فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال ششم، شماره ۲ «پیاپی ۱۸»، تابستان ۱۳۹۱، صفحات ۸۱-۶۱)

تأثیر ثروت بر مصرف بخش خصوصی در ایران*

سارا امامقلی پور* لطفعلی عاقلی**

تاریخ دریافت:۹۱/۰۶/۰۹ تاریخ پذیرش:۹۱/۰۷/۱۷

چکیده

در این مقاله، اثر ثروت(دارایی) مالی بر مصرف بخش خصوصی مورد آزمون قرار می‌گیرد. برآورد مدل خودرگرسیون برداری باوقفه‌های توزیعی(ARDL) با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۸۹:٤ نشان می‌دهد که در کوتاه مدت و بلندمدت، میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد قابل تصرف به ترتیب ۰/۳٦۱و ۰/٦۸٦ و میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت مالی به ترتیب ۰/۲٦۱ و ۰/٤۹۷ می‌باشند. هم چنین الگوی تصحیح خطا نشان دهنده تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت با ضریب ۰/۵۲۵- است که سرعت تعدیل نسبتاً مناسبی محسوب می‌شود.

طبقه بندی JEL: C22, E21, G11

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

Archive of SID

---

* این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی"برآورد تابع مصرف بخش خصوصی با لحاظ اثر ثروت در ایران" است که با حمایت مالی معاونت پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی واحد رودهن در سال ۱۳۹۱ انجام گرفته است.

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد رودهن، گروه اقتصاد، رودهن، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: s.emamgholipour@riau.ac.ir

** استادیار دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده اقتصاد، تهران، ایران، پست الکترونیکی: aghelik@modares.ac.ir

www.SID.ir

۱. مقدمه

در اقتصاد کلان، رفتار و عادات مصرفی افراد و خانوارهای مختلف در مصرف بخش خصوصی، جمع بندی می‌شود. در شرایط عادی، با افزایش درآمد، مصرف نیز افزایش می‌یابد و با گسترش طیف مصرف کالاها و خدمات، بر میزان رفاه افزوده می‌شود. اما در شرایط رکود و تقلیل درآمدهای حقیقی، مصرف به طور معکوس تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ اما لزوماً به دلیل چسبندگی مصرف به سطح قبلی بر نمی‌گردد. به بیان دیگر، میزان کاهش مصرف کمتر از کاهش قدرت خرید واقعی است. هم چنین انتظارات از وقایع اقتصادی آینده، عدم اطمینان شغلی، بُعد خانوار، ساختار سنتی، تقلید رفتار و عادات مصرفی از عوامل موثر بر مصرف بخش خصوصی محسوب می‌شوند.

پشتوانه مالی قوی که تحت عنوان ثروت یا دارایی حقیقی می‌توان از آن نام برد در کنار متغیرهای دیگری چون درآمد و درآمد قابل تصرف بر رفتار مصرفی در بخش خصوصی اثر تعیین کننده دارد. طبیعی است افرادی که علاوه بر درآمد ثابت خود، منابع درآمدی دیگری از محل املاک و مستغلات و سرمایه گذاری در سهام و امثال آن دارند، نسبت به افرادی که تنها متکی به درآمد کاری خود هستند، از دایره عمل بیشتری در تنظیم رفتارهای مصرفی خود برخوردار هستند. به همین جهت، در این مقاله، اثر ثروت(دارایی) مالی مورد تأکید قرار گرفته است. ثروت مالی از طریق مالیات‌های دولتی و سیاست‌های پولی از جمله تعیین نرخ سود سپرده‌ها تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با توجه به اهمیت ثروت مالی در مصرف جمعی، هدف این مقاله است که ضمن مطالعه متغیرهای اقتصادی موثر بر مصرف بخش خصوصی، میزان اثرگذاری‌ها را برآورد نماید.

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، نتیجه گیری و پیشنهادات مقاله بیان می‌گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

۲.مبانی نظری

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 می‌گردد. هم چنین ارزش احتسابی خدمات مستغلات مسکونی تحت اختیار مالک، به عنوان هزینه مصرفی نهایی وی ثبت می‌گردد. مهم‌ترین هزینه‌های مصرفی نهایی خانوار که شامل ارزش احتسابی کالاها و خدمات تولید و مصرف شده توسط خانوارها نیز می‌گردد عبارتند از:

۱- مواد غذایی و سایرکالاهای کشاورزی که توسط کشاورزان تولید و مصرف می‌گردد.

