\Delta P_t \qquad (۳)$$

مقادیر داخل پرانتز در زیر پارامترهای برآورد شده، انحراف معیار را نشان می‌دهد. همان‌طوری که ملاحظه می‌شود، علامت ضرایب تخمین زده شده با مبانی نظری سازگار است و همچنین تمامی ضرایب از نظر آماری در سطح بالایی معنی‌دار هستند.

نتایج تخمین تابع مصرف، نقش درآمد جاری بر مصرف در بلندمدت را تأیید می‌کند که با حقایق ثبت شدهٔ اقتصاد کشور نیز مطابقت دارد. در خصوص تأثیر منفی تورم بر مصرف می‌توان اذعان داشت که طی دورهٔ مورد بررسی، به دلیل کسری بودجه پایدار دولت و مرتبط ساختن کسری بودجه به چاپ پول (اعم از استقراض از بانک مرکزی یا فروش بخشی از درآمدهای نفتی به بانک مرکزی) عموماً عملکرد نقدینگی از هدف‌های کمی پیش‌بینی شده بالاتر بوده و لذا اجرای سیاست پولی انبساطی غیر پیش‌بینی شده به دنبال خود تورم غیر پیش‌بینی شده را به همراه داشته و نهایتاً منجر به کاهش مصرف واقعی در جامعه شده است.

نظر به این‌که ضرایب برآورد شده کشش‌ها هستند و بر حسب تعریف، کشش مصرف نسبت به درآمد برابر $\varepsilon = \frac{\partial C}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{C}$ است، برای محاسبهٔ میل نهایی به مصرف بایستی از رابطه $b = \varepsilon \frac{C}{Y}$ استفاده کرد. با در نظر گرفتن میانگین سالانه نسبت $\frac{C}{Y}$ و $\frac{C}{W}$ طی دورهٔ مورد مطالعه، میل نهایی به مصرف برای درآمد قابل تصرف و ثروت به ترتیب ۰/۵۵ و ۰/۴۲ بدست می‌آید.

در این مرحله رابطهٔ کوتاه‌مدت تخمین زده می شود. نظر به این که اندازهٔ حجم نمونه بالا نیست، شکل عمومی مدل تصحیح خطا با یک وقفه به صورت زیر در نظر گرفته می شود:

$$\Delta C_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 \Delta C_{t-1} + \beta_3 \Delta Y_{t-1} + \beta_4 \Delta W_{t-1} + \beta_5 \Delta \Delta P_{t-1} + \lambda_1 ECT_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

C_t مصرف خصوصی واقعی سرانه، Y_t درآمد قابل تصرف واقعی سرانه، W_t ثروت واقعی سرانه، ΔP_t نرخ تورم، D_t متغیر مجازی، Δ علامت تفاضل اول متغیرها و ECT_t بر اساس نتایج

رابطهٔ بلندمدت به‌صورت زیر محاسبه شده است:

$$ECT = C_t - 0.40 - 0.75Y_t - 0.25W_t + 2.17\Delta P_t$$

مدل تصحیح خطا با استفاده از روش تخمین هندری که مبتنی بر روش استفاده از مدل عمومی و تخمین آن جهت حصول به یک مدل خاص[1] استوار است، استفاده شده‌است. مدل برآورد شده نهایی به صورت زیر است:

$$\Delta C_t = \underset{(0.058)}{-0.20TB55} - \underset{(0.050)}{0.15TB65} + \underset{(0.003)}{0.006T} + \underset{(0.146)}{0.52\Delta C_{t-1}} - \underset{(0.035)}{0.08ECT_{t-1}} \qquad (۵)$$

n = 43	$\overline{R}^2 = 0.472$	s = 0.0490
$\chi^2_{SC}(1) = 0.05$ [0.83]	$\chi^2_{FF}(1) = 4.22$ [0.04]	$\chi^2_{N}(2) = 1.05$ [0.60]
$\chi^2_{ARCH}(1) = 0.003$ [0.99]	$F_1(3, 34) = 0.37$ [0.78]	

n تعداد مشاهدات مورد استفاده در مدل، $\overline{R}^2$ ضریب تعیین تعدیل شده، s خطای استاندارد رگرسیون، χ^2_{SC} آماره آزمون برای خودهمبستگی جمله پسماند، χ^2_{FF} آماره RESET برای آزمون خطای تشخیص فرم تابع، χ^2_{N} آماره آزمون برای نرمال بودن و χ^2_{ARCH} آماره آزمون واریانس ناهمسانی، F آماره آزمون معنی‌دار بودن همزمان متغیرهای حذف شده ΔY_{t-1}، ΔW_{t-1} و $\Delta\Delta P_{t-1}$ از مدل و اعداد داخل پرانتز زیر ضرایب تخمین زده شده، انحراف معیار هستند. $TB55$ و $TB65$ درواقع متغیرهای مجازی هستند که بر اساس ارزیابی مشاهدات پرت[2] در فرایند تخمین به مدل اضافه شده است. $TB55$ و $TB65$ به ترتیب برای سال‌های ۱۳۵۵ و ۱۳۶۵ کمیت یک و برای سایر سال‌ها کمیت صفر اختیار کرده است.

همان‌طوری که نتایج مدل نشان می‌دهد، تمامی ضرایب تخمین زده شده از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند و علامت آنها با مبانی نظری سازگار است. همچنین مدل مشکل خودهمبستگی پیاپی ندارد و از نظر نرمال بودن و واریانس ناهمسانی، فاقد هرگونه مشکلی است و آزمون F نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای حذف شده ΔY_{t-1}، ΔW_{t-1} و $\Delta\Delta P_{t-1}$ از مدل، همزمان برابر صفر هستند و این نتیجه با نتیجهٔ آزمون t که فرضیهٔ برابر صفر بودن تک تک ضرایب را از نظر آماری آزمون می‌کند سازگار است. با این‌وجود، نتایج نشان می‌دهد که فرم تابع مدل در سطح استاندارد مورد تأیید نمی‌باشد. برای بررسی دقیق‌تر این

---

[1] General-to-Specific Approach
[2] Outlier

مسأله، قسمت بعدی مقاله به آزمون و مدل‌سازی غیرخطی اختصاص دارد.

تفسیر ضرایب متغیر با وقفهٔ تفاضل اول مصرف واقعی سرانه و ضریب تصحیح خطا از نظر اقتصادی و کاربردی حائز اهمیت است. نتایج نشان می‌دهد که مصرف سال جاری به میزان ۰/۵۲ به مصرف سال گذشته مرتبط است و لذا چسبندگی در الگوی مصرف وجود دارد و یکی از عوامل چسبندگی مصرف ـ همان‌طوری که در بخش دوم مقاله بررسی شد ـ فقدان دانش و اطلاعات لازم برای تصمیم‌گیری مصرف‌کننده سبب پافشاری بر عادت مصرفی می‌شود. پایین بودن ضریب تصحیح خطا مبین آن است که به هر دلیلی انحرافی در تعادل ایجاد شود، مدت زمان بیشتری نیاز است تا مجدداً تعادل اعاده گردد.

