

اهمیت ثروت‌های مالی در مصرف بخش خصوصی کشور: نگاهی استراتژیک در راستای اصلاح الگوی مصرف



* لطفعلی عاقلی

** سارا امامقلی پور

چکیده

مصرف بخش خصوصی از متغیرهای کلان مؤثر بر ساختار اقتصادی کشورهاست که خود تحت تأثیر سیاست‌های دولت و بانک مرکزی از یک سو و عادات و رفتارهای مصرفی فردی از سوی دیگر قرار دارد. اغلب مطالعات تجربی در مورد رفتار مصرفی در بخش خصوصی بر درآمد و درآمد قابل تصرف متمرکز بوده‌اند. در این مقاله، اثر ثروت‌های مالی بر الگوی مصرف بخش خصوصی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. تحلیل اقتصادسنجی با روش حداقل مربعات معمولی در قالب یک تابع مصرف کوتاه‌مدت و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۵/۱ تا ۱۳۸۹/۴ نشان داد که میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد قابل تصرف حدود ۰/۶۶ و میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت مالی حدود ۰/۱۶ است. این یافته‌ها با ساختار کشورهای درحال توسعه سازگار است. لذا سیاست‌های پولی و مالی بهتر است به گونه‌ای تنظیم شوند که زمینه کاهش تمایل به مصرف را از طریق اثرگذاری بر ثروت مالی و درآمد قابل تصرف فراهم آورند.

واژگان کلیدی: ثروت مالی، درآمد قابل تصرف، مصرف، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E21, G11, H24

* عضو هیئت علمی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (aghelik@modares.ac.ir)

** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد رودهن (simam724@gmail.com)

تاریخ تصویب: ۱۳۹۱/۶/۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۵/۲۳

مقدمه

در مباحث اقتصاد کلان، یکی از مفاهیم اقتصادی قابل توجه، میزان مصرف خانوارها و بخش خصوصی است. مطابق نظریه‌های اقتصادی معمولاً با افزایش درآمد و ارتقای وضع معیشتی، مصرف خانوارها نیز افزایش می‌یابد و دامنه مصرف از کالاها و خدمات ضروری به سمت محصولات لوکس و بادوام گسترش می‌یابد. علاوه بر این، چسبندگی مصرف، واقعیتی است که در اغلب جوامع و از جمله ایران پذیرفته شده زیرا با کاهش درآمد، میزان کاهش مصرف متناسب با کاهش درآمدها نبوده و کمتر از آن است. همچنین پدیده چشم و همچشمی و رقابت مصرفی از عوامل تشدید مصرف بین خانوارهاست. حال با توجه به این موضوع، هدف مقاله این است که متغیرهای اقتصادی مؤثر بر مصرف بخش خصوصی را مورد مطالعه قرار دهد.

اغلب مطالعات در مورد رفتار مصرفی در بخش خصوصی بر درآمد و درآمد قابل تصرف متمرکز بوده‌اند. در این مقاله، اثر ثروت‌های مالی^۱ بر الگوی مصرف بخش خصوصی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. دولت می‌تواند متغیرهای ثروت مالی را از طریق مالیات‌ها و بانک مرکزی از طریق سیاست‌های پولی از جمله تعیین نرخ سود سپرده‌ها تحت تأثیر قرار دهند؛ لذا اثرگذاری بر رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان (الگوی مصرف بخش خصوصی) از طریق ثروت مالی، نیاز به تشخیص میزان اهمیت ثروت مالی در مصرف بخش خصوصی دارد.

پس از مقدمه، ابتدا در بخش اول به مبانی نظری موضوع تحقیق اشاره می‌شود.



سپس مطالعات تجربی در بخش دوم ارائه می‌شود و پس از معرفی مدل و تخمین آن در بخش سوم، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای مقاله بیان می‌شود.

مبانی نظری

مصرف بخش خصوصی یکی از اجزای اصلی محاسبه درآمد ملی بر اساس روش هزینه‌هاست. مطابق حسابداری ملی، روش هزینه‌ها، روش ارزش افزوده و روش توزیع درآمد از شیوه‌های محاسبات درآمد ملی به شمار می‌روند. در روش اول، هزینه‌ها به اجزای مختلفی همچون هزینه بخش خصوصی، خریدهای دولتی، سرمایه‌گذاری (تشکیل سرمایه ثابت ناخالص) و خالص صادرات تقسیم می‌شوند. بنابراین مصرف بخش خصوصی از اجزای اصلی در محاسبه تولید ناخالص داخلی به شمار می‌رود.

یکی از نظریه‌های اصلی در زمینه مصرف بخش خصوصی، نظریه کینز بوده که به معرفی مفاهیمی چون میل نهایی به مصرف و «قاعده روان‌شناسی مصرف» انجامیده است. مطابق این نظریه با افزایش درآمد، مصرف نیز افزایش می‌یابد اما میزان افزایش مصرف (ΔC) کمتر از میزان افزایش درآمد (ΔY) است که موجب میل نهایی به مصرف کمتر از یک می‌شود ($MPC = \frac{\Delta C}{\Delta Y} < 1$). این نظریه در کتاب معروف کینز به نام **نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول** ارائه شده است.

علاوه بر کینز اقتصاددانان دیگری به تشریح دقیق‌تر عوامل مؤثر بر مصرف خصوصی پرداخته‌اند که از جمله آنها می‌توان به دوزنبری، آندو - مودیگلیانی و فریدمن - هال اشاره کرد.