۲- انواع دیگر کالاها که توسط بنگاههای غیرشرکتی تحت تملک خانوارها تولید شده و به مصرف اعضاء بنگاه می‌رسد.

۳- خدمات مستغلات مسکونی که توسط مالک مستغلات تولید شده و به مصرف می‌رسد.

٤- 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 خانوارها به صورت تهاتری- بر مبنای ارزش بازاری کالاها- در سبد کالاهای مصرفی خانوار منظور می‌شود. دریافت درآمدهای غیرپولی توسط خانوارها نیز به عنوان هزینه‌های مصرف نهایی خانوارها ثبت می‌گردد. هزینه کارمزد احتسابی خدمات مالی دریافتی خانوارها از موسسات مالی نیز باید در هزینه مصرف نهایی خانوارها ثبت شود. ازمجموع مصارف

1. System of National Accounts (SNA,1993)

Archive of SID

www.SID.ir

نهایی خانوارها، مصرف نهایی بخش خصوصی به دست می‌آید.

در بُعد نظری، نظریه در تبیین مصرف بخش خصوصی، نظریه کینز است که در آن مطابق با "قاعده روانشناسی مصرف"، میزان افزایش مصرف کمتر از میزان افزایش درآمد است و موجب میل نهایی به مصرف کمتر از یک می‌شود. این نظریه در کتاب معروف کینز به نام «نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول» در سال ۱۹٤٦ ارائه شده است.

دوزنبری[1](۱۹٤۹) مصرف یک فرد را علاوه بر سطح درآمد خود، وابسته به توزیع درآمد و مصارف سایر افراد جامعه می‌داند. علاوه بر این، مصرف فعلی همزمان از سطح فعلی درآمد مطلق و درآمد نسبی تأثیر می‌پذیرد و موجب ایجاد "اثر چرخ دنده ای" می‌شود، یعنی با کاهش سطح درآمد، فرد برای حفظ استاندارد زندگی، مصرف را به همان نسبت کاهش نمی‌دهد. تفکیک دوره‌های کوتاه مدت و بلندمدت و استفاده از تابع مطلوبیت برای استخراج تابع مصرف از نوآوری‌های وی نسبت به کینز می‌باشد.

تابع مصرف دوزنبری، تعدیلاتی را برای عادات یا سطح زندگی در بر می‌گیرد. با وجود تکانه‌های درآمدی، اثرات آنها بر مصرف متفاوت خواهد شد. به اعتقاد وی، عادات مصرفی در سطوح درآمدی بالا شکل می‌گیرند که به هنگام اُفت درآمد، به طور کامل قابل ترک نیستند. وی این اثرات را در تابع مصرف (۱) لحاظ کرده است:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-1}^m \qquad (۱)$$

که Y_{t-1}^m حداکثر سطح درآمدی قبل از دوره زمانی t است. بنابراین، عادات مصرفی ایجاد شده در زمان درآمد بیشینه، بر تصمیمات مصرفی دوره حال تأثیر می‌گذارند.

آندو[2] و مودیگلیانی[3](۱۹٦۳) فرضیه دیگری با عنوان «فرضیه دوره زندگی» ارائه داده‌اند. آنها با تفکیک عمر افراد به سه دوره جوانی، میان سالی و پیری، بافت جمعیتی را در روندهای بلندمدت مصرف جمعی با اهمیت دانسته‌اند. مطابق این فرضیه، مصرف حقیقی به درآمد ناشی از کار و خالص ثروت حقیقی خانوارها بستگی دارد. به عبارت

1. Duesenberry, James
2. Ando, Albert
3. Modigliani, Faranco

Archive of SID

www.SID.ir

دقیق‌تر، اگر درآمد ناشی از کار حدود ۱۰۰ واحد افـزایش یابـد، مطـابق مـدل تجربـی آندو- مودیگلیانی، مصرف جاری حدود ۷۰ واحد افزایش می‌یابد. اما اگر ثروت حقیقی خانوارها ۱۰۰ واحد بیشتر شود، بر مصرف جاری حدود ٦ واحد افزوده می‌شود.