۲-۴. مدل غیرخطی تابع مصرف

طی دهه‌های اخیر پیشرفت‌های قابل توجهی در تبیین و تحلیل تجربی روابط غیرخطی در اقتصاد صورت گرفته است. برای مدل‌سازی غیرخطی متغیرهای اقتصادی، ابتدا مدل‌های یک متغیره و اخیراً مدل‌های چندمتغیره مورد توجه اقتصاددانان قرارگرفته است. مطالعات تجربی در سطح بین‌المللی نشان می‌دهد که روابط متغیرهای اقتصادی در حوزهٔ اقتصاد کلان مانند ادوار تجاری، بازدهی بازار سهام، بازار نرخ ارز و توابع تولید و سرمایه‌گذاری به صورت غیرخطی هستند.[۱] مطالعات اخیر در ایران تأیید می‌کند که متغیرهایی مانند نرخ تورم، مدل تورم و نرخ ارز واقعی، رفتار غیرخطی دارند.[۲]

در ادبیات مدل‌سازی، روش‌های مختلفی از مدل‌های پارامتریک و غیرپارامتریک غیرخطی وجود دارد. تراسورتا (۱۹۹۴) در اهمیت استفاده از روش استار(STAR) در مدل‌سازی روابط اقتصادی اذعان می‌دارد که استراتژی مدل‌سازی این روش به‌گونه‌ای است که نیاز به داده‌های سری زمانی برای دوره‌های طولانی نیست و می‌توان با داده‌هایی با دورهٔ کوتاه‌تر، این روش را بکارگرفت و به همین دلیل این روش در اقتصاد کلان کاربرد موفقیت‌آمیزی داشته است.[۳] با توجه به نکات فوق‌الذکر، این مقاله با استفاده از روش مدل‌سازی غیرخطی سری زمانی استار (STAR) و در چارچوب مدل‌های چند متغیره پویا، تابع مصرف را مدل‌سازی و تخمین

---

[۱] برای اطلاعات بیشتر مراجعه شود به:

Chao and Tsay (1992), Granger and Terasverta (1993), Michael et al. (1997) and Peel and Speight (1998), Transvirta (1998), Dijk and Franses (1999), and Johansen (1999).

[۲] برای اطلاعات بیشتر به Moradi (2001 and 2002) مراجعه شود.

[۳] برای اطلاعات بیشتر به Eliasson (1999) مراجعه شود.

می‌زند. ابتدا روش مدل‌سازی غیرخطی استار مورد بحث قرار می‌گیرد و سپس نتایج تجربی آن ارائه می‌شود. در روش مدل‌سازی استار، مدل استاندارد غیرخطی زیر در نظر گرفته می ود:ش

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j X_{t-j} + (\beta_0^* + \sum_{j=1}^{p} \beta_j^* X_{t-j}) F(Z_t) + u_t \qquad (۶)$$

بر اساس این روش، متغیرهای Y_t و X_t متغیرهای پایا هستند، $u_t \sim$ i.i.d. $(0, \sigma^2)$ ، Z_t متغیر انتقال[1] و $F(Z)$ تابع انتقال است. شرایط $0 \le F(Y) \le 1$ در تابع انتقال صادق است، به نحوی که دو رژیم حدی را تبیین می‌کند. یعنی در رژیم حدی اول $F(Y) = 0$ و در رژیم حدی دوم $F(Y) = 1$ است. در چارچوب مدل استار، دو فرم تابع برای $F(Y)$ قابل شناسایی و تخمین است. یکی مدل $LSTAR$[2] است که شکل تابع آن به صورت زیر است:

$$F(Y_{t-d}) = (1 + \exp\{-\gamma(Y_{t-d} - c)\})^{-1}, \qquad \gamma > 0 \qquad (۷)$$

و دیگری مدل $ESTAR$[3] است که فرم تابع آن به شکل زیر می‌باشد:

$$F(Y_{t-d}) = (1 - \exp\{-\gamma(Y_{t-d} - c)^2\}), \qquad \gamma > 0 \qquad (۸)$$

در مدل‌های مذکور γ پارامتر انتقال است و سرعت انتقال از یک رژیم حدی به رژیم حدی دیگر را نشان می‌دهد، پارامتر c جایی که انتقال صورت می‌گیرد را تعیین می‌کند و d وقفهٔ متغیر انتقال است. تراسورتا (۱۹۹۸) مراحل شناسایی، تخمین و تحلیل مدل استار را شامل تخمین مدل خطی، انجام آزمون خطی و انتخاب بین $LSTAR$ و $ESTAR$، تخمین مدل نهایی و تحلیل و ارزیابی آن معرفی می‌کند.

برای آزمون خطی، تراسورتا (۱۹۹۲) به دنبال روش پیشنهاد شدهٔ دویس[4] (۱۹۷۷) یک نوع آزمون LM[5] استخراج می‌کند و در این چارچوب، رگرسیون زیر را برای تخمین و آزمون پیشنهاد می‌کند:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2j} \Delta X_{t-j} Z_{t-d} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{3j} \Delta X_{t-j} Z_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{4j} \Delta X_{t-j} Z_{t-d}^3 + \upsilon_t \qquad (۹)$$

با در نظر گرفتن این‌که در این مدل d مشخص است، می‌توان آزمون فرضیهٔ خطی

---

[1] Transition Variable
[2] Logistic Smooth Threshold Autoregressive Function (LSTAR)
[3] Exponential Smooth Transition Autoregressive (ESTAR)
[4] Davies
[5] Lagrange Multiplier (LM)

برای فرضیهٔ صفر $H_0: \beta_{2j} = \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0, \quad (j = 1, ..., p)$ را آزمون کرد. به این دلیل که با استفاده از نظریهٔ اقتصادی نمی‌توان بین *LSTAR* و *ESTAR* یکی را انتخاب‌کرد، تراسورتا و آندرسون (۱۹۹۲) یک سری از مجموعه آزمون‌های زیر را برای این منظور معرفی می‌کنند:

$$H_{04}: \beta_{4j} = 0, \qquad (j = 1, ..., p) \qquad (۱۰)$$

$$H_{03}: \beta_{3j} = 0 \,|\beta_{4j} = 0, \qquad (j = 1, ..., p) \qquad (۱۱)$$

$$H_{02}: \beta_{2j} = 0 \,|\beta_j = \beta_{4j} = 0, \quad (j = 1, ..., p) \qquad (۱۲)$$

این فرضیه ها با استفاده از آزمون F قابل آزمون هستند. نحوهٔ تصمیم‌گیری بدین ترتیب است که اگر فرضیهٔ صفر۱۰ رد شود، شکل مدل به صورت *LSTAR* انتخاب می‌شود. اگر فرضیهٔ صفر۱۰ پذیرفته شود و فرضیه صفر ۱۱ رد شود، شکل مدل به صورت *ESTAR* انتخاب می شود. تهایتاً اگر فرضیه‌های صفر۱۰ و ۱۱ پذیرفته شود و فرضیهٔ صفر ۱۲ رد شود، شکل مدل به صورت *LSTAR* انتخاب می‌شود.