در نظریه مصرف دوزنبری، مصرف یک فرد علاوه بر سطح درآمد خود، به توزیع درآمد در جامعه و مصارف سایر افراد جامعه بستگی دارد. علاوه بر این، مصرف فعلی نه تنها از سطح فعلی درآمد مطلق و درآمد نسبی بلکه از سطوح مصرف تحقق‌یافته در دوره‌های قبل نیز تأثیر می‌پذیرد و موجب ایجاد «اثر چرخ‌دنده‌ای» می‌شود؛ به این معنا که با کاهش سطح درآمد، مصرف به همان نسبت کاهش نمی‌یابد و مصرف‌کننده سعی می‌کند استاندارد زندگی خود را حفظ کند. تفکیک دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت و استفاده از تابع مطلوبیت برای استخراج



تابع مصرف، از نوآوری‌های وی نسبت به کینز محسوب می‌شود. نظریه آندو - مودیگیلیانی در ادبیات اقتصادی به نام «فرضیه دوره زندگی» معروف است. وی با تفکیک عمر افراد به سه دوره جوانی، میانسالی و پیری، در واقع به تشریح اهمیت بافت جمعیتی در روندهای بلندمدت مصرف جمعی می‌پردازد. مطابق این نظریه، مصرف حقیقی نه تنها به درآمد ناشی از کار بلکه به خالص ثروت حقیقی خانوارها در دوره تحلیل بستگی دارد. به عبارت دقیق‌تر، اگر درآمد ناشی از کار حدود ۱۰۰ واحد افزایش یابد، مطابق مدل برآوردشده آندو - مودیگیلیانی، مصرف جاری حدود ۷۰ واحد افزایش می‌یابد.

نظریه مصرف فریدمن نیز یکی دیگر از نظریه‌های اصلی مصرف است که از بهینه‌یابی بین دوره‌ای سطوح مطلوبیت (رفاه) افراد حاصل می‌شود. وی معتقد است مصرف به جای درآمد جاری به درآمد دائمی بستگی دارد. درآمد دائمی (Y_p) از حاصل ضرب نرخ بازدهی (نرخ بهره r) در ارزش فعلی درآمدهای فرد (PV) حاصل می‌شود ($Y_p = r \cdot PV$). وی بیشتر به نقش جنبه‌های نامرئی درآمد (مثل درآمد دائمی و درآمد موقتی) تکیه کرده و عامل ثروت (دارایی‌ها) را به طور ضمنی در تابع مصرف لحاظ کرده است ($C = f(Y_p), f' > 0$). تابع مصرف فریدمن در صورتی که با کمک فرمول‌بندی انتظارات تطبیقی تصریح شود، با رابطه (۱) نشان داده می‌شود:

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

جمله دوم سمت راست تابع فوق، پارامتر انتقال تابع مصرف است. در صورتی که β صفر فرض شود، تابع مصرف بلندمدت فریدمن حاصل می‌شود.

هال^۱ نیز با کمک انتظارات عقلایی، فرمول‌بندی خود از تابع مصرف را از طریق بهینه‌سازی تابع مطلوبیت بین دوره‌ای افراد به صورت رابطه (۲) ارائه کرده است:

$$C_t = \lambda C_{t-1} + \beta Y_{t-1} + \theta C_{t-1}^T \quad (2)$$

C_t ، C_{t-1} به ترتیب سطح کل مصرف در دوره کنونی و دوره گذشته و C_{t-1}^T

مصرف موقتی دوره گذشته و Y_{t-1} درآمد دوره قبل است. پارامترهای λ, β, θ همگی مثبت هستند.

مدل محدودیت نقدینگی از دیگر نظریه‌های توضیح‌دهنده مصرف است. این محدودیت‌ها از عدم تمایل بانک‌ها به اعطای وام‌های مصرفی در ازای بازپرداخت اصل و فرع آن از منابع و درآمدهای آینده، حاصل می‌شود زیرا وام‌گیرندگان و بانک‌ها هر دو نسبت به درآمدهای آینده نامطمئن هستند. دومین انگیزه، عدم تمایل بانک‌ها، ریسک نکول (عدم بازپرداخت) بدهی‌ها توسط گیرندگان وام است. ترکیب این عوامل سبب اعمال محدودیت و سقف‌های اعتباری توسط بانک‌ها می‌شود. در صورت قبول این نظریه، تابع مصرف به صورت رابطه (۳) خواهد بود:

$$C_t = \alpha Y_t + \beta a \quad 0 < \alpha, \beta \leq 1 \quad (3)$$

Y_t خالص درآمد جاری (درآمد جاری منهای بازپرداخت تعهدات گذشته) است و a دارایی‌های حقیقی فرد است.

مصرف در واقع مقداری از خدمات یک کالا است که در هر دوره مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد، درحالی‌که مخارج مصرفی عبارت است از مخارجی که در هر دوره روی کالاهای مصرفی صورت می‌گیرد. با توجه به این تفاوت بین مصرف و مخارج مصرفی، افزایش درآمد در دوره صفر به طور آنی موجب افزایش در مصرف مطلوب می‌شود که میزان آن به میل نهایی به مصرف بستگی دارد اما برای افزایش مخارج مصرفی کالاهای بادوام، فرد مجبور است در دوره حال، همه سرمایه لازم برای ارائه خدمات اضافی را هزینه کند و لذا افزایش مخارج مصرفی افراد می‌تواند بزرگ‌تر از افزایش درآمد اولیه باشد (برانسون، ۱۳۷۸).

اگر اثر ثروت (دارایی‌های واقعی) روی مصرف ملاحظه شود، با تعدیل تابع مصرف آندو - مودیگیلیانی، تابع مصرف جدیدی با رابطه (۴) ارائه می‌شود:

$$C = f(Y_d, a) \quad f_1, f_2 > 0 \quad (4)$$

در این تابع Y_d سطح درآمد قابل تصرف و a سطح ثروت واقعی بخش خصوصی است که از تعدیل ارزش پولی دارایی‌های حقیقی حاصل می‌شود. اگر K ارزش موجودی سرمایه، R ارزش سپرده مردم نزد بانک مرکزی (طلب بخش خصوصی از

دولت) و B ارزش پولی اوراق قرضه دولتی باشد آنگاه ارزش پولی کل دارایی‌های بخش خصوصی (A) عبارت است از:

$$A=K+R+B \quad (5)$$

در این رابطه K برحسب ارزش کل سهام سهامداران به علاوه ارزش موجودی ساختمان، زمین و کالاهای مصرفی بادوام اندازه گرفته می‌شود.

$$a = k + \frac{R}{P} + \frac{B}{rP} \quad (6)$$

البته در برخی مراجع، B نادیده گرفته می‌شود و جزء دارایی قلمداد نمی‌شود لذا a به $a = k + \frac{R}{P}$ تبدیل می‌شود.

ادبیات یا پیشینه تحقیق

در داخل کشور مطالعاتی که اثر ثروت و دارایی را بررسی کرده باشند، بسیار محدود است برای مثال در این زمینه می‌توان به مطالعه طباطبایی یزدی (۱۳۷۸)، جعفری صمیمی و امین خاکی (۱۳۸۶)، عزیزی (۱۳۸۸) و احمد و همکاران (۱۳۸۷) اشاره کرد.

طباطبایی یزدی (۱۳۷۸) در رساله دکتری خود به مطالعه «تأثیر محدودیت‌های نقدینگی بر مصرف بر اساس الگوهای بهینه‌یابی بین زمانی و داده‌های مقطعی» پرداخته و با استفاده از الگوهای اقتصادی در قالب داده‌های سری زمانی طی دوره ۱۳۵۳-۷۵ و داده‌های مقطعی حاصل از اطلاعات بودجه خانوار مناطق شهری در سال ۱۳۷۶ با حجم ۱۰۰۹۶ خانوار نتیجه گرفته که تئوری درآمد دائمی Hall به دلیل وجود محدودیت‌های نقدینگی در ایران تأیید نمی‌شود. همچنین وی تئوری محدودیت نقدینگی مصرف را نسبت به تئوری مصرف کینز و تئوری درآمد دائمی Hall دارای برتری دانسته؛ به طوری که درصد قابل توجهی از افراد با محدودیت نقدینگی مواجه هستند و متغیرهای اقتصادی و اجتماعی متعددی بر محدودیت نقدینگی اثرگذار هستند.

جعفری صمیمی و امین خاکی (۱۳۸۶)، تأثیر شاخص‌های عدم اطمینان بر روی رفتار مصرفی خانوار در اقتصاد ایران را طی سال‌های ۱۳۳۸-۸۴ مطالعه

کرده‌اند. این محققان از شاخص‌های عدم اطمینان، نرخ بیکاری، رشد انتظاری درآمد، قدر مطلق انحراف درآمد از میانگین پنج سال گذشته آن و نسبت دارایی‌های نقدی و غیر نقدی دوره قبل به درآمد قابل تصرف دوره فعلی در تحقیق خود استفاده کرده‌اند. مطالعه آنها مبتنی بر اطلاعات سری‌های زمانی سال‌های ۸۴-۱۳۳۸ بوده و نتایج تحلیل هم‌انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت نشان می‌دهد که عدم اطمینان تأثیر منفی بر رفتار مصرفی خانوارها در اقتصاد ایران دارد؛ لذا پیشنهاد شده دولت از طریق بهبود عملکرد سیاست‌های مالی و در نتیجه متغیرهای اقتصاد کلان اثرات ناشی از عدم اطمینان را کاهش دهد.

احمد و همکاران (۱۳۸۷)، تابع مصرف بخش خصوصی را با هدف استخراج میل نهایی به مصرف بلندمدت و کوتاه‌مدت از درآمد قابل تصرف، تخمین زده‌اند. آنها از اطلاعات سالانه دوره زمانی ۸۲-۱۳۳۸ در قالب روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده کرده 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؛ بدان معنا که یک واحد افزایش در درآمد قابل تصرف با فرض ثبات سایر شرایط، منجر به افزایش هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی به میزان ۰/۳۷ واحد در کوتاه‌مدت و ۰/۴۹ واحد در بلندمدت می‌شود. از سوی دیگر حجم نقدینگی واقعی (به عنوان جانشینی برای ثروت حقیقی جامعه) دارای اثر مثبت و معناداری بر روی هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی است.

عزیزی (۱۳۸۸) به بررسی اثر ثروت بازار سهام بر مصرف بخش خصوصی پرداخته و با استفاده از آمار فصلی دوره ۸۶-۱۳۷۰ این اثر را مورد آزمون قرار داده است. نتایج حاکی از رابطه مثبت معنی‌دار میان ثروت بازار سهام و مصرف بخش خصوصی در ایران است.

علاوه بر مطالعات فوق، برخی محققان داخلی نیز به مطالعه تابع مصرف در سطح خرد و کلان پرداخته‌اند. برای مثال، فخرایی و منصور (۱۳۸۷) به تخمین و تحلیل تابع مصرف بلندمدت و کوتاه‌مدت برای گروه‌های درآمدی با استفاده از تخمین رابطه هم‌جمعی به روش ARDL در دوره ۸۵-۱۳۶۱ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده وجود رابطه هم‌جمعی معنی‌داری بین متغیرهای مدل است. میل نهایی به

مصرف در بلندمدت، برای گروه با درآمد پایین ۰/۹۷، برای گروه با درآمد بالا ۰/۶۶ و برای کل گروه ۰/۸۱ برآورد شده است. میل نهایی به مصرف محاسبه شده برای رابطه کوتاه مدت ۰/۵۵ است.