فریدمن[1](۱۹۵۷) نیز "فرضیه درآمد دائمی" را در خصـوص مصـرف مطـرح کـرده است. مصرف در فرضیه وی از بهینـه یـابی بـین دوره‌ای سـطح مطلوبیت(رفـاه) افـراد حاصل می‌شود. وی معتقد است که مصرف به درآمـد دائمـی(Y_P) بسـتگی دارد کـه از حاصل ضرب نرخ بازدهی(نرخ بهره r) در ارزش فعلـی درآمـدهای فـرد(PV) حاصـل می‌شود($Y_P = r.PV$). وی به مشخصه‌های نامرئی درآمد (مثل درآمـد دائمـی و درآمـد موقتی) توجه کرده و ثروت را بـه طـور ضـمنی در تـابع مصـرف لحـاظ کـرده اسـت ($C = f(Y_P), f' \succ 0$). رابطه (۲) تابع مصرف فریدمن را مطابق بـا انتظـارات تطبیقـی بـه دست می‌دهد:

$$C_t = \alpha Y_{t\ 1} + \beta C_{t\ 1} \qquad (۲)$$

که جملـه ($\beta C_{t\ 1}$)، پـارامتر انتقـال تـابع مصـرف و $\beta = 0$ ، معـرف تـابع مصـرف بلندمدت فریدمن است.

هال[2] (۱۹۷۸)، مدل"گام تصادفی" مصرف را ارائـه داد. وی "انتقـاد لوکـاس" را در مدل سازی مصرف پیاده کرد و از طریق حداکثرسازی مطلوبیت بین دوره‌ای افراد، ایده " انتظارات عقلایی" را در مدل‌های مصرف وارد کرد. ساده ترین فرم تابع مصرف هـال به صورت رابطه (۳) نوشته می‌شود:

$$C_t = \lambda C_{t\ 1} + \beta Y_{t\ 1} + \theta C^T_{t\ 1} \qquad (۳)$$

که C_t ، $C_{t\ 1}$ به ترتیب سطح کـل مصـرف در دوره کنـونی و دوره گذشـته و $C^T_{t\ 1}$ مصرف موقتی دوره گذشته و و $Y_{t\ 1}$ درآمد دوره قبل است. پارامترهای λ, β, θ همگـی مثبت هستند.

مدل محدودیت نقدینگی از دیگر نظریه‌های توضیح دهنده مصـرف اسـت. در ایـن

1. Friedman, Milton
2. Hall, Robert

Archive of SID

www.SID.ir

مدل که توسط پیساریدس[1] (۱۹۷۸) ارائه شده، محدودیت‌های نقدینگی از عدم تمایل بانک‌ها به اعطای وام‌های مصرفی در ازای بازپرداخت اصل و فرع آن از منابع و درآمدهای آینده، حاصل می‌شود زیرا وام گیرندگان و بانک‌ها هردو 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 سقف‌های اعتباری توسط بانک‌ها می‌شود. در صورت قبول این نظریه، تابع مصرف به صورت رابطه (٤) خواهد بود:

$$C_t = \alpha Y_t + \beta a \qquad 0 < \alpha, \beta \leq 1 \qquad (٤)$$

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

۳. پیشینه تحقیق

در داخل کشور مطالعات بسیار محدودی در خصوص ملاحظه اثر ثروت در تابع مصرف جمعی صورت گرفته است. عزیزی(۱۳۸۸) به بررسی اثر ثروت بازار سهام بر مصرف بخش خصوصی پرداخته و با استفاده از آمار فصلی دوره ۸٦-۱۳۷۰ این اثر را مورد آزمون قرار داده است. نتایج، حاکی از یک رابطه مثبت معنی دار میان ثروت بازار سهام و مصرف بخش خصوصی در ایران است.

احمد و همکاران(۱۳۸۷)، تابع مصرف بخش خصوصی را با روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و با استفاده از داده‌های سالانه ۸۲-۱۳۳۸ تخمین زده و نتیجه گرفته‌اند که میل نهایی به مصرف بلندمدت و کوتاه مدت بخش خصوصی از درآمد قابل تصرف، به ترتیب برابر با ۰/٤۹ و ۰/۳۷ است. از سوی دیگر، حجم نقدینگی واقعی(به عنوان جانشینی برای ثروت حقیقی جامعه) اثر مثبت و معناداری بر روی هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی داشته است.