برای آزمون تجربی مدل خطی مصرف، تفاضل اول تمامی متغیرهای تابع مصرف مدل ۱ در چارچوب مدل ۹ بکار گرفته شد و با توجه به حجم محدود نمونه، تعداد وقفه‌های p و d برابر یک انتخاب گردید. با لحاظ کردن تک تک متغیرهای تابع مصرف به عنوان متغیر انتقال در مدل، این مدل تخمین زده شد. مضافاً این که متغیر $t^* = t/T$ که در آن t متغیر روند و T حجم نمونه‌است نیز بر اساس پیشنهاد جانسن و تراسورتا[1] (۱۹۹۷) به عنوان متغیر انتقال مورد آزمون قرار گرفت. نتایج برآوردها، فرضیه خطی بودن تابع مصرف را رد می‌کنند. نتایج آزمون و انتخاب مدل غیرخطی[2] در جدول ۶ خلاصه شده‌است. متغیر با وقفهٔ تفاضل اول مصرف خصوصی سرانه (DC_{t-1}) که متغیر کلیدی مدل است به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده‌است. نتایج گزارش شده در این جدول، مدل *LSTAR* را برای تابع مصرف پیشنهاد می‌کند.

گرنجر و تراسورتا (۱۹۹۳) برای حل مشکل همگرایی پیشنهاد می‌کنند که عبارت F بر اساس انحراف معیار متغیر انتقال تعدیل و در واقع مدل ۷ به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$F(Y_{t-d}) = (1 + \exp\{-\gamma(Y_{t-d} - c)/\hat{\sigma}_{(Y)}\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \qquad (۱۳)$$

علی‌رغم این که در فرایند تکرار تخمین، عدد آغازین[3] برای γ رقم ۵ توصیه می‌شود،

---

[1] Jansen, and Teräsvirta

[۲] برآوردهای کمی تابع مصرف غیرخطی با بهره‌گیری از نرم افزار RATS صورت گرفته است.

[3] Starting Value

اما در مدل تخمین زده شدهٔ نهایی، مقادیر مختلفی برای عدد آغازین γ بکارگرفته شده و برای هر یک از پارامترهای تخمین زده شده، مقادیر به سمت میزان واحد و یکسانی همگرایی[1] داشته است و مؤید همگرایی مدل است. مدل نهایی غیرخطی که سعی شده است امکان مقایسه با مدل خطی را فراهم کند، به صورت زیر تخمین زده شده است.

$$\Delta C_t = \underset{(0.0003)}{0.0006} T_t - \underset{(0.043)}{0.14} TB59_t - \underset{(0.039)}{0.16} TB65_t + \underset{(0.18)}{0.54} \Delta C_{t-1} - \underset{(0.028)}{0.075} ECT_{t-1} + \qquad (۱۴)$$

$$(\underset{(0.041)}{-0.08} - \underset{(0.18)}{0.59} \Delta C_{t-1} + \underset{(4.91)}{0.74} \Delta Y_{t-1} + \underset{(0.028)}{0.075} ECT_{t-1}) \hat{F} + \hat{U}_t$$

$$\hat{F} = (1 - \exp\{\underset{(1.17)}{2.27} * \underset{(0.025)}{0.067}(\Delta C_{t-1} - 0.08)\})^{-1}$$

$$n = 43 \quad s = 0.0383 \qquad \overline{R}^2 = 0.679 \qquad \gamma^* = 0.472 \qquad s_{NL}^2 / s_L^2 = 0.610$$

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب، s انحراف معیار تخمین، γ^* مقادیر استاندارد شده γ و s_L و s_{NL} به ترتیب انحراف معیار تخمین مدل خطی و غیرخطی را نشان می‌دهد. برای تخمین مدل مناسب در چارچوب پیشنهاد لادپل و کراتزایگ[2] (۲۰۰۴)، قیدهای $\beta_j = -\beta_j^*$ اعمال شد و این قیدها برای ضریب مصرف و ضریب تصحیح خطا صادق بودند. اعمال این قیدها باعث می‌شود که اثر تصحیح تعادل و تغییر در تفاضل اول مصرف سرانه هنگامی که مقدار تابع انتقال به سمت کمیت واحد میل می‌کند، به صفر میل‌کند.

مقایسهٔ مدل غیرخطی با مدل خطی نشان می‌دهد که مدل غیرخطی توانسته است در ابعاد مختلف، بهتر از مدل خطی رفتار مصرف را تبیین کند. آزمون غیرخطی تابع مصرف بیانگر آن است که *LSTAR* بهتر می‌تواند رفتار مصرف را مدل‌سازی کند. نتایج نشان می‌دهد که انحراف معیار پسماندهای مدل غیرخطی نسبت به مدل خطی کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته و نسبت واریانس مدل غیرخطی به مدل خطی به ۰/۶۱۰ کاهش یابد. متغیر درآمد در قسمت غیرخطی رابطه ظاهر شده و از نظر آماری معنی‌دار نیز می‌باشد، در حالی‌که ضریب این متغیر در مدل خطی از نظر آماری معنی‌دار نبوده است. میزان پارامتر γ^* که سرعت انتقال از یک

---

[1] Convergence
[2] Lüthepohl and Krätzig

رژیم حدی به رژیم حدی دیگر را نشان می‌دهد مبین آن است که این انتقال قدری آهسته‌تر و تدریجی‌تر است. این فرایند از نمودار ۳ قابل مشاهده است، جایی که تابع انتقال تخمین زده شده در مقابل متغیر انتقال (ΔC_{t-1}) ترسیم شده‌است. در این نمودار هر علامت نمایندهٔ یک مشاهده است. جمله تصحیح شدهٔ خطای مدل غیرخطی برحسب تعریف به صورت زیر است:[۱]

$$ECTNL_t = -0.075ECTL_{t-1} + (-0.08 + 0.075ECTL_{t-1}) * \hat{F} \qquad (۱۵)$$

در جملهٔ فوق $\hat{F} = (1 - \exp\{2.27 * 0.067(DC_{t-1} - 0.08)\})^{-1}$ است. نمودار ۵ جمله تصحیح خطای مدل خطی (ECTL) و غیرخطی(ECTNL) را مقایسه می‌کند. همان‌طوری که مشاهده می‌شود مدل غیرخطی توانسته است بر خطای تشخیص موجود در فرم تابع مدل، غلبه و برآورد مناسبی از مدل را ارائه کند و مؤید متعادل بودن اجزای مدل غیرخطی است.

۵. نتایج

این مقاله ابتدا به تحلیل دو روش مدل‌سازی مصرف می‌پردازد و نتیجه‌گیری می‌کند که فقدان دانش و اطلاعات موجب نقض دو فرض اساسی کلاسیک شامل کامل بودن اطلاعات و ثبات ترجیحات می‌شود و لذا روش اول که مبتنی بر استخراج معادلهٔ اولر است برای مطالعات کاربردی و تجربی در چارچوب حداکثرسازی تابع مطلوبیت با قید بودجه از اعتبار لازم برخوردار نیست و مستلزم بازنگری و لحاظ کردن محدودیت دانش و اطلاعات می‌باشد. بنابراین، در این مقاله روش دوم برای تحلیل رفتار مصرفی مصرف‌کننده در کشور انتخاب شده‌است. مضافاً این‌که از بُعد کاربردی، فقدان دانش و اطلاعات لازم که بر تصمیمات مصرفی تأثیر می‌گذارد و منجر به ایجاد چسبندگی در رفتار مصرف‌کننده می شود، در این مقاله مورد آزمون قرار گرفت و وجود این نوع رفتار در کشور تأیید می‌شود.

در چارچوب روش دوم، نتایج مدل خطی مصرف سرانهٔ کشور نشان می‌دهد متغیرهای درآمد قابل تصرف سرانه و ثروت سرانه بر مصرف سرانه کشور تأثیر مثبت دارند در حالی‌که نرخ تورم بر مصرف سرانه تأثیر منفی دارد. حقایق ثبت شده در اقتصاد کشور و همچنین نتایج مدل تأیید می‌کنند که درآمد جاری بر رفتار مصرفی افراد تأثیرگذار است. نتیجهٔ مذکور مبین این

---

[۱] برای اطلاعات بیشتر به Eliasson (1999) مراجعه شود.

واقعیت است که نوسانات درآمد با مصرف اولاً همزمان، ثانیاً هم جهت و ثالثاً بطور میانگین عمق و شدت نوسانات مصرف با روند رونق و رکود ادوار تجاری تقریباً هماهنگ است.

در خصوص تأثیر منفی تورم بر مصرف می‌توان اذعان داشت که طی دورهٔ مورد بررسی، به دلیل کسری بودجه پایدار دولت و مرتبط ساختن کسری بودجه به چاپ پول (اعم از استقراض از بانک مرکزی یا فروش بخشی از درآمدهای نفتی به بانک مرکزی) عموماً عملکرد نقدینگی از هدف‌های کمی پیش‌بینی شدهٔ آن بالاتر بوده و لذا اجرای سیاست پولی انبساطی غیرپیش‌بینی شده به دنبال خود تورم غیرپیش‌بینی شده را به همراه داشته و نهایتاً منجر به کاهش مصرف شده است. تخمین روابط کوتاه‌مدت تأیید می‌کند که رفتار مصرفی افراد در کشور مبتنی بر پیروی از عادت مصرفی سال گذشته است و کمبود دانش و اطلاعات به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کنندهٔ این رفتار ایفای نقش می‌کنند.

مقایسه مدل غیرخطی با مدل خطی نشان می‌دهد که مدل غیرخطی توانسته‌است در ابعاد مختلف بهتر از مدل خطی رفتار مصرف را تبیین کند. آزمون غیرخطی بودن تابع مصرف بیانگر این است که مدل *LSTAR* بهتر می‌تواند رفتار مصرف را مدل‌سازی‌کند. نتایج نشان می‌دهد که انحراف معیار پسماندهای مدل غیرخطی نسبت به مدل خطی کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته است. همچنین مدل غیرخطی توانسته است بر خطای تشخیص وجود در فرم تابع مدل، غلبه و برآورد مناسبی از مدل را ارائه کند که بیانگر متعادل بودن اجزای مدل غیرخطی است. ضریب متغیر درآمد قابل تصرف در مدل غیرخطی از نظر آماری معنی‌دار، در حالی‌که ضریب این متغیر در مدل خطی از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. میزان پارامتر γ^* که سرعت انتقال از یک رژیم حدی به رژیم حدی دیگر را نشان می‌دهد مبین آن است که این انتقال برای مصرف سرانهٔ ایران قدری آهسته‌تر و تدریجی‌تر است.

منابـع

۱. خشادوریان و خیابانی، ۱۳۷۹: یک مدل کلان‌سنجی هسته ـ قمر برای ارزیابی سیاست‌های اقتصادی در ایران، *فصلنامهٔ پژوهش و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۲*.

۲. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، ۱۳۷۸: *الگوی اقتصاد سنجی برنامهٔ سوم توسعه*، مستندات جلد پنجم.

۳. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی،۱۳۷۶: *مجموعهٔ آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۷۵*.

۴. طبیبیان، محمد، ۱۳۶۷: *اقتصاد کلان، اصول نظری و کاربردی آن*، وزارت برنامه و بودجه، چاپ چهارم.

۵. مرادی، محمدعلی، ۱۳۸۲: *متغیرهای اقتصاد کلان ایران و نوسانات ادوار تجاری*، دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

۶. منجذب، محمدرضا، ۱۳۷۶: انتخاب مدل بهینه مصرف در ایران با اتکا به روش‌های اقتصاد سنجی، *مجلهٔ برنامه و بودجه*، شماره ۸، ۲۳ – ۷.

۷. ولدخانی، عباس، ۱۳۷۶: برآورد و تحلیل تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران (۱۳۷۴ – ۱۳۳۸) با استفاده از روش همگرایی، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۱۶ و ۱۷، ۱۴ – ۳.

8. Ahumada, H., and Garegnani, 2003: *An Estimation of the Deep Parameters Describing the Consumer Behaviour of Argentina* (http://www.aaep.org.ar/espa/anales/PDF - 03/Ahumada - Garegnani.pdf).

9. Bandura, A., 1971: Social Learning Theory, *Working Paper*.

10. Campos, J., and R. Ericsson, 2000: *Consumer Data Mining: Modeling of Consumers' Expenditure in Venezuela*, Board of Governors of Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers No. 663.

11. Choi, Y., 1993: *Paradigms and Conventions: Uncertainty, Decision Making, and Entrepreneurship*, Discussion Paper, Ann Arbour.

12. Conlisk, J., 1980: Costly Optimiser, Cheaply Imitators, *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 1, 275 – 293.

13. Dam, N., Hansen, H., and Olesen, 2004: Models of Private Consumption in Denmark, *National ϕ konomisk Tidsskrift*, 142, 153 – 178.

14. Davidson, H., Henry, D., Srba, F., and S. Yeo, 1987: Econometric Modeling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the UK, *Economic Journal*, 88, 661 – 692.

15. Dickey, D. A., and W. A. Fuller, 1979: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74:366, 427 – 431.

16. Eliasson, A., 1999: *Smooth Transitions in a UK Consumption Function*, Stockholm School of Economics, Department of Economic Statistics.

17. Engle, R., and W. Granger, 1987: Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55:2, 251 – 276.

18. Examining Consumer Behavior in IPE and Islamic Economics (http://islamic-finance.net/islamic-economy/chap16/chap16index.html)

19. Fernandz-Corugedo, E., and S. Price, 2004: The Dynamic Consumers' Expenditure: The UK *Consumption ECM Redux*, Bank of England, Working Paper 204.

20. Granger, C. W. J., and T. Teräsvirta, 1993: *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press.

21. Hall, R., 1978: Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 87: 6, 971 – 987.

22. Hansen and Singleton, 1982: Generalized Instrumental Variable Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models, *Econometrica*, 50, 1269 – 1286.

23. Hendry, D., 1995: *Dynamic Econometrics, Advanced Tests in Econometrics*, Oxford University Press.

24. Jansen and Teräsvirta, 1997: Testing Parameter Constancy and Super Exogeneity in Econometric Equations, in Banerjee and Hendry (ed.), *The Econometrics of Economic Policy*, Blackwell Publisher Ltd, 165 – 194.

25. Johansen, S., 1995: *Likelihood–based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.

26. ----------, S., 1999: *Modeling the Norwegian Wage Curve with Smooth Transition Regression*, Working Paper Norwegian University of science and Technology.

27. Johansen, S., and K. Juselius, 1990: Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169 – 210.

28. Koop, G., Potter, S., and R. Strachan, 2005: *Reexamining the Consumption-Wealth Relationship: The Role of Model Uncertainty*, Federal Reserve Bank of New York, Staff Report 202.

29. Kydland, F., and E. Prescott, 1982: Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, 50: 6, 1345 – 1430.

30. Lancaster, K., 1966a: Change and Innovation in the Technology of Consumption, *American Economic Review*, 56, 14 – 23.

31. ---------, 1966b: A New Approach to Consumer Theory, *Journal of Political Economy*, 74, 132 – 157.

32. Lüthepohl and Krätzig, 2004: *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press.

33. Michael, P., Nobay, A. R., and D. Peel, 1997: Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rate: An Empirical Investigation' *Journal of Political Economy*, 105: 4, 862 – 879.

34. Michael, R., and G. Becker, 1973: On the New Theory of Consumer Behavior, *Swedish Journal of Economics*, 75, 378 – 596.

35. Minkler, L., and M. Cosgel, 2004: Religious Identity and Consumption, *Department of Economics Working Paper Series*, University of Connecticut.

36. Mitchell, W., 1912: The Backward of Spending Money, American Economic Review, 2:2, 269 – 282.

37. Moradi, M. A., 2002: Nonlinear Adjustment Towards Purchasing Power Parity, *Quarterly Journal of the Iranian Economic Research*, 12, Fall 2002.

38. --------, M. A., 2002: Nonlinear Modeling of Inflation in Iran, *International Conference on Policy Modeling*, Brussels, Belgium, July 2002 (This paper is downloadable from the following site: http://www.ecomod.net/conferences/ecomod2002/papers/moradi.pdf).

39. Moscarini, G., 2004: Limited Information Capacity as a Source of Inertia, *Journal of Economic Dynamics and Control,* 28:10, 2003 – 2035.

40. Perron, P., 1989: The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Economica*, 57: 6, 1361 – 1401.

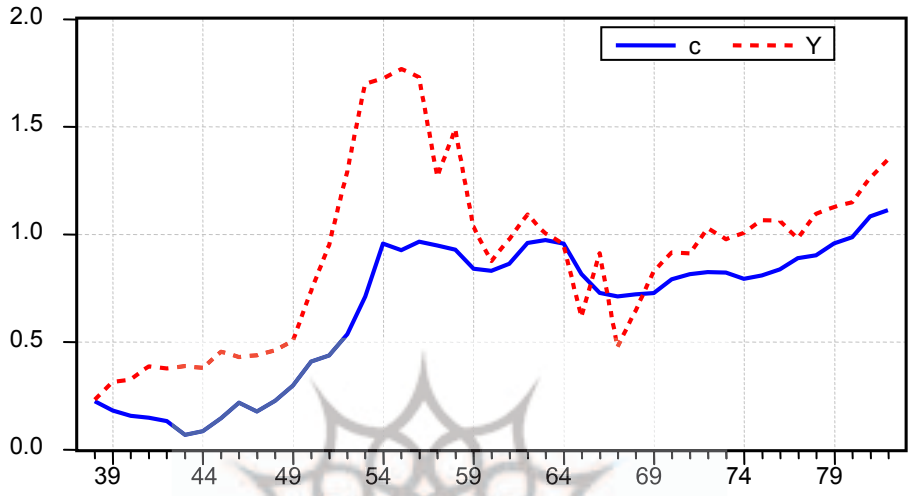
41. Prescott, E., 1986: Theory Ahead of Business Cycles, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 11 – 44.

42. Teräsvirta, T., and H. M. Anderson, 1992: Characterising Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of Applied Econometrics*, 7, S119 –36.

پرتال جامع علوم انسانی

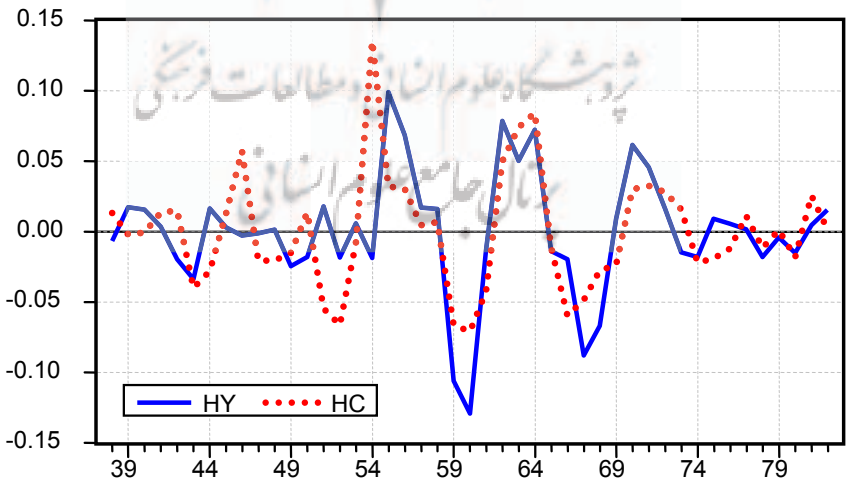
نمودار ۱ روند درآمد قابل تصرف واقعی سرانه (Y) و

مصرف خصوصی واقعی سرانه (c): ۱۳۸۲ - ۱۳۳۸

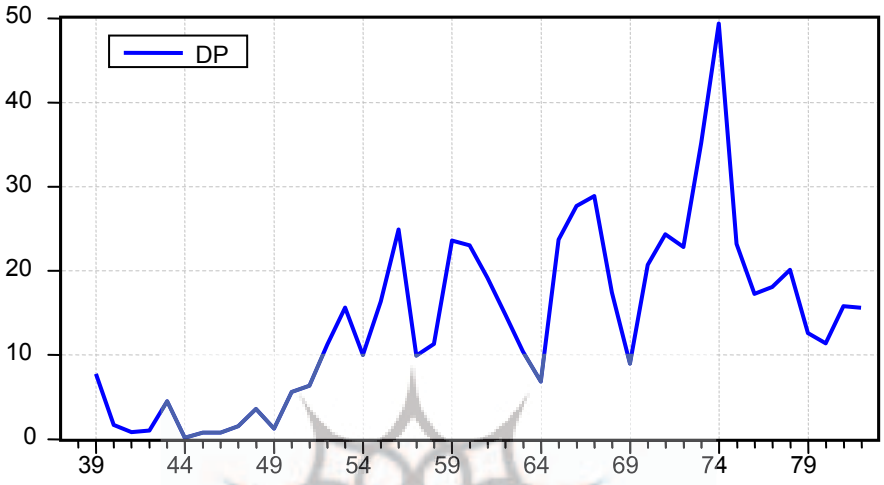


مآخذ: بانک مرکزی ایران، حساب‌های ملی ایران، آمار سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۳۸، سال ۱۳۸۱.
بانک مرکزی ایران، نماگرهای اقتصادی، سال‌های مختلف.

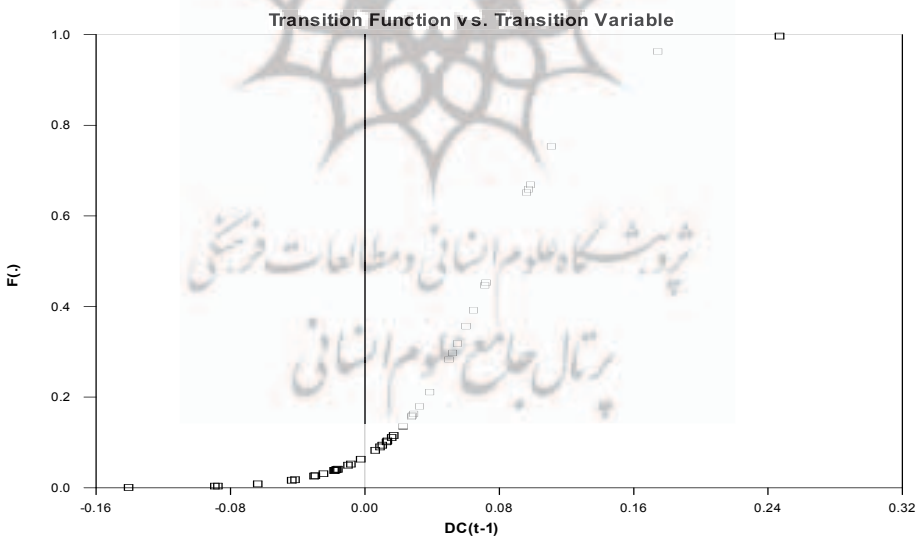
نمودار ۲ روند ادوار تجاری تولید ناخالص داخلی (HY) و مصرف خصوصی (HC) محاسبه شده بر اساس انحراف تولید ناخالص داخلی و مصرف خصوصی از روند بلندمدت: ۱۳۸۲ - ۱۳۳۸



نمودار ۳ روند نرخ تورم محاسبه شده بر اساس شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی مناطق شهری (CPI): ۱۳۸۲ - ۱۳۳۸

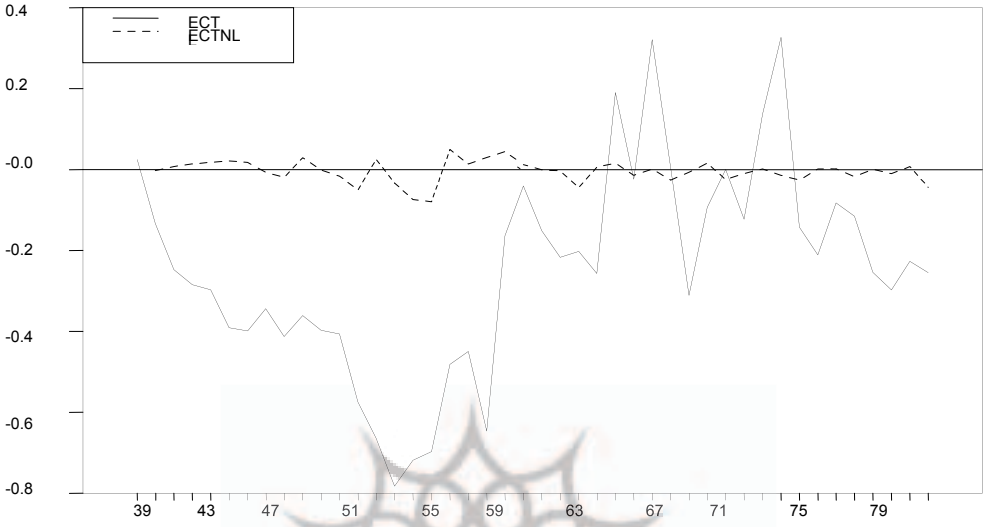


نمودار ۴ تابع انتقال مدل غیرخطی تخمین زده شده در مقابل متغیر انتقال



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۵ جمله تصحیح خطای مدل خطی (ECTL) و غیرخطی(ECTNL)



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱ آزمون پرون برای ریشهٔ واحد متغیرها در سطح:۱۳۸۲ - ۱۳۳۸

مدل رگرسیون $Y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}T + \hat{\beta}D_t + \hat{d}TB_t + \hat{\delta}DT_t + \hat{\gamma}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\hat{c}_i\Delta Y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t$