زراءنژاد (۱۳۸۲) با ملاحظه فرضیه دوگانگی فی - رانیس، تابع مصرف ایران را به دو بخش شهری و روستایی و همچنین مصرف کالاهای بی دوام و کالاهای بادوام تفکیک کرده و با تخمین تابع مصرف برای سالهای ۷۷-۱۳۵۳ نشان داده که نظریه فریدمن در مقایسه با نظریات کینز، دوزنبری و مودیگلیانی قدرت بیشتری در تبیین رفتار مصرفی جامعه ایرانی دارد. در این مطالعه بیان شده که تابع مصرف بلندمدت ایران از مبدأ مختصات می گذرد و در تمام نقاط شیب یکسانی دارد؛ بنابراین، در بلندمدت میل نهایی به مصرف در ایران ثابت و برابر با میل متوسط به مصرف است. کرمانشاهی (۱۳۶۸) در پایان نامه کارشناسی ارشد خود با انتخاب نظریه کینز و فریدمن، مدل مصرف را با داده های ایران بین سال های ۱۳۴۰ تا ۱۳۶۴ تخمین زده است. کار جدید وی، محاسبه درآمد قابل تصرف بوده است. در این اثر، درآمد قابل تصرف، از مجموع هزینه های مصرفی بخش خصوصی و پس انداز بخش خصوصی محاسبه شده است. میل نهایی به مصرف در طول سال های ۱۳۴۰ به بعد به طور متوسط رقم ۰/۶۹ را نشان می دهد؛ از سوی دیگر تخمین مدل ها بر اساس هزینه های مصرفی بی دوام نشان می دهد که با افزایش یک درصد درآمد قابل تصرف قبل از جنگ در کوتاه مدت، ۵۷ درصد و در بلندمدت ۸۵ درصد و بعد از جنگ به ترتیب ۵۸ درصد و ۸۸ درصد معرف کالاهای بی دوام افزایش می یابد، یعنی درصد بالایی از درآمد افراد صرف خرید کالاهای بی دوام (شامل کالاهای خوراکی و دخانی) می شود.

در مطالعات خارجی، تنوع نسبتاً زیادی در مورد برآوردهای تجربی نظریه های مصرف با لحاظ اثر ثروت دیده می شود. سارلون^۱ (۲۰۱۱)، تأثیر تغییرات در ثروت حقیقی و مالی را بر مصرف خصوصی با داده های ترکیبی ۱۷ اقتصاد نوظهور آسیا و اروپای شرقی و مرکزی تخمین زده است. وی به وسیله فنون اقتصادسنجی پانل های

غیر همگن نشان داده که مصرف خانوارها، درآمد و دو معیار ثروت حقیقی و ثروت مالی (که با قیمت‌های مسکن و بازار سهام جایگزین شده) در تفاضل ایستا بوده و همگرا هستند و روابط کوتاه و بلندمدت، بین متغیرهای مورد نظر وجود دارد. نتیجه اصلی تحلیل این است که هم ثروت حقیقی و هم ثروت مالی تأثیر مثبتی بر مصرف خانوارها در بلندمدت داشته و کشش ثروت مسکن بزرگ‌تر از کشش متناظر برای ثروت مالی است. همچنین تعدیل کوتاه‌مدت معنی‌داری از درآمد، قیمت‌های سهام و قیمت‌های مسکن بر مصرف وجود دارد یعنی مصرف خود را به رابطه بلندمدت با چند وقفه تعدیل می‌کند. با تخمین جداگانه مدل برای دو گروه از کشورها، تأثیر بلندمدت افزایش (یا کاهش) در قیمت‌های مسکن در اقتصادهای اروپای شرقی و مرکزی نسبت به اقتصادهای آسیایی عموماً بزرگ‌تر است که آنها را در برابر تحولات منفی آتی در بازار مسکن آسیب‌پذیرتر می‌کند.

فانک^۱ (۲۰۰۴) از یک مدل داده‌های ترکیبی سالیانه برای ۱۶ اقتصاد نوظهور طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۵ و از روش FGLS^۲ استفاده می‌کند. او یک معادله پانل تخمین می‌زند که شامل لگاریتم تغییرات GDP واقعی سرانه، لگاریتم تغییرات ثروت پولی واقعی سرانه و لگاریتم بازده‌های واقعی سهام به عنوان متغیرهای توضیحی برای تغییرات در مصرف واقعی سرانه می‌شود. وی بر اساس این مدل، یک اثر ثروت بازار سهام کوچک اما از نظر آماری معنی‌دار پیدا می‌کند، به گونه‌ای که یک کاهش (یا افزایش) ۱۰ درصدی در قیمت‌های سهام با یک کاهش (یا افزایش) ۰/۴-۰/۲ درصدی در مصرف شخصی طی یک دوره سه‌ساله همراه است.

بربن و بروسنس^۳ (۲۰۰۷) یک رابطه غیرخطی بین مصرف خصوصی و بدهی دولت را برقرار کرده و نشان داده‌اند که در کشورهای عضو OECD که بدهی دولتی بالاست، انبساط مالی تا اندازه‌ای با کاهش مصرف خصوصی جبران می‌شود. در مقابل، در کشورهای با بدهی کم، مصرف خصوصی به تغییرات در بدهی دولت حساس نیست. بنابراین، سیاست مالی در تثبیت نوسان‌های ادوار تجاری در سطوح

1. Funke
2. Feasible Generalized Least Squares
3. Berben & Brosens



بالاتر بدهی دولت، کارآمدی کمتری دارد.

گانلی و تروالا^۱ (۲۰۰۹) با بیان اینکه تجربه نشان داده که مصرف خصوصی به طور مستقیم به شوک‌های مالی واکنش نشان می‌دهد، به توضیح و تبیین این حقیقت بدون بر مبنای ایده مکمل بودن مصرف خصوصی و مصرف دولتی پرداخته‌اند.