فخرایی و منصوری(۱۳۸۷) به تخمین و تحلیل تابع مصرف بلند مدت و کوتاه

1. Pissarides, Christopher A.

Archive of SID

www.SID.ir

مدت برای گروه‌های درآمدی با استفاده از تخمین تابع بـه روش ARDL در دوره ۸۵-۱۳٦۱ پرداخته و میل نهایی به مصرف بلند مدت را برای گروه بـا درآمـد پـایین ۰/۹۷، برای گروه با درآمد بالا ۰/٦٦ و برای کل گروه ۰/۸۱ برآورد کـرده‌انـد. میـل نهـایی بـه مصرف کوتاه مدت نیز ۰/۵۵ برآورد شده است.

زراء نژاد(۱۳۸۲) تابع مصرف ایران را به تفکیک منـاطق شـهری و روسـتایی و نیـز کالاهای بی دوام و با دوام طی سال‌های ۷۷-۱۳۵۳ تخمین زده و نتیجه گرفته که نظریه فریدمن در مقایسه با نظریات کینز، دوزنبری و مودیگلیـانی قـدرت بیشـتری در تبیـین رفتار مصرفی جامعه ایرانی دارد و در بلند مدت میل نهایی به مصرف در ایران ثابـت و برابر با میل متوسط به مصرف است.

کرمانشاهی(۱۳٦۸) با انتخاب نظریه کینز و فریـدمن، مـدل مصـرف را بـا داده‌هـای ایران در دوره ۱۳٤۰ تا ۱۳٦۰ تخمین زده و درآمد قابل تصرف را محاسبه نموده اسـت. وی درآمد قابل تصرف را مجموع هزینه‌های مصـرفی بخـش خصوصـی و پـس انـداز بخش خصوصی گرفته است. میل نهایی به مصرف در طول سالهای ۱۳٤۰ به بعد بطـور متوسط رقم ۰/٦۹ را نشان میدهد. از سوی دیگر تخمین مدل ها بر اسـاس هزینـه‌هـای مصرفی بی دوام نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در درآمد قابل تصرف، مصـرف کالاهای بی دوام- برای دوره‌های قبل و بعد از جنـگ تحمیلـی- بـه طـور متوسـط ۷۲ درصد افزایش می‌یابد.

در مطالعات خارجی، تنوع نسبتاً زیادی در خصوص برآوردهای تجربی نظریه‌هـای مصرف با لحاظ اثر ثروت دیده می‌شود. پلتونن و همکاران[1](۲۰۱۲) با داده‌های ترکیبـی ۱٤ اقتصاد نوظهور، اثرات ثـروت بـر مصـرف را تخمـین زده‌انـد. آن‌هـا بـا اسـتفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی پیشرفته و داده‌های فصلی نشان می‌دهند که یـک افـزایش ۱۰ درصدی در قیمت‌های مسکن منجر به افزایش مصرف خصوصی بین ۰/۲۸ درصـد تـا ۰/۵ درصد و افزایش ۱۰ درصدی قیمت‌های سهام منجر به ۰/۲٦ درصد تا ۰/۳۰ درصد افزایش در مصرف خصوصی می‌شوند و هنگامی که ثروت پولی(اسـمی) بـه میـزان ۱۰ درصد افزایش می‌یابد، مصرف به میزان ۰/٤۳ درصد تا ۰/۵٤ درصد بیشتر می‌شود.

1 . Peltonen et al.

Archive of SID

www.SID.ir

کیجانو[1](۲۰۱۲) یک مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی تحت مطلوبیت نمایی(توانی)[2] و نرمال بودن لگاریتمی بازدهی انتظاری سهام و مصرف انتخاب می‌کند و نسبت مصرف- ثروت($\frac{C}{W}$) را برای پیش‌بینی تغییرات بازدهی انتظاری سهام به کار می‌گیرد. وی، ثروت(W) را برابر مجموع ارزش‌های 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 خانوارهای آمریکایی توضیح می‌دهند.

چو[3] (۲۰۱۱) در مقاله ای" 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؛ درحالی که اثر ثروت برای خانوارهای پردرآمد مثبت است، اما یک اثر ثروت منفی برای خانوارهای کم درآمد وجود دارد و با افزایش قیمتهای مسکن، اثر ثروت مثبت مالکان پردرآمد کره جنوبی، با اثر ثروت منفی اجاره کنندