**مجله اقتصادی**
**شماره‌های ۱ و ۲، فروردین و اردیبهشت ۱۳۹٦، صفحات ۵۷- ۳۷**

# بررسی اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت ثروت بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده

**علی اسماعیلی خوشمردان**
کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی تهران
eco.aekh@gmail.com

**رقیه اکبری افروزی**
کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی تهران
r.akbari1988@gmail.com

**مصرف یکی از عناصر کلیدی تحلیل‌های کلان اقتصادی است و به عنوان مهم‌ترین جزء تقاضای کل، می‌تواند تحت تأثیر متغیرهایی چون درآمد قابل تصرف، ثروت فرد و سیاست‌های کلان اقتصادی دولت قرار گیرد. پشتوانه مالی قوی که تحت عنوان ثروت یا دارایی حقیقی می‌توان از آن نام برد در کنار متغیرهای دیگری چون درآمد قابل تصرف، بر رفتار مصرفی در بخش خصوصی اثر تعیین‌کننده دارد. طبیعی است افرادی که علاوه بر درآمد ثابت، منابع درآمدی دیگری از محل املاک و مستغلات، سرمایه‌گذاری در سهام و ... دارند، نسبت به افرادی که تنها متکی به درآمد کاری خود هستند، از دایره عمل بیشتری در تنظیم رفتارهای مصرفی خود برخوردار باشند. بدین منظور این مقاله به بررسی اثر ثروت (دارایی) بر مصرف بخش خصوصی در کشور ایران پرداخته است. نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد قابل تصرف به ترتیب ۰/۰۹۱۱ و ۰/۱٦۷۱ و میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت به ترتیب ۹/٤٤۷٦ و ۱۷/۳۳۵۷ هستند. همچنین الگوی تصحیح خطا نشان‌دهنده تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت با ضریب ۰/٥٤٤۹- است که سرعت تعدیل نسبتاً مناسبی محسوب می‌شود.**

**واژگان کلیدی: ثروت مالی، درآمد قابل تصرف، مصرف، بخش خصوصی، ARDL.**

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

## ۱. مقدمه

مصرف یکی از اجزای تشکیل‌دهنده تولید ناخالص ملی اقتصاد هر کشور است که درصد قابل توجهی از درآمد ملی را به خود اختصاص می‌دهد. بدین منظور لازم است اجزای مؤثر بر مصرف و شکل تابع مصرف اقتصاد هر کشور شناخته شود، چرا که با پیش‌بینی مقدار مصرف هر جامعه می‌توان به مقدار پس‌انداز آن جامعه پی برد و در نتیجه سرمایه‌گذاری آن اقتصاد را نیز پیش‌بینی کرد. همچنین دسترسی به متغیرهای مربوط به مصرف، زمینه‌های لازم را جهت بررسی‌های اقتصادی در سطح اقتصاد ملی فراهم می‌آورد و پاره‌ای از اطلاعات لازم را برای برآورد مصرف ملی تجهیز می‌کند. در طول دوره پیش و پس از انقلاب اسلامی، به ترتیب حدود ۴۳ و ۶۰ درصد از محصول ناخالص داخلی را مصرف بخش خصوصی تشکیل داده است (رجایی و احمدی، ۱۳۸۵). با توجه به سهم عمده و رو به افزایش مصرف خصوصی در اقتصاد کشور، تحلیل این بخش از تقاضای کل اهمیت بسیاری دارد.

به همین جهت در این مقاله، اثر ثروت (دارایی) مالی در مصرف بخش خصوصی مورد تأکید قرار گرفته است. ثروت مالی از طریق سیاست‌های مالی (از قبیل مالیات‌های دولتی) و سیاست‌های پولی (از قبیل تعیین نرخ سود سپرده‌ها) تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با توجه به اهمیت ثروت مالی در مصرف جمعی، هدف این مقاله مطالعه اثر این متغیر بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران است. برای این منظور از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالیانه ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۳ بهره گرفته می‌شود.

## ۲. پیشینه تحقیق

### ۲-۱. مطالعات داخلی

کرمانشاهی (۱۳۶۸) با انتخاب نظریه کینز و فریدمن، مدل مصرف را برای اقتصاد ایران در دوره ۱۳۴۰ تا ۱۳۶۰ تخمین زده و درآمد قابل تصرف را محاسبه نموده است. وی درآمد قابل تصرف را مجموع هزینه‌های مصرفی و پس‌انداز بخش خصوصی در نظر گرفته است. میل نهایی به مصرف در طول سال‌های ۱۳۴۰ به بعد به طور متوسط رقم ۰/۶۹ را نشان می‌دهد. از سوی دیگر تخمین مدل‌ها بر اساس هزینه‌های مصرفی بی‌دوام نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در درآمد قابل تصرف،

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

مصرف کالاهای بی‌دوام (برای دوره‌های قبل و بعد از جنگ تحمیلی) به طور متوسط ۰/۷۲ درصد افزایش می‌یابد.

احمد و همکاران (۱۳۸۷) تابع مصرف بخش خصوصی را با روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲ تخمین زده و نتیجه گرفته‌اند که میل نهایی به مصرف بلندمدت و کوتاه‌مدت بخش خصوصی از درآمد قابل تصرف، به ترتیب برابر با ۰/۴۹ و ۰/۳۷ است. از سوی دیگر، حجم نقدینگی واقعی (که به عنوان جانشینی برای ثروت حقیقی جامعه است) اثر مثبت و معناداری بر روی هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی داشته است.

فخرایی و منصوری (۱۳۸۷) به تخمین و تحلیل تابع مصرف بلندمدت و کوتاه‌مدت برای گروه‌های درآمدی با استفاده از تخمین تابع به روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، در دوره ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. آنها میل نهایی به مصرف بلندمدت را برای گروه‌هایی با درآمد پایین؛ ۰/۹۷، برای گروه‌هایی با درآمد بالا؛ ۰/۶۶، و برای کل گروه ۰/۸۱ برآورد کرده‌اند. میل نهایی به مصرف کوتاه‌مدت نیز ۰/۵۵ برآورد شده است.

عزیزی (۱۳۸۸) به بررسی اثر ثروت بازار سهام بر مصرف بخش خصوصی پرداخته و با استفاده از آمار فصلی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶، این اثر را مورد آزمون قرار داده است. نتایج، حاکی از یک رابطه مثبت معنی‌دار میان ثروت بازار سهام و مصرف بخش خصوصی در ایران است.

امامقلی‌پور و عاقلی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر ثروت بر مصرف بخش خصوصی در ایران»، نشان می‌دهند که ثروت مالی به نسبت درآمد قابل تصرف، اثرگذاری کمتری روی مصرف بخش خصوصی دارد.

جلایی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان «شبیه‌سازی تابع مصرف و پیش‌بینی میزان مصرف ایران تا افق ۱۴۰۴ با استفاده از الگوریتم ژنتیک و الگوریتم بهینه‌سازی انبوه ذرات (PSO)»، سازگاری رفتار مصرفی در ایران را با فروض مصرف دوزنبری و فرم نمایی تابع مصرف شبیه‌سازی نمودند و پیش‌بینی کردند میل متوسط به مصرف تا سال ۱۴۰۴ افزایش یافته و در نتیجه میل متوسط به پس‌انداز در این دوره کاهش می‌یابد.

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

### ۲-۲. مطالعات خارجی

گیل و سابلهاس[1] (۱۹۹۴)، میل نهایی به مصرف حاصل از ثروت را برای آمریکا تخمین زده‌اند و ۴ تا ۷ سنت افزایش در مخارج مصرف‌کننده را ناشی از یک دلار افزایش در ثروت کل دانسته‌اند (لرکی بختیاری‌نژاد و همکاران، ۱۳۸۵).

روسو و گاندر[2] (۲۰۰۳) در مطالعه خود، ثروت غیرکاری حساس به بهره را در یک مدل ادوار زندگی وارد کرده، معادله اسلاتسکی را برای مصرف استخراج نموده و کشش بهره‌ای مصرف را شبیه‌سازی کرده‌اند. شبیه‌سازی‌ها نشان می‌دهد که ثروت غیرکاری می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر انتخاب مصرف در مدل‌های ادوار زندگی داشته باشد. اما کنار گذاشتن ثروت غیرکاری حساس به بهره از مدل‌های ادوار زندگی، موجب نتایج سیاستی گمراه‌کننده در اقتصاد کلان می‌شود.

کارول[3] (۲۰۰۴) اثرات ثروت کوتاه‌مدت و بلندمدت را در تابع مصرف از هم تفکیک کرده و نتیجه گرفته است که اثرات ثروت در بخش مسکن نسبت به بازار سهام، بسیار بزرگ‌تر است. فانگ[4] (۲۰۰۴) نیز نشان داده است که افزایش قیمت مسکن، تأثیر مشخصی بر مصرف کل در سنگاپور ندارد.

کیس و همکاران[5] (۲۰۰۵) با کمک داده‌های تابلویی برای کشورهای توسعه‌یافته نشان دادند که ثروت مسکن تأثیر زیادی بر مصرف کل دارد. سرمینسکا و تاختامانوا[6] (۲۰۰۷) در خصوص «اثرات ثروت ناشی از ثروت مالی و ثروت مسکن در مصرف» به مطالعه تفاوت‌های موجود در اثرات ثروت ناشی از انواع مختلف ثروت و بین گروه‌های سنی مختلف در سه کشور کانادا، ایتالیا و فنلاند پرداخته و دریافته‌اند که کل ثروت ناشی از مسکن، قوی‌تر اثر ثروت ناشی از ثروت مالی است. به علاوه، با توجه به نظریه چرخه زندگی در مصرف، اعتقاد دارند که اثر ثروت مشخصاً برای خانواده‌های جوان‌تر پایین‌تر است (جلایی و همکاران، ۱۳۹۴).

1. Gale and Sabelaus
2. Russo and Gander
3. Carrol
4. Phang
5. Case et al
6. Sierminska and Takhtamanova

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

سوسا[1] (۲۰۱۰) در مطالعه خود راجع به مصرف و ثروت کل و همچنین بازدهی مازاد مورد انتظار دارایی‌ها، معتقد است ترکیب ثروت، بازدهی دارایی‌ها را پیش‌بینی می‌کند. وی قید بودجه بین دوره‌ای مصرف‌کننده را برای استخراج رابطه تعادلی بین انحراف موقت از روند مشترک مصرف، ثروت مالی، درآمد نیروی کار و بازدهی آتی انتظاری داده‌ها به کار می‌برد. وی با بررسی داده‌های فصلی آمریکا در بازه ۱۹۷۵:۱ تا ۲۰۰۸:۴ نشان داد که تخمین‌های نقطه‌ای پارامترهای ثروت مالی و ثروت مسکن در رابطه بلندمدت بین مصرف، ثروت مالی، ثروت مسکن و درآمد نیروی کار به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۰۲ هستند (امامقلی‌پور و عاقلی ۱۳۹۱).

ویرمن و دانستن[2] (۲۰۱۰) تأثیر تغییرات ثروت بر مصرف در نیوزلند را مطابق نظریه درآمد دائمی بررسی و برای تحلیل خود از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده کردند. آن‌ها بدهی خانوار را به طور صریح به عنوان ثروت خالص خانواده وارد مدل کردند. آنان با تخمین تابع بلندمدت مصرف با داده‌های فصلی مصرف سرانه واقعی خانوار، ثروت خانوار و مؤلفه‌های آن و درآمد نیروی کار بعد از مالیات در کشور نیوزلند طی دوره ۱۹۹۰:۱ تا ۲۰۰۶:۱، نتیجه گرفتند که چنانچه تغییرات در ثروت خانوار به وسیله چرخه‌های بازار سهام تعیین نشود، تغییر در ثروت دائمی خواهد بود و تغییرات ثروت دائمی مستلرم واکنش تأخیری مصرف است. بنابراین شواهد تجربی آنها نشان می‌دهد که تغییر در ثروت خانوارها برای مصرف اهمیتی ندارد (جلایی و همکاران، ۱۳۹۴).

چو[3] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای «اثر ثروت مسکن بر مصرف» را بررسی کرده و اثر تغییرات قیمت مسکن را بر مصرف خانوارها نشان داده است. نتایج تخمین‌های رگرسیونی جداگانه با استفاده از گروه‌های درآمدی مختلف نشان می‌دهد اثر ثروت برای خانواده‌های پردرآمد مثبت است، اما یک اثر منفی ثروت برای خانوارهای کم‌درآمد وجود دارد و با افزایش قیمت‌های مسکن، اثر ثروت مثبت مالکان پردرآمد کره جنوبی، با اثر منفی ثروت اجاره‌کنندگان کم‌درآمد جبران می‌شود. همچنین اثر قیمت مسکن بر مصرف در کره جنوبی، بر حسب گروه سنی هم شدیداً تغییر می‌کند و

1. Sousa
2. Veirman and Dunstan
3. Sangwon Cho

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

مصرف خانواده‌های مسن‌تر نسبت به تغییرات قیمت مسکن حساس‌تر است تا خانواده‌های جوان‌تر کره جنوبی.

سارلون[1] (۲۰۱۱)، تأثیر تغییرات ثروت حقیقی و مالی بر مصرف خصوصی را با داده‌های ترکیبی ۱۷ اقتصاد نوظهور آسیا و اروپای شرقی و مرکزی با روش داده‌های تلفیقی غیرهمگن برآورد کرده و نشان می‌دهد که مصرف خانوارها، درآمد و دو معیار ثروت حقیقی و ثروت مالی (که با قیمت‌های بازار مسکن و بازار سهام جایگزین‌شده) در تفاضل ایستا بوده و همگرا هستند و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای تحقیق وجود دارد. نتیجه اصلی این است که ثروت حقیقی و ثروت مالی تأثیر مثبت بر مصرف خانوارها در بلندمدت داشته اما کشش ثروت مسکن بزرگ‌تر از کشش متناظر برای ثروت مالی است. همچنین تعدیل کوتاه‌مدت معنی‌داری از درآمد، قیمت مسکن و قیمت سهام بر مصرف وجود دارد، یعنی مصرف خود را با چند وقفه به رابطه بلندمدت نزدیک می‌کند. با تخمین جداگانه مدل برای دو گروه از کشورها، تأثیر بلندمدت تغییر قیمت مسکن در اقتصادهای اروپای مرکزی و شرقی نسبت به اقتصادهای آسیایی، عموماً بزرگ‌تر است و آنها را در برابر تحولات منفی آتی در بازار مسکن آسیب‌پذیرتر می‌کند (امامقلی‌پور و عاقلی ۱۳۹۱).

پلتونن و همکاران[2] (۲۰۱۲) با داده‌های ترکیبی ۱۴ اقتصاد نوظهور، اثرات ثروت بر مصرف را تخمین زده‌اند. آنها با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی پیشرفته و داده‌های فصلی نشان می‌دهند که یک افزایش ۱۰ درصدی در قیمت‌های مسکن منجر به افزایش مصرف خصوصی بین ۰/۲۸ تا ۰/۵۰ درصد و افزایش ۱۰ درصدی قیمت‌های سهام منجر به ۰/۲۶ تا ۰/۳۰ درصد افزایش در مصرف خصوصی می‌شوند. هنگامی که ثروت پولی (اسمی) به میزان ۱۰ درصد افزایش می‌یابد، مصرف به میزان ۰/۴۳ تا ۰/۵۴ درصد بیشتر می‌شود (جلایی و همکاران، ۱۳۹۴).

کیجانو[3] (۲۰۱۲) یک مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی تحت مطلوبیت نمایی (توانی) و نرمال بودن لگاریتمی بازدهی انتظاری سهام و مصرف انتخاب می‌کند و نسبت مصرف-ثروت را برای پیش‌بینی تغییرات بازدهی انتظاری سهام در نظر می‌گیرد. وی، ثروت را برابر مجموع ارزش‌های

1. Ciarlone
2. Peltonen et al
3. Marget Quijano

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

بازاری دارایی مسکن، سهام، بدهی و درآمد کاری گرفته و با تخمین مدل بر اساس روش حداقل مربعات معمولی پویا با کمک داده‌های فصلی سرانه آمریکا طی دوره ۱۹۵۹ تا ۲۰۰۸، نتیجه گرفته است که نوسانات ثروت سهام، بدهی و ثروت مسکن، رفتار مصرفی را در خانواده‌های آمریکایی توضیح می‌دهند (امامقلی‌پور و عاقلی ۱۳۹۱).

## ۳. تعریف مصرف

در نظام حساب‌های ملی مبتنی بر روش هزینه‌ها، مصرف بخش خصوصی یکی از اجزای اصلی محاسبه تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی است. مطابق نسخه ۱۹۹۳ نظام حساب‌های ملی[1]، هزینه‌های مصرفی خانوارها شامل هزینه‌های خانوارهای مقیم بابت مصرف کالاها و خدمات بوده و هزینه‌های مربوط به دارایی‌های ثابت (نظیر مستغلات) و اشیاء قیمتی را در بر نمی‌گیرد.

مطابق سند مذکور، هزینه خانوار بابت اجاره املاک و مستغلات مسکونی، هزینه مصرفی نهایی تلقی می‌شود. همچنین ارزش احتسابی خدمات مستغلات مسکونی تحت اختیار مالک، به عنوان هزینه مصرفی نهایی وی ثبت می‌شود. مهم‌ترین هزینه‌های مصرفی نهایی خانوار که شامل ارزش احتسابی کالاها و خدمات تولید و مصرف شده توسط خانواده نیز می‌شود، عبارتند از؛

- مواد غذایی و سایر کالاهای کشاورزی که توسط کشاورزان تولید و مصرف می‌شود.
- انواع دیگر کالاها که توسط بنگاه‌های غیرشرکتی تحت تملک خانوارها، تولید شده و به مصرف اعضای بنگاه می‌رسد.
- خدمات مستغلات مسکونی که توسط مالک مستغلات تولید شده و به مصرف می‌رسد.
- خدمات خانگی یا سایر خدماتی که توسط خانوار به منظور خود مصرفی تولید می‌شود، نظیر خدمات مستخدم، آشپز، باغبان، راننده شخصی و مانند آن.

علاوه بر موضوع خودمصرفی، ارزش احتسابی تأمین کالاهای مصرفی خانوار به صورت تهاتری (بر مبنای ارزش تهاتری) در سبد کالاهای مصرفی خانوار منظور می‌شود. دریافت درآمدهای غیرپولی توسط خانوارها نیز به عنوان هزینه‌های مصرف نهایی خانوارها ثبت می‌شود. هزینه کارمزد احتسابی خدمات مالی دریافتی خانوارها از مؤسسات مالی نیز باید در هزینه مصرف نهایی خانوارها ثبت شود. از مجموع مصارف نهایی خانوارها، مصرف نهایی بخش خصوصی به دست می‌آید.

1. System of National Accounts (SNA,1993)

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

## ٤. الگوی اقتصادی

### ٤-١. مبانی نظری

مصرف به عنوان یکی از متغیرهای کلان اقتصادی برای نخستین بار توسط کینز[1] مورد تأکید قرار گرفت و توسط دیگر اقتصاددانان تداوم یافت. در این راستا نظریه‌های مختلفی همچون نظریه چرخه زندگی مصرف آندو- مودیگلیانی[2]، نظریه درآمد نسبی دوزنبری[3]، نظریه درآمد دائمی فریدمن[4] و غیره ارائه شد (عاقلی و همکاران، ۱۳۸۸). مصرف و عوامل مؤثر بر آن از دیرباز محل مناقشه میان اقتصاددانان بوده است، بنابراین در ادامه بحث به نظریات مصرف اشاره مختصری می‌شود.

### ٤-١-١. نظریه مصرف کینز یا نظریه درآمد مطلق

تابع مصرف یکی از مهم‌ترین کمک‌های علمی جان مینارد کینز به علم اقتصاد است. بر اساس عقاید کینز، درآمد واقعی عامل عمده تعیین‌کننده مخارج مصرفی است. بر اساس گفته خود کینز در کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول، درآمد کل متغیر اصلی است که مصرف به عنوان یکی از عناصر تشکیل‌دهنده تابع تقاضای کل، بدان وابسته است. کینز فرض می‌کند مصرف تابعی از درآمد قابل تصرف و به صورت خطی است:

$$C = a + by_d \qquad (۱)$$

که در آن a مصرف مستقل، b میل نهایی به مصرف و شیب تابع مصرف، $y_d$ درآمد قابل تصرف و c مصرف است و چون تابع مصرف خطی فرض می‌شود میل نهایی به مصرف (MPC) مقدار ثابت است که در آن؛

$$MPC = \frac{\Delta C}{\Delta Y} - b \qquad (۲)$$

$$0 < b < 1 \qquad (۳)$$

نسبت مصرف کل به درآمد کل که میل متوسط به مصرف (APC) نامیده می‌شود، برابر است با؛

1. Keyness, 1936
2. Ando and Modigliani, 1963
3. Duesenbery, 1946
4. Friedman, 1957

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

$$APC = \frac{C_0}{y} + b \qquad (۴)$$

بنابراین APC مقدار مثبتی است و زمانی که درآمد افزایش می‌یابد، کاهش می‌یابد. همچنین زمانی که درآمد مقدار بزرگی باشد، میل متوسط به مصرف به میل نهایی به مصرف نزدیک می‌شود.

### ٤-١-٢. نظریه درآمد نسبی دوزنبری

در تابع مصرف دوزنبری، رفتار مصرف‌کننده بستگی به درآمد جاری در سطوح درآمدی گذشته دارد و بر اساس بالاترین سطح درآمد گذشته تنظیم می‌گردد. بالاترین سطح درآمد در دوره های قبل، مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بدین جهت افت در درآمد، تغییر ناگهانی در سطح مصرف را به دنبال ندارد. وجود اثر چرخ دنده‌ای در مدل مصرف دوزنبری، بیان‌کننده تأثیرپذیری مصرف، نه تنها از درآمدهای جاری بلکه از بالاترین سطح درآمد تاکنون است. بالاترین سطح درآمد به صورت زیر است:

$$y_{Max} = Max(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) \qquad (۵)$$

به طوری که؛

$$C_t = f(y_t\ , c_{max}) \qquad (۶)$$

مدل دوزنبری توسط براون توسعه می‌یابد. به طوری که مردم رفتار خود را به آهستگی تغییر می‌دهند و از این رو، علاوه بر درآمد قابل تصرف، بیشترین میزان مصرف یا مصرف دوره قبل نیز بر مصرف جاری تأثیر دارد.

$$C_t = f(y_t\ , c_{max}) \qquad (۷)$$

$$C_t = f(y_t\ , c_{t-1}) \qquad (۸)$$

### ٤-١-٣. نظریه درآمد دائمی فریدمن

نظریه فریدمن مبتنی بر این است که مردم مصرف خود را با درآمد دائمی خویش منطبق می‌نماید و بدین روی، درآمد جاری تعیین‌کننده رفتار مصرفی آنان نیست. تغییرات اتفاقی در درآمد، مصرف را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و درآمد مورد انتظار نرمال یا درآمد دائمی تنظیم‌کننده رفتار مصرفی مردم است. این میزان درآمد، بدون کم و زیاد شدن ثروت، قابل مصرف است. تابع مصرف مورد نظر وی به صورت زیر طرح می‌شود:

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

$$C_t = kyP_t \quad (۹)$$

به طوری که c مصرف جاری و $y_p$ درآمد دائم زمان جاری و قابل تصرف است. چون اطلاعات آماری درآمد دائمی در دسترس نیست، عملاً فریدمن فرض می‌کند که این متغیر تابعی وزنی و کاهنده از درآمد جاری و درآمد در دوره‌های گذشته است؛

$$YP_t = \lambda Y_t + \lambda(1-\lambda)Y_{t-1} + \lambda(1+\lambda)^2 Y_{t-2} + \cdots \quad (۱۰)$$

### ٤-۱-٤. نظریه دوره زندگی آندو و مادیگلیانی

رفتار مصرف و پس‌انداز در یک دوره بلندمدت تنظیم می‌شود و از نظر مادیگلیانی، فرد در دوره اول زندگی خود از کودکی تا جوانی، تنها مصرف‌کننده است و درآمدی ندارد و در دوره دوم یا میانسالی، فرد با کسب درآمد و اندوختن پس‌انداز، ثروتی را به صورت متراکم به دست می‌آورد که پاسخگوی پس‌انداز منفی وی در ابتدا یا در دوره اول و انتها یا در دوره کهنسالی او است. بدین ترتیب، مصرف فرد به درآمد و موجودی ثروت فرد و درآمد های مورد انتظار آتی او بستگی دارد. بنابراین مصرف فرد تابعی از درآمد جاری، ثروت دوره قبل و درآمد مورد انتظار است:

$$C_t = f(W_{t-1}, y_t, y_t^e) \quad (۱۱)$$

که چون داده مربوط به درآمد مورد انتظار در دسترس نیست، در عمل از مدل حذف می‌شود. ثروت فرد در حال حاضر جمع پس‌انداز این دوره و ثروت دوره قبل است. در نهایت، تابع مصرف به صورت زیر قابل استخراج است:

$$C_t = \alpha W_{t-1} + \beta y_t \quad (۱۲)$$

به طوری که $w_{t-1}$ ثروت با یک وقفه است و نیز؛

$$W_t = W_{t-1} + (y_t - c_t) \quad (۱۳)$$

$$W_t - W_{t-1} = y_t - c_t \quad (۱۴)$$

با اعمال یک وقفه در معادله اخیر، معادله زیر حاصل می‌شود؛

$$W_{t-1} - W_{t-2} = y_{t-1} - c_{t-1} \quad (۱۵)$$

همچنین با اعمال یک وقفه در معادله اول، معادله زیر حاصل می‌شود؛

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

$$C_{t-1} = \alpha W_{t-2} + \beta y_{t-1} \quad (۱۶)$$

چنانچه این معادله را از معادله اول کسر شود، داریم؛

$$C_t - C_{t-1} = \alpha(W_{t-1} - W_{t-2}) + \beta(y_t - y_{t-1}) \quad (۱۷)$$

و در نهایت با جایگذاری معادله زیر عاید می‌شود که ملاک تخمین است:

$$C_t = \beta y_t + (\alpha - \beta) y_{t-1} + (1 - \alpha) C_{t-1} \quad (۱۸)$$

### ٤-١-٥. نظریه مصرف فیشر[1]

فیشر یک زیربنای اساسی با استفاده از نظریات خوداعتقادی درباره رفتار مصرف‌کننده ارائه می‌دهد. فیشر مصرف‌کننده‌ای را با تابع مطلوبیت زیر در نظر می‌گیرد:

$$U = U(C_0, C_1, \dots, C_t, \dots . C_T) \quad (۱۹)$$

که در آن مطلوبیت دوران زندگی (U) تابعی از مصرف حقیقی او در تمام طول عمر تا زمان T (آخرین سال عمر مصرف‌کننده) است و مصرف‌کننده سعی خواهد کرد که مطلوبیت خود را حداکثر نماید. یعنی با توجه به این قید که «ارزش کل مصارف او در کل زندگی، نمی‌تواند از ارزش فعلی کل درآمدهایی که وی در طول عمر خود کسب می‌کند، بیشتر باشد»، می‌خواهد بالاترین سطح مطلوبیت ممکن را به دست آورد. این قید به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\sum_0^T \frac{C_t}{(1+r)^t} = \sum_0^T \frac{Y_t}{(1+r)^t} \quad (۲۰)$$

که در آن T همان عمر انتظاری فرد است. قید فوق نشان می‌دهد که ارزش فعلی مصرف فرد به ارزش فعلی درآمد وی محدود است. ضمناً فرض می‌شود که اگر فرد ارثی دریافت نمود به همان اندازه برای فرزندش ارث به جای خواهد گذاشت. پس به طور کلی می‌توان نتیجه‌گیری کرد که اگر درآمد مصرف‌کننده در هر یک از دوره‌ها از دوره جاری T، افزایش یابد، ارزش فعلی جریان درآمدی وی افزایش خواهد یافت و در نتیجه مصرف دوره جاری وی نیز افزایش خواهد یافت. در نتیجه روی یک مسیر بهینه، مصرف $C_{t-1}$ پیش‌بینی‌کننده خوبی برای $C_t$ است.

1. Stanly Fisher

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

### ٤-١-٦. دیدگاه رابرت هال[1] در رابطه با مصرف (انتظارات عقلایی هال)

رابرت هال با اضافه کردن انتظارات عقلایی به معادلات مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای رفتار مصرف‌کننده، فرمول جدیدی از تئوری مصرف ارائه نمود. او با در نظر گرفتن این فرض که مقادیر عوامل بنیادی تعیین‌کننده رفتار مصرفی برای مصرف‌کننده در هر نقطه‌ای از زمان که با آنها سروکار دارد، شناخته شده و معلوم است، این مهم را جامه عمل پوشاند. در این مورد او با دانستن مصرف دوره t−۱ می‌تواند مصرف دوره T را پیش‌بینی کند:

$$C_{t+1} = (\frac{1+r}{1+\delta})C_t \qquad (۲۱)$$

رابرت هال درآمد را درآمد دائمی در نظر می‌گیرد پس مصرفی که در این دوره پیش‌بینی می‌شود، مصرف دائمی است؛

$$C_{t-1}^P = (\frac{1+r}{1+\delta})C \qquad (۲۲)$$

ارزش انتظاری مصرف همان مصرف دائمی است که در اطراف مصرف دائمی نوسان می‌کند. می‌توان مصرف زودگذر را به مصرف دائمی اضافه کرده و مصرف کل را به دست آورد؛

$$C_{t+1} = C_{t+1}^P + C_{t+1}^t \qquad (۲۳)$$

$$C_{t+1} = C_{t+1}^P + (\frac{1+r}{1+\delta})C_t \qquad (۲۴)$$

از این رو می‌توان از معادله آخر برای پیش‌بینی مصرف استفاده نمود.

### ٤-١-٧. نظریه درآمد دائمی و انتظارات عقلایی

نظریه انتظارات عقلایی بر این پایه استوار است که انتظارات احتمالاً «بر پایه رفتار بالفعل متغیرها» صورت می‌گیرد. این نظریه اشاره به این دارد که درآمد دائمی در معادله زیر باید بر اساس این که درآمد بالفعل چگونه طی زمان در اقتصاد تغییر پیدا می‌کند، قرار گیرد.

$$y_t^P = Y_{t-1}^P + (1+\psi)y_{t-1} \qquad (۲۵)$$

این نظریه بر این نکته تأکید می‌کند که بر پایه رفتار در گذشته، نمی‌توان کلیه عواملی که بر باورهای یک فرد درباره درآمد آینده تأثیرگذار است، تعیین کرد.

1. Robert Hall

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

### ٤-٢. فرضیه تحقیق

مسئله اصلی در پژوهش حاضر این است که آیا تغییرات در ثروت باعث تغییرات هم‌جهت در مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران می‌شود یا خیر.

### ٤-٣. تصریح الگو

قبل از تصریح مدل، لازم است به عوامل مؤثر بر مصرف بخش خصوصی پرداخته شود. از آنجا که مطابق رویکرد نظری آندو-مودیگلیانی، مصرف فرد تابعی از ارزش فعلی (pv[1]) در درآمد فرد است، پس:

$$C_t = k(PV_t) \quad (۲۶)$$

$$0 < k < 1 \quad (۲۷)$$

که k ضریبی از pv بوده و نشان می‌دهد که مصرف‌کننده تمایل دارد چه نسبتی از pv را مصرف کند. مقدار این ضریب به شکل منحنی‌های بی‌تفاوتی مطلوبیت، نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده[2] و نرخ بهره بستگی دارد. آندو-مودیگلیانی برای این که عبارت pv با واقعیت قابل انطباق باشد، درآمد کل فرد را به درآمد ناشی از کار (y) و درآمد ناشی از ثروت یا دارایی (a) تفکیک نموده‌اند. به طوری که:

$$PV = \sum_0^T \frac{y_t}{(1+r)^t} + \sum_0^T \frac{a_t}{(1+r)^t} \quad (۲۸)$$

که اگر جزء اول سمت راست معادله بالا را با y و جزء دوم را با a نشان دهیم و عبارت ($pv = y + a$) را در رابطه بالا قرار داده و ساده کنیم، با جمع توابع مصرف فردی و نادیده گرفتن ساختار سنی مصرف‌کنندگان، تابع مصرف جمعی اقتصاد (c) به صورت ضمنی نوشته می‌شود؛

$$C = f(y_d, a) \quad (۲۹)$$

$$F_1, F_2 > 0 \quad (۳۰)$$

در این تابع، $y_d$ سطح حقیقی درآمد قابل تصرف و a سطح ثروت واقعی بخش خصوصی است که از تعدیل ارزش اسمی دارایی‌ها حاصل می‌شود. انتظار است تا هر دو متغیر تأثیر مثبت بر مصرف

1. Present Value
2. Subjective Rate

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

بخش خصوصی داشته باشند و افزایش هر یک موجب افزایش مصرف بخش خصوصی شود و بالعکس.

## ۵. الگوی آماری

با توجه به این که تئوری مورد استفاده در این تحقیق، الگوی مصرف آندو-مودیگلیانی است و روش برآورد، مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است، تابع مصرف بخش خصوصی به صورت زیر است؛

$$PC_t = \beta_0 + \beta_1 y_{dt} + \beta_2 a_t \qquad (۳۱)$$

که در آن pc، $y_d$ و a به ترتیب مخارج مصرفی بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف و ثروت است. $\beta_0$، $\beta_1$ و $\beta_2$ ضرایب یا پارامترهای قابل برآورد و t نشانگر زمان است.

### ۵-۱. شرح داده‌های آماری

از آنجا که در حساب‌های درآمد ملی، عنوانی تحت نام درآمد قابل تصرف وجود ندارد، این متغیر در این مقاله به صورت زیر تعریف و محاسبه شده است؛

- درآمد قابل تصرف = درآمد ملی منهای مالیات بر درآمد

به جای ثروت نیز از حجم نقدینگی واقعی استفاده شده است که به صورت زیر محاسبه می‌شود؛

- حجم نقدینگی واقعی = حجم نقدینگی تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی

متغیرهای استفاده شده در این تحقیق، مصرف بخش خصوصی (CO)، درآمد قابل تصرف (YD) و حجم واقعی نقدینگی (M)، همگی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ هستند و دوره تحقیق داده‌های سالانه در بازه زمانی ۱۳۵۰ الی ۱۳۹۳ را شامل می‌شود. آمارهای مربوطه از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی، قسمت حساب‌های ملی ایران و همچنین قسمت بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی جمع‌آوری شده است.

### ۵-۲. روش برآورد و تجزیه و تحلیل

به‌کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو همگی پایا باشند. اگر متغیرهای

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشند در عین حال که ممکن است ارتباط با مفهومی بین متغیرها وجود نداشته باشد، می‌تواند $R^2$ به دست آمده خیلی بالا باشد تا استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط متغیرها حاصل شود (نوفرستی، ۱۳۷۸). بنابراین قبل از برآورد مدل به روش $ARDL$ ابتدا باید درجه همجمعی هر یک از متغیرها به روش آزمون ریشه واحد تعیین شود.

الگوی مورد استفاده در این مقاله $ARDL$ است که برای برآورد آن نخست باید با استفاده از روش $OLS$ برای همه ترکیب‌های ممکن، براساس وقفه‌های متفاوت متغیرها را برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه‌های متغیرها بر اساس تعداد مشاهدات تعیین می‌شود. در مرحله دوم با توجه به حداکثر وقفه‌ای که در نرم افزار مایکروفیت تعیین می‌کنیم، در میان $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده ($m$ ، تعداد وقفه‌های بهینه الگو و $k$ تعداد متغیرهای الگو هستند)، بهترین رگرسیون با توجه به یکی از معیارهای آکائیک[1] یا شوارتز-بیزین[2] یا حنان-کوئین[3] انتخاب می‌شود. در مرحله سوم، مایکروفیت ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت را بر اساس الگوی $ARDL$ انتخاب‌شده، محاسبه می‌کند. این برنامه همچنین برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به الگوی $ARDL$ انتخابی را نیز ارائه می‌کند که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را به ما نشان می‌دهد. علت استفاده از این الگو برای برآورد ضرایب، کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک است.

لازمه آن که الگوی پویای برآوردشده به روش $ARDL$، به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته کمتر از یک باشد.

$$\begin{cases} H_0: \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0 \\ H_1: \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 < 0 \end{cases} \qquad (۳۲)$$

از کمیت آماره $t$ و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[4] در سطوح اطمینان مختلف، می‌توان نتیجه‌گیری کرد اگر فرضیه $H_0$ رد شود، می‌توان گفت رابطه تعادلی بلندمدتی بین متغیرهای الگو وجود دارد و در غیر این صورت، رابطه تعادلی بلندمدتی بین متغیرها وجود ندارد.

1. Akaike
2. Schwarz and Bayesians
3. Hannan and Quinn
4. Banerjee, Dolado and Master

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

با پذیرش رابطه تعادلی بلندمدت، می‌توان در کوتاه‌مدت نیز آن را برآورد کرد و مورد برررسی قرار داد. وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطای را فراهم می‌آورد. عمده‌ترین دلیل استفاده از این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت را به بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. در ضمن باید یادآوری شود که در این پژوهش، آزمون پایایی متغیرها با نرم‌افزار Eviews9 و برآورد الگو با نرم افزار Microfit 5.1 انجام می‌شود.

## ٦. برآورد الگو و ارائه نتایج

پیش از برآورد الگو، ابتدا باید پایایی[1] متغیرها را به روش دیکی فولر تعمیم‌یافته[2] مورد آزمون قرار داد. نتایج مربوط به آزمون پایایی در جدول (۱) آورده شده است. (عبارت D قبل از متغیرها نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیر مورد نظر است.)

**جدول (۱). نتایج آزمون پایایی**

| | شامل عرض از مبدأ و روند | | شامل عرض از مبدأ و بدون روند | | بدون عرض از مبدأ و روند | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **متغیرها** | آماره آزمون | مقدار بحرانی | آماره آزمون | مقدار بحرانی | آماره آزمون | مقدار بحرانی | نتیجه |
| CO | -۰/۸۰۱۱ | -۳/۵۲۳۶ | | | | | ناپایا |
| DCO | | | | | -۳/۷۲۸۴ | -۱/۹۴۹۳ | پایا |
| YD | ۱/۵۴۶۱ | -۳/۵۲۳۶ | | | | | ناپایا |
| DYD | | | | | -۵/۳۲۱۶ | -۱/۹۴۹۳ | پایا |
| M | ۳/۱۸۲۵ | -۳/۵۲۳۶ | | | | | ناپایا |
| DM | | | | | -۱/۲۰۹۶ | -۱/۹۴۹۳ | ناپایا |
| DDM | | | | | -۶/۲۱۵۵ | -۱/۹۴۹۸ | پایا |

مأخذ: محاسبات ای ویوز توسط محقق

1. Stationary
2. Augmented Dickey-Fuller

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

همان طور که مشاهده می‌شود CO و YD با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا می‌شوند یعنی این متغیرها تفاضل پایا، I(1) هستند اما M با دو مرتبه تفاضل‌گیری پایا می‌شود و I(2) است.

حال که مرتبه همجمعی متغیرهای الگو مشخص شد، به برآورد تابع مصرف بخش خصوصی پرداخته می‌شود. در این تحقیق با به‌کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه گسترده (ARDL) و با استفاده از اطلاعات سری زمانی سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۳، ضرایب الگو برآورد شده است. برآورد ضرایب الگوی $ARDL$ در جدول (۲) مشخص شده است.

**جدول (۲). نتایج برآورد رابطه کوتاه‌مدت**

| متغیر وابسته | متغیر مستقل | ضریب | Prop |
|---|---|---|---|
| CO | CO(-1) | ۰/۴۵۵۰ | ۳/۷۴۷۶ |
| | YD | ۰/۰۹۱۱ | ۴/۹۱۸۶ |
| | M | ۹/۴۴۷۶ | ۲/۸۹۲۵ |
| | T | ۶۰۸۸/۰ | ۴/۳۷۹۸ |
| آزمون‌های تشخیصی | $R^2$= ٪۹۸ | | |
| | DW= ۱/۸۶ | | |

مأخذ: محاسبات مایکروفیت توسط محقق

با توجه به آماره F، نتایج حاکی از معنی‌داری ضرایب در سطح ۹۵ درصد است. همچنین با توجه به $R^2$، قدرت توضیح‌دهندگی مدل در سطح بسیار خوبی است. برای اطمینان یافتن از این که رگرسیون برآورد شده کاذب نیست و بیانگر رابطه تعادلی بلندمدت است، باید آماره مربوط به آزمون را به دست آورده و با کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو مستر مقایسه نمود. برای انجام این آزمون، باید ابتدا ضرایب مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته را با هم جمع نمود، سپس از یک کم کرده و نتیجه را بر حاصل‌جمع انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته تقسیم نمود:

$$t = \frac{0.45502-1}{0.12142} = -4.4883 \qquad (۳۳)$$

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

با توجه به این که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مسترز برابر ۳/۹۱- است و چون قدرمطلق آماره آزمون بیشتر از قدرمطلق کمیت بحرانی است، در نتیجه فرض $H_0$ مبنی بر نبود همجمعی یا رابطه بلندمدت رد می‌شود یعنی یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. در جدول (۳) نتایج این رابطه بلندمدت آورده شده است.

**جدول (۳). نتایج برآورد رابطه بلندمدت**

| متغیر وابسته | متغیر مستقل | ضرایب | Prop |
|---|---|---|---|
| CO | YD | ۰/۱۶۷۱ | ۷/۰۵۸۵ |
| | M | ۱۷/۳۳۵۷ | ۴/۶۲۱۹ |
| | T | ۱۱۱۷/۰ | ۱۱/۵۲۳۹ |

مأخذ: محاسبات مایکروفیت توسط محقق

همه ضرایب دارای علامت مورد انتظار هستند و با توجه به آماره t، تمامی ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنی دارند.

در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطای معادلات بالا پرداخته می‌شود. الگوی تصحیح خطای معادلات به دلیل آن که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد، در کارهای تجربی از شهرت زیادی برخوردار است. الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، تحت تأثیر خطای عدم تعادل در دوره قبل، چگونه مصرف بخش خصوصی تعدیل می‌شود و به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت آن حرکت می‌کند. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول (۴) آورده شده است.

**جدول شماره ٤. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا**

| متغیر وابسته | متغیر مستقل | ضرایب | Prop |
|---|---|---|---|
| DCO | DYD | ۰/۰۹۱۱ | ۴/۹۱۸۶ |
| | DM | ۹/۴۴۷۶ | ۲/۸۹۲۵ |
| | DT | ۶۰۸۸/۰ | ۴/۳۷۹۸ |
| | ECM(-1) | -۰/۵۴۴۹ | -۴/۴۸۸۵ |

مأخذ: محاسبات مایکروفیت توسط محقق

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

آماره t مربوط به ضرایب، روشنگر این مطلب است که تمامی ضرایب از نظر آماری معنی دارند. ضریب جمله تصحیح خطا، ۰/۵۴۴۹- است، یعنی حدود نیمی از عدم تعادل در هر دوره در دوره بعد تعدیل می‌شود.

## ۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این مقاله، تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در کشور ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۳ بود. از آنجا که در حساب‌های درآمد ملی، عنوانی تحت نام درآمد قابل تصرف وجود ندارد، در این مقاله آن متغیر به صورت درآمد ملی منهای مالیات بر درآمد، تعریف و محاسبه شد. همچنین در این پژوهش به جای ثروت نیز از حجم نقدینگی واقعی استفاده شده است. حجم نقدینگی واقعی برابر است با حجم نقدینگی تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی.

در این پژوهش، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف با استفاده از روش‌های اقتصادی برآورد شده است. مطابق نتایج تخمین، میل نهایی به مصرف کوتاه‌مدت از محل درآمد قابل تصرف حدود ۰/۰۹۱۱ است؛ لذا به ازای یک واحد افزایش در درآمد قابل تصرف، بر مخارج مصرفی حدود ۰/۰۹۱۱ واحد افزوده شده و فرصت پس‌انداز بیشتر را به مصرف‌کنندگان می‌دهد. میل نهایی به مصرف بلندمدت از محل درآمد قابل تصرف نیز، ۰/۱۶۷۱ است. از طرف دیگر میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت در کوتاه‌مدت حدود ۹/۴۴۷۶ است یعنی به ازای یک واحد افزایش در ثروت، بر مخارج مصرفی حدود ۹/۴۴۷۶ واحد افزوده می‌شود. همچنین میل نهایی به مصرف بلندمدت ناشی از ثروت ۱۷/۳۳۵۷ است. نتایج تخمین مدل تصحیح خطا نیز گویای تعدیل نسبتاً مناسب عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت بین مخارج مصرف بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف و ثروت است.

توصیه سیاستی پژوهش صورت گرفته این است که در اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی توسط بانک مرکزی و دولت، باید به رفتارهای مختلف پولی و اعتباری، بیمه‌ها، بازار سهام و ... توجه شود. زیرا مؤلفه‌های مختلف ثروت (سپرده‌های مردم نزد بانک‌ها، سهام اوراق بهادار، ذخایر بیمه و ...) تحت تأثیر این سیاست‌ها قرار دارد. هرگونه تغییر در نرخ سود سپرده بانکی، نرخ‌های مالیاتی و حق بیمه‌ها، دخالت دولت در زمینه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سهام، می‌تواند بر ثروت

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

خانوارها تأثیر گذاشته و از این طریق رفتار مصرف‌کنندگان را دچار تحول کند. بنابراین بانک مرکزی می‌تواند با تغییر هدفمند نرخ‌های سود بانکی، میزان مصرف بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار دهد و زمینه بیشتر پس‌اندازهای خصوصی و گسیل سرمایه‌های خرد خانوارها را به سمت بازار سهام و فعالیت‌های مفید مولد و اشتغال‌زا فراهم کند. همچنین دولت با تغییر در نرخ‌های مالیات بر حقوق و دستمزد می‌تواند گرایش‌های مصرفی در جامعه را تغییر دهد. در پایان توصیه می‌شود در تخمین تابع مصرف جمعی؛ اهمیت ثروت مسکن، سرمایه یا ثروت انسانی، ارث و مانند آنها نیز مورد مطالعه قرار گیرد.

## منابع


- احمد، مولود، تشکینی؛ احمد و امیررضا سوری، (۱۳۸۷)، «تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، بهار، پیاپی ۲۸.
- امامقلی‌پور، سارا؛ عاقلی، لطفعلی، (۱۳۹۱)، «تأثیر ثروت بر مصرف بخش خصوصی در ایران»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ششم، شماره ۲.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *اطلاعات سری زمانی حساب‌های اقتصادی*، برگرفته از

  http://www.cbi.ir
- جلایی، سیدعبدالمجید؛ قاسمی، امین و امید ستاری، (۱۳۹۴)، «شبیه‌سازی تابع مصرف و پیش‌بینی میزان مصرف ایران تا افق ۱۴۰۴ با استفاده از الگوریتم ژنتیک و الگوریتم بهینه‌سازی انبوه ذرات (PSO)»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال پانزدهم، شماره دوم، تابستان.
- رجایی، یداله؛ احمدی، شهلا، (۱۳۹۱)، «برآورد تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران طی دوره (۱۳۳۸-۱۳۸۵)»، *فصلنامه مدیریت توسعه و تحول*، پیاپی ۸.
- عزیزی، فیروزه، (۱۳۸۸)، «اثر تغییر ثروت در بازار سهام بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی»، مطالعه موردی: ایران ۱۳۸۶-۱۳۷۰، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، ش ۹.


[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]

- فخرایی، سیدعنایت اله؛ منصوری، سیدامین، (۱۳۸۷)، «تخمین تابع مصرف بلندمدت به روش همجمع ARDL و محاسبه رابطه مصرف کوتاه مدت در ایران»، *فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)*، تابستان، پیاپی ۱۷.
- کرمانشاهی، زهره، (۱۳۶۸)، «برآورد تابع مصرف براساس تئوری کینز و فریدمن در ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، *دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی*، دانشگاه شهید بهشتی.
- لرکی بختیاری‌نژاد، مهران؛ دویده، عبدالکریم و سیدمنصور زراء نژاد، (۱۳۸۵)، «مدل تصحیح خطا برای مصرف خصوصی در ایران»، *دانش و توسعه*.
- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا: ۱۴۵-۱۴۱.

- Carroll, C. D, (2004), "Housing wealth and consumption expenditure" *Paper prepared for Academic Consultants Meeting of Federal Reserve Board*.
- Cho, Sungwon, (2011), "Housing wealth effect on consumption: Evidence from household level data", *Economics Letters*, vol.113, pp. 192–194.
- Russo, B & J.M. Gandar (2003), "Interest-sensitive wealth and the life-cycle hypothesis: implications for fiscal policy" *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 43, pp. 418–432.

[ Downloaded from ejip.ir on 2025-07-01 ]