الدشتاین و لوم^۲ (۲۰۰۴) اثر افزایشی ثروت مسکن بر مصرف کل را در سنگاپور بررسی کرده‌اند. به باور آنها، بازار مسکونی در سنگاپور تحت سلطه مسکن دولتی است و بخش گسترده مسکن دولتی به طور بالقوه می‌تواند اثرات ثروت متفاوتی نسبت به بازارهای مسکن خصوصی - با مفروض بودن ویژگی‌های نهادی منحصربه‌فرد مسکن دولتی - ایجاد کند. به‌ویژه، صاحبان مسکن دولتی که واحدهای مسکونی خود را با نرخ‌های بازاری می‌فروشند، می‌توانند آپارتمان‌های دولتی با قیمت‌های یارانه‌ای خریداری کنند درحالی‌که صاحبان خانه‌های خصوصی نوعاً قادر به انجام چنین کاری نیستند. آنها رابطه بین مخارج مصرفی و ثروت مسکن خصوصی و دولتی را با استفاده از رویکرد VARX برای دوره سه ماهه اول ۱۹۹۰ تا سه ماهه چهارم ۲۰۰۲ تخمین زده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که تغییرات در قیمت‌های مسکن خصوصی اثر معنی‌داری بر مصرف کل ندارد. در مقابل، اثرات ثروت مسکن دولتی بزرگ‌تر و ماندگارتر هستند.

دو محقق به نام‌های لوتائو و لودویگسون^۳ (۲۰۰۱)، در مطالعه اقتصاد آمریکا بعد از دوره جنگ جهانی دوم نشان دادند که نسبت کل مصرف به ثروت تأخیری، توضیح دهنده اصلی بازدهی واقعی سهام یا بازدهی مازاد واقعی است و بر سایر متغیرهای توضیحی، سلطه دارد. آنان نشان دادند نسبت مصرف به ثروت کل (شامل سرمایه انسانی + نگهداری دارایی‌ها)، بازدهی انتظاری یا بازدهی مازاد واقعی (حقیقی) را در دسته وسیعی از الگوهای بهینه رفتار مصرف‌کننده خلاصه می‌کند. این دو محقق در مطالعه دیگری در سال ۲۰۰۴ دریافتند تغییرات در ثروت خانوارها در آمریکا اساساً گذرا بوده و به تغییر در مصرف ارتباطی ندارد. در این مطالعه،

1. Ganelli & Tervala
2. Edelstein & Lum
3. Lettau & Ludvigson

لوتائو و لودویگسون اهمیت شوک‌های گذرا (موقت) برای ثروت خانوار را با اشاره به چرخه‌های موقت و مقاوم به ثروت سهام توضیح می‌دهند.

کیس و همکاران^۱ (۲۰۰۵) کشش مصرف نسبت به ثروت مسکن را بین ۰/۱۱ و ۰/۱۴ برآورد کرده و دریافته‌اند که تغییرات در مصرف قویاً به تغییرات در ثروت مسکن و درآمد وابسته‌اند اما با ثروت بازار سهام هم‌بسته نیستند.

بنیامین و دیگران^۲ (۲۰۰۴) نشان داده‌اند که در امریکا میل نهایی مصرف از ثروت مسکن، مشخص و بالاتر از ثروت مالی است. هوریوکا^۳ (۱۹۹۶)، میل نهایی به مصرف از ثروت را برای ژاپن بین ۱ تا ۴ درصد تخمین زده که با تغییر تعریف ثروت و درآمد تغییر می‌کنند. در استرالیا، تان و وُس^۴ (۲۰۰۳) میل نهایی به مصرف از ثروت را در دامنه ۲/۴ و ۵ سنت تخمین زده‌اند.

فرناندز - کوراگدو و همکاران^۵ (۲۰۰۷) با وارد کردن قیمت نسبی کالاهای بادوام در مدل تجربی خود در مورد انگلستان، میل نهایی به مصرف را در رابطه با ثروت حدود ۰/۰۵ تخمین زده‌اند. کارول و همکاران^۶ (۲۰۰۶) میل نهایی به مصرف بلندمدت را در رابطه با ثروت غیرمالی ۰/۰۹ یعنی بیش از دو برابر میل نهایی به مصرف در مورد سهام (۰/۰۴) تخمین زده‌اند. کالومیریس و همکاران^۷ (۲۰۰۹) تأکید می‌کنند که تغییرات ثروت مسکن با تغییرات در درآمد دائمی انتظاری هم‌بسته هستند و اثر ثروت مسکن کوچک و غیرمعنی‌داری را نشان می‌دهند. کمپل و کوکو^۸ (۲۰۰۷) با کمک ریز داده‌ها، میل نهایی به مصرف را در مورد ثروت مسکن بین ۰/۰۹ و ۰/۱۴ و کشش مصرف نسبت به قیمت‌های مسکن بین مالکان خانه‌های قدیمی را حدود ۱/۷ تخمین زده‌اند.

1. Case & et al
2. Benjamin & et al
3. Horioka
4. Tan & Voss,
5. Fernandez-corugedo & et al
6. Carroll & et al
7. Calomiris & et al
8. Campbell & Cocco

روش‌شناسی و مدل نظری تحقیق

با توجه به ادبیات تحقیق، تابع مصرف کوتاه مدتی که در اغلب تحقیقات مرتبط با اثر ثروت مورد استفاده قرار گرفته، از نوع مدل زیر است:

$$c_t = \alpha + \beta yd_t + \gamma a_t \quad (7)$$

مطابق نظریه‌های متعارف اقتصاد کلان، با افزایش سطح ثروت (دارایی‌های) حقیقی ($a = \frac{A}{P}$)، مصرف حقیقی بخش خصوصی (c_t) افزایش می‌یابد، لذا $\gamma = \frac{\partial c}{\partial a} > 0$. همچنین با حاکمیت قانون روان‌شناسی مصرف کینز، میل نهایی به مصرف - نسبت تغییرات مصرف به تغییرات درآمد قابل تصرف (yd) - مثبت بوده و در بازه صفر و یک قرار دارد، لذا $0 < \beta = MPC = \frac{\partial c}{\partial yd} < 1$. با لحاظ اثرات تأخیری و چسبندگی مصرف می‌توان رابطه (7) را به تابع مصرف بلندمدت تبدیل کرد:

$$c_t = \alpha + \theta c_{t-1} + \beta yd_t + \gamma a_t \quad (8)$$

که در آن $0 < \theta < 1$.

داده‌ها و متغیرهای تحقیق

در این تحقیق، متغیرهای PC و Yd و RA به ترتیب مخارج مصرفی نهایی بخش خصوصی درآمد قابل تصرف و دارایی‌های مالی یا ثروت مالی و همگی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ هستند و ثروت مالی از اقلام زیر تشکیل شده است) نسبت‌ها، میانگین سهم هر قلم از ثروت را در دوره مورد بررسی نشان می‌دهند):

۱. پول نقد و سپرده: ۷۸ درصد
۲. اوراق بهادار به جز سهام: ۷ درصد
۳. سهام و دارایی‌های مشابه: ۳/۷ درصد
۴. ذخایر فنی بیمه: ۰/۵ درصد
۵. سایر حساب‌های دریافتی: ۱۰/۸ درصد

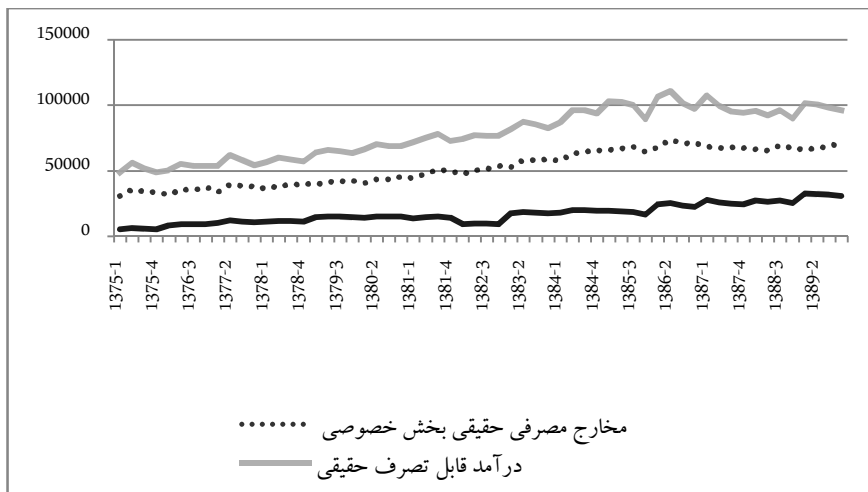
در ادبیات نظری، کل ثروت متشکل از دارایی‌های ملموس و فیزیکی (ارزش موجودی ساختمان، زمین و کالاهای مصرفی بادوام)، ارزش سپرده مردم نزد بانک مرکزی (طلب بخش خصوصی از دولت) و ارزش پولی اوراق قرضه دولتی است

که به دلیل نوع داده‌های در دسترس به ثروت مالی بسنده شده است.

تواتر یا فراوانی داده‌ها به صورت فصلی بوده و دوره تحقیق بازه زمانی ۱۳۷۵/۱ الی ۱۳۸۹/۴ را تحت پوشش دارد. ارقام مربوط به سری‌های «سالانه» ثروت مالی مطابق با دستورالعمل بین‌المللی تهیه حساب‌های ملی نسخه ۱۹۹۳ توسط بانک مرکزی ارائه شده است. داده‌های مصرف بخش خصوصی به صورت «فصلی» توسط بانک مرکزی تهیه شده اما برای به دست آوردن داده‌های فصلی درآمد قابل تصرف و ثروت مالی از تکنیک‌های پیشنهادی بانک مرکزی در گزارش نحوه تهیه حساب‌های فصلی ۸۴-۱۳۶۷ استفاده شده است.

نمودار شماره ۱ داده‌های تحقیق را در دوره زمانی مورد مطالعه به تصویر کشیده است. در این دوره، سه متغیر تحقیق همدیگر را به خوبی دنبال کرده و سطح مخارج مصرفی بخش خصوصی از سطح درآمد قابل تصرف همواره کمتر بوده و با انتظارات نظری همخوانی دارد. همچنین سطح ثروت مالی درکل دوره کمتر از سطح دو متغیر دیگر است. رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی، رشد ثروت مالی و رشد درآمد قابل تصرف به قیمت‌های سال ۱۳۷۶ نیز به ترتیب ۱/۴۳ درصد، ۲/۹۸ درصد و ۱/۱۵ درصد بوده و این ارقام رشد همسویی و هم‌جمعی احتمالی را بین متغیرها نشان می‌دهد.

نمودار شماره ۱. روند مخارج مصرفی بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف و ثروت مالی به قیمت‌های سال ۱۳۷۶ (به میلیارد ریال)



تخمین مدل

در ابتدا به منظور خودداری از تخمین رگرسیون‌های ساختگی، موضوع ایستایی^۱ در بین متغیرهای اصلی تحقیق بررسی شده و نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته^۲، در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول شماره ۱. آماره آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای بررسی ایستایی متغیرهای اصلی تحقیق (با روند و عرض از مبدأ)

نام متغیر	سطح متغیر	تفاضل مرتبه اول	نتیجه
PC	-۱/۸۶۷	-۶/۶۵۸	I(1)
Yd	-۲/۵۷۲	-۹/۶۹۹	I(0)
RA	-۲/۹۵۵	-۷/۰۸۱	I(0)

مقدار بحرانی آماره مکینون در سطح معنی داری ۵ درصد: $-۳/۴۸۷۵$

مطابق جدول بالا، متغیرهای مخارج مصرفی نهایی بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف و ثروت مالی حقیقی هیچ کدام در سطح ایستا نبوده ولی همگی با تفاضل

1. Stationary
2. Augmented Dickey-fuller



مرتب اول، ایستا می‌شوند یعنی $I(1)$ هستند. در صورتی که متغیرهای مورد مطالعه، ایستا در سطح نباشند ولی پس از تخمین مدل، جملات باقیمانده یا پسماندها (ϵ_t) ایستا یا $I(0)$ باشند می‌توان نتیجه گرفت یک رابطه تعادلی بلندمدت (ساکن) بین متغیرهای تحقیق وجود دارد (ابریشمی، ۱۳۸۱: ۱۷۶).

برای تخمین مدل خطی، از روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) استفاده می‌شود و جملات باقیمانده از نظر ایستایی آزمون می‌شوند. نتایج برآورد مدل که در آن متغیر وابسته مخارج مصرفی حقیقی بخش خصوصی (PC) است، به صورت جدول شماره ۲ است که با استفاده از نرم‌افزار Eviews برآورد شده است.

جدول شماره ۲. نتایج برآورد مدل با روش OLS (متغیر وابسته: PC)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
Yd	۰/۶۶۰۳	۰/۰۳۷۳	۱۷/۷۰۷۶ [۰/۰۰]
RA	۰/۱۶۴۸	۰/۰۹۴۹	۱/۷۳۶ [۰/۰۸]
$\bar{R}^2 = ۰/۹۶۳$ و $n=۶۰$		D.W. = ۱/۷۸	$F = ۷۶۴/۹۹۸۰۲$

از جدول بالا پیداست که اولاً ضرایب برآوردشده، علامت‌های انتظاری نظری را دارند و درآمد قابل تصرف در سطح ۱ درصد و متغیر ثروت مالی حقیقی در سطح ۱۰ درصد از نظر آماری معنی‌دار هستند. ثانیاً، مدل برآوردشده از خواص آماری مناسب از جمله ضریب تعیین بالا، آماره F بالا، دربین - واتسون نزدیک به ۲ (نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی بین اجزای باقیمانده رگرسیون) برخوردار است.

پس از تخمین مدل، با انجام آزمون ریشه واحد برای جملات باقیمانده، آماره دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF) محاسباتی برابر $-۷/۰۴۶$ بوده و قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی مکینون در سطح ۵ درصد که $-۳/۴۸۷۵$ است، بیشتر است. بنابراین جملات باقیمانده، در سطح ایستا یا $I(0)$ هستند؛ از این رو متغیرهای تحقیق، در بلندمدت هم انباشته و یا همگرا هستند. برای اطمینان از صحت نتایج حاصله، آزمون‌های مربوط به جملات باقیمانده و تصریح مدل نیز انجام شد که نتایج آنها در جدول شماره ۳ گزارش شده است:



جدول شماره ۳. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

نتیجه	احتمال	آماره	آزمون	فرضیه صفر (H_0)
قبول H_0	0.402	F: 0.714	Ramsey RESET Test	تصریح صحیح مدل
قبول H_0	0.542	F: 0.376	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	فقدان خودهمبستگی جملات باقیمانده
قبول H_0	0.221	F: 1.478	White Heteroskedasticity Test	واریانس همسانی
قبول H_0	0.495	J-B: 1.405	ژارک-برا (Jarque-Bera)	توزیع نرمال جملات باقیمانده

این نتایج، نشان‌دهنده مناسب بودن مدل مورد نظر از حیث احراز خواص کلاسیک برآوردکننده‌های حداقل مربعات معمولی بوده و تصریح صحیح مدل را بیان می‌کند.

نتیجه‌گیری و بحث

نتایج تخمین‌ها، میل نهایی به مصرف حدود ۰/۶۶ را به دست داده است؛ لذا به ازای یک واحد تغییر در درآمد قابل تصرف، بر مصرف نهایی حقیقی در بخش خصوصی حدود ۰/۶۶ واحد افزوده می‌شود و فرصت پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بیشتر را از مصرف‌کنندگان می‌گیرد. به بیان دیگر، به علت بالا بودن میل نهایی به مصرف، قسمت عمده درآمد به مصرف اختصاص یافته و در نتیجه، نرخ پس‌انداز ملی رو به کاهش می‌گذارد. بنابراین بانک مرکزی می‌تواند با تغییر هدفمند نرخ‌های سود بانکی، میزان مصرف بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار دهد و زمینه افزایش پس‌انداز، جمع‌آوری نقدینگی و افزایش سرمایه‌گذاری را از طریق گسیل سرمایه‌های خرد به سمت بازار سهام و فعالیت‌های اقتصادی مولد و اشتغال‌زا فراهم کند. همچنین دولت با تغییر در نرخ‌های مالیات بر حقوق و دستمزد می‌تواند گرایش‌های مصرفی را در جامعه کاهش دهد.

از سوی دیگر، میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت مالی حدود ۰/۱۶ برآورد شده است؛ یعنی به ازای یک واحد افزایش در ثروت مالی، بر میزان مصرف حقیقی بخش خصوصی حدود ۰/۱۶ واحد افزوده می‌شود. این پارامتر در مقایسه با مطالعات مشابه خارجی قابل قبول بوده و نشان می‌دهد که ثروت مالی به نسبت درآمد قابل تصرف، اثرگذاری کمتری روی مصرف بخش خصوصی دارد.

اما نکته مهم، تأثیر سیاست‌های دولت و بانک مرکزی بر تغییرات ثروت مالی است. هرگونه تغییر در نرخ‌های سود بانکی، نرخ‌های مالیاتی و دخالت دولت در زمینه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سهام می‌تواند بر ثروت مالی خانوارها تأثیر بگذارد و از طریق کانال ثروت، رفتار مصرف‌کنندگان را دچار تحول کند. *

منابع

الف - فارسی

- ابریشمی، حمید. ۱۳۸۱. اقتصاد سنجی کاربردی: رویکردهای نوین، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ اول.
- احمد مولود، احمد تشکینی، امیررضا سوری. ۱۳۸۷. «تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران»، پژوهشنامه اقتصادی، بهار ۱۳۸۷، شماره ۸، پیاپی ۲۸، صص ۳۹-۱۵.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران: حساب‌های فصلی ۱۳۸۴-۱۳۶۷، معاونت اقتصادی، اداره حساب‌های اقتصادی، ۱۳۸۵.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اطلاعات سری زمانی حساب‌های اقتصادی، مندرج در سایت www.cbi.ir
- برنسون، ویلیام، اچ. ۱۳۷۸. تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، مترجم: عباس شاکری، تهران: نشر نی، چاپ اول.
- جعفری صمیمی احمد، علیرضا امین خاکی. ۱۳۸۶. «برآورد تابع مصرف در شرایط عدم اطمینان در ایران (۸۴-۱۳۳۸)»، نامه مفید، تیر ۱۳۸۶، شماره ۱۳، نامه اقتصادی، صص ۱۴۶-۱۳۳.
- زرانژاد منصور. ۱۳۸۲. «تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران در دوره ۷۷-۱۳۵۳»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، پاییز ۱۳۸۲، ۵ (۱۶)، صص ۴۶-۲۳.
- طباطبایی یزدی، رویا. ۱۳۷۸. «تأثیر محدودیت‌های نقدینگی بر مصرف بر اساس الگوهای بهینه‌یابی بین زمانی و داده‌های مقطعی»، رساله دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.
- عزیزی، فیروزه. ۱۳۸۸. «اثر تغییر ثروت در بازار سهام بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی (مطالعه موردی: ایران ۱۳۷۰-۱۳۸۶)»، پژوهشنامه علوم اقتصادی، نیمه دوم ۱۳۸۸، ۹ (۲)، صص ۸۲-۶۱.
- فخرایی سید عنایت‌اله، سید امین منصور. ۱۳۸۷. «تخمین تابع مصرف بلندمدت به روش هم‌جمعی ARDL و محاسبه رابطه مصرف کوتاه مدت در ایران». فصلنامه اقتصاد

مقداری، (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)، تابستان ۱۳۸۷، ۵(۲)، صص ۳۸-۲۳.
کرمانشاهی، زهره. ۱۳۶۸. «برآورد تابع مصرف بر اساس تئوری کینز و فریدمن در ایران»،
پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم
اقتصادی و سیاسی.

ب - لاتین

- Benjamin, J., Chinloy, P., Jud, G. 2004. "Real Estate versus Financial Wealth in Consumption", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29, pp. 341-354.
- Berben, Robert-Paul and Teunis Brosens. 2007. "The Impact of Government Debt on Private Consumption in OECD Countries", *Economics Letters*, Vol. 94, Issue 2, pp. 220-225.
- Calomiris C., Longhofer, S. D, Miles W. 2009. "The (Mythical?) Housing Wealth Effect", *NBER Working Paper*, No. 15075.
- Campbell, J., Coco, J. 2007. "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data", *Journal of Monetary Economics*, 54, pp. 591-621.
- Carroll, C. D. 2004. "Housing Wealth and Consumption Expenditure", *Paper Prepared for Academic Consultants Meeting of Federal Reserve Board*.
- Case, K., Quigley, J., Shiller, R. 2005. "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market", *Advances in Macroeconomics*, 5, pp. 1-34.
- Ciarlone, Alessio. 2011. "Housing Wealth Effect in Emerging Economies", *Emerging Markets Review*, Vol. 12, Issue 4, pp. 399-417.
- Edelstein, Robert H. and Sau Kim Lum. 2004. House Prices, "Wealth Effects, and The Singapore Macro Economy", *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, Issue 4, pp. 342-367.
- Fernandez-Corugedo, E., Price, S., Blake, A. 2007. "The Dynamics of Consumers' Expenditure: The UK Consumption ECM Redux", *Economic Modelling*, 24, pp. 453-469.
- Funke, N. 2004. "Is There A Stock Market Wealth Effect in Emerging Markets?", *Economics Letters*, 83 (3), pp. 417-421.
- Ganelli, Giovanni and Juha Tervala. 2009. "Can Government Spending Increase Private Consumption? The Role of Complimentarily", *Economics Letters*, 103 (1), pp. 5-7.
- Hall, R. E. 1988. "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of*

- Political Economy*, 96, pp. 339-357.
- Horioka, C. 1996. "Capital Gains in Japan: Their Magnitude and Impact on Consumption", *The Economic Journal*, 106 (436), pp. 560-577.
- Lettau, M., Ludvigson, S. 2001. "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 56, pp. 815-849.
- Lettau, M., Ludvigson, S. 2004. "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption", *American Economic Review*, 94, pp. 276-299.
- Modigliani, F. & Brumberg R. 1954. "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data", In K. K. Kenneth (Ed.), *Post Keynesian Economics*, Brunswick, NJ: Rutgers Press.
- Modigliani, F. 1988. "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth", *Journal of Economic Perspectives*, 2, pp. 15-40.
- Tan, A., & Voss, G. 2003. "Consumption and Wealth in Australia", *The Economic Record*, 79 (244), pp. 39-56.