	C_t	Y_t	W_t
n	۴۳	۴۳	۴۳
k	۱	۱	۱
λ	۰٫۳۷	۰٫۳۷	۰٫۴۷
$\hat{\mu}$	۰٫۰۳	۰٫۰۷	۰٫۱۲
$t_{\hat{\mu}}$	(۱٫۴۰)	(−۰٫۸۳)	(۲٫۵۵)
$\hat{\alpha}$	۰٫۰۰۳	−۰٫۰۰۳	−۰٫۰۰۲
$t_{\hat{\alpha}}$	(۰٫۸۰)	(−۰٫۷۴)	(−۱٫۳۲)
$\hat{\beta}$	۰٫۰۳	−۰٫۳۸	−٫۱۱
$t_{\hat{\beta}}$	(۰٫۳۲)	(−۱٫۲۲)	(−۱٫۳۷)
$\hat{d}$	۰٫۱۸	۰٫۲۸	−۰٫۰۴
$t_{\hat{d}}$	(۲٫۴۱)	(۱٫۲۰)	(−۰٫۴۲)
$\hat{\delta}$	−۰٫۰۰۴	۰٫۰۱	۰٫۰۰۱
$t_{\hat{\delta}}$	(−۰٫۷۰)	(۰٫۵۳)	(۰٫۱۱)
$\hat{\gamma}$	۰٫۸۸	۱٫۱۳	۱٫۰۱
$t_{\hat{\gamma}-1}$	(−۰٫۸۱)	(−۰٫۶۰)	(۰٫۳۱)

توجه:

- C_t لگاریتم مصرف خصوصی واقعی سرانه، Y_t لگاریتم درآمد قابل تصرف واقعی سرانه، W_t لگاریتم ثروت واقعی سرانه و T متغیر روند زمانی است.
- D_t، TB_t و DT_t متغیرهای مجازی هستند که مقادیر زیر را اختیار می‌کنند:
  اگر $t \geq t^*$ در نتیجه $D_t = 1$ و در سایر سال‌ها کمیت صفر را اختیار می‌کند. اگر $t \geq t^*$ در نتیجه $DT_t = t$ و در سایر سال‌ها کمیت صفر را اختیار می‌کند. اگر $t = t^*$ در نتیجه $TB_t = 1$ و در سایر سال‌ها کمیت صفر را اختیار می‌کند. برای مصرف خصوصی سرانه و درآمد قابل تصرف سرانه $t^* =$ ۱۳۵۴ و برای نقدینگی سرانه $t^* =$ ۱۳۵۹ .
- n تعداد مشاهدات، k تعداد وقفه ها و λ نسبت حجم نمونه قبل از شکست ساختار به کل حجم نمونه است.

جدول ۲ آزمون پرون برای ریشهٔ واحد متغیرها در تفاضل اول: ۱۳۸۲ - ۱۳۳۸

مدل رگرسیون $Y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}D_t + \hat{d}TB_t + \hat{\gamma}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\hat{c}_i\Delta Y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t$			
	ΔC_t	ΔY_t	ΔW_t
n	۴۲	۴۲	۴۲
k	۰	۱	۲
λ	۰٫۳۷	۰٫۳۷	۰٫۴۷
$\hat{\mu}$	۰٫۰۳	۰٫۰۸	۰٫۱۲
$t_{\hat{\mu}}$	(۲٫۶۱)	(۲٫۴۰)	(۳٫۹۲)
$\hat{\alpha}$	–	–	−۰٫۰۰۲
$t_{\hat{\alpha}}$			(−۲٫۵۵)
$\hat{\beta}$	−۰٫۰۵	−۰٫۱۸	−۰٫۱۰
$t_{\hat{\beta}}$	(−۲٫۵۹)	(−۲٫۸۹)	(−۳٫۲۴)
$\hat{d}$	۰٫۲۲	۰٫۱۴	−۰٫۰۳
$t_{\hat{d}}$	(۳٫۸۲)	(۰٫۶۹)	(۰٫۳۸)
$\hat{\gamma}$	۰٫۲۵	−۰٫۲۳	۰٫۲۶
$t_{\bar{\gamma}-1}$	$(-۵٫۹۱)^{***}$	$(-۳٫۹۹)^{**}$	$(-۵٫۰۹)^{***}$

توجه:

- C_t لگاریتم مصرف خصوصی واقعی سرانه، Y_t لگاریتم درآمد قابل تصرف واقعی سرانه، W_t لگاریتم ثروت واقعی سرانه است.
- D_t، TB_t و DT_t متغیرهای مجازی هستند که مقادیر زیر را اختیار می‌کنند:

اگر $t \geq t^*$ در نتیجه $D_t = 1$ و در سایر سال‌ها کمیت صفر را اختیار می‌کند. اگر $t = t^*$ در نتیجه $TB_t = 1$ و در سایر سال‌ها کمیت صفر را اختیار می‌کند. برای مصرف خصوصی واقعی سرانه و درآمد قابل تصرف واقعی سرانه $t^* =$ ۱۳۵۴ و برای نقدینگی سرانه $t^* =$ ۱۳۵۹ .

- n تعداد مشاهدات، k تعداد وقفه ها و λ نسبت حجم نمونه قبل از شکست ساختار به کل حجم نمونه است.
- *** و ** معنی‌دار بودن آماری را به ترتیب در سطح ۱ و ۵ درصد بر اساس مقادیر بحرانی آزمون پرون (۱۹۸۹ جدول IV.A) نشان می‌دهد.

جدول ۳ ضرایب و آماره‌های ضریب خودهمبستگی

Variable ΔP	Sample from 1339 to 1382			
Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.75198	.15076	24.8812[.000]	26.6170[.000]
2	.51651	.22007	36.6195[.000]	39.4734[.000]
3	.48586	.24608	47.0060[.000]	51.1265[.000]
4	.44568	.26700	55.7457[.000]	61.1772[.000]
5	.38531	.28340	62.2782[.000]	68.8822[.000]
6	.39965	.29507	69.3060[.000]	77.3895[.000]
7	.38594	.30712	75.8598[.000]	85.5375[.000]
8	.27499	.31795	79.1872[.000]	89.7891[.000]
9	.13676	.32331	80.0101[.000]	90.8707[.000]
10	.039177	.32463	80.0776[.000]	90.9620[.000]
11	.054531	.32473	80.2085[.000]	91.1444[.000]
12	.037068	.32494	80.2689[.000]	91.2313[.000]
13	.9879E-3	.32504	80.2690[.000]	91.2314[.000]
14	.012762	.32504	80.2762[.000]	91.2424[.000]

جدول ۴ آماره آزمون‌های انتخاب مدل با درجه VAR(۲) : ۱۳۸۲ - ۱۳۳۸

List of variables included in the unrestricted VAR: C Y W ΔP List of deterministic and/ or exogenous variables: D5467					
Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
2	235.1116	199.1116	167.8335	------	------
1	222.2724	202.2724	184.8957	CHSQ(16)= 25.6784[.059]	20.1759[.212]
0	-5.7726	-9.7726	-13.2479	CHSQ(32)= 481.7684[.000]	378.5323[.000]

توجه:

- C_t لگاریتم مصرف خصوصی واقعی سرانه، Y_t لگاریتم درآمد قابل تصرف واقعی سرانه، W_t لگاریتم ثروت واقعی سرانه و ΔP_t نرخ تورم بر اساس CPI است.
- D5467 متغیر مجازی برای سال‌های ۱۳۶۷ – ۱۳۵۴که دوره کاهش در مصرف خصوصی واقعی سرانه را می‌پوشاند، نشان می‌دهد. D5467 برای سال‌های ۱۳۶۷ – ۱۳۵۴ کمیت یک و برای سایر سال‌ها کمیت صفر اختیار می‌کند.
- LL آماره Maximised Log-Likelihood، AIC آماره Akaike Information Criterion ، SBC آماره Schwarz Bayesian Criterion و LR آماره Likelihood Ratio Test را نشان می‌دهد.

جدول ۵ آزمون همجمعی بر اساس روش

Johansen's Maximum Likelihood: ۱۳۸۲ - ۱۳۳۸

Null	Alternative	λ_{max} Statistic	Critical Value (95%)	λ_{trace} Statistic	Critical Value (95%)
r = 0	r = 1	79.3965	28.2700**	113.5755	53.48**
r<= 1	r = 2	16.2098	22.0400	34.1790	34.87
r<= 2	r = 3	12.6351	15.8700	17.9692	20.18
r<= 3	r = 4	5.3341	9.1600	5.3341	9.16

توجه:

- وقفه مدل VAR معادل یک است.
- ** معنی‌دار بودن آماری را در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد.

جدول ۶ سطح احتمال آزمون انتخاب مدل

فرضیهٔ صفر	وقفه و سطح احتمال
d	تعداد وقفه ۱
p	تعداد وقفه ۱
H_{04}	سطح احتمال ۰،۰۸۵
H_{03}	سطح احتمال ۰،۳۷۳
H_{02}	سطح احتمال ۰،۰۱۹

توجه:

- فرضیه‌های صفر H_{04} ، H_{03} و H_{02} به ترتیب نتایج آزمون فرضیه‌های صفر شماره‌های ۱۰، ۱۱ و ۱۲ را نشان می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

داده ها

سال	جمعیت (هزار نفر)	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶	درآمد ملی به قیمت ثابت ۱۳۷۶	کل هزینه‌های دولت به قیمت ثابت ۱۳۷۶	کل مصرف خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶	نقدینگی	شاخص قیمت
Year	POP	Y	NI	G	C	M2	CPI
1338	21204	43911	32873.85	5136.909	26546.5	51.6	0.81
1339	21817	48441.6	35812	6148.374	26152.3	53.9	0.87
1340	22444	52043.6	37494.18	6495.544	26251.1	56.1	0.89
1341	23084	55355.6	40167.71	6420.662	26777.4	68.6	0.90
1342	23739	58491.8	41978.89	7693.113	27099.2	81.5	0.91
1343	24408	62878.2	44074.23	8712.802	26141.8	92.3	0.95
1344	25091	72814.9	49031.35	11350.52	27341.6	105.6	0.95
1345	25789	79646.1	53557.81	11076.39	29848.7	120.8	0.96
1346	26537	88258.4	56637.18	13539.86	33012.6	144.2	0.96
1347	27265	99000.6	62480.82	17076.01	32539.3	175.2	0.98
1348	28008	111612.4	67962.49	19384.06	35145.8	205.8	1.01
1349	28766	122589	73864.04	21963.93	38769.3	235.7	1.03
1350	29539	139278.4	94369.7	30427.66	44483.2	296.3	1.09
1351	30327	162556.5	115368.8	37443.03	46981.7	399.4	1.15
1352	31131	174668.4	155649.4	40341.93	53227.2	515.8	1.28
1353	31951	196581	241369.7	73973.75	65042.5	810.1	1.48
1354	32818	206113.8	261044	82123.74	85514.4	1145.5	1.63
1355	33709	242326	298227	85018.53	85221.2	1593.5	1.90
1356	34736	236645.3	287920.3	89009.28	91274.6	2097	2.37
1357	36077	219191	236256.5	86325.11	93124.9	2578.6	2.611
1358	37991	209919.4	246977.3	79472.64	96290.5	3550	2.91
1359	39646	178149	181690.1	69905.52	91906.8	4508.1	3.59
1360	41221	170281.2	167943.3	68638.54	94613.2	5236.1	4.42
1361	42800	191666.8	189465.9	70633.4	101500.5	6430.7	5.27
1362	44438	212876.5	207798.7	70019.44	116157.8	7514.4	6.05
1363	46201	208515.9	193059.8	57383.35	122405.2	7966.9	6.67
1364	47807	212686.3	190020.6	54360.71	124500	9002.1	7.13
1365	49445	193235.4	151510.1	44975.42	111887.2	10722.7	8.82
1366	50662	191312.4	178770	42396.95	105039.5	12668.1	11.27
1367	51909	180822.5	129657.9	42266.94	105837.1	15687.6	14.52
1368	53187	191502.6	145080	40454.14	109428	18753.3	17.05
1369	54496	218538.7	175631.9	44931.79	112822.7	22969.5	18.58
1370	55837	245036.4	194495	46028.6	123327	28628.4	22.43
1371	56656	254822.5	199788.7	49000.25	128023.6	35866	27.89

سال	جمعیت (هزار نفر)	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶	درآمد ملی به قیمت ثابت ۱۳۷۶	کل هزینه‌های دولت به قیمت ثابت ۱۳۷۶	کل مصرف خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶	نقدینگی	شاخص قیمت
Year	POP	Y	NI	G	C	M2	CPI
1372	57488	258601.4	238445.5	56440.02	131263.7	48135.1	34.27
1373	58331	259876.3	228785.2	60216.69	132870.3	61843.9	46.33
1374	59187	267534.2	232124.5	59338.42	130900.5	85072.2	69.21
1375	60055	283806.6	246865.3	64889.37	134954.2	116552.6	85.26
1376	60936	291768.7	244857.4	65438	140807.5	134286.3	100
1377	61830	300139.6	234347.4	60861.8	150536.9	160401.5	118.1
1378	62736	304941.2	259203.6	64126.2	154730.1	192689.2	141.84
1379	63664	322279	271785.4	59703.32	165924.6	249110.7	159.71
1380	64579	334104	282319	62222.16	173287	320957.3	177.92
1381	65507	359011	315623	87024.36	193565	417524	206
1382	66449	383160	342642	85932.82	202082	526596.4	241.05

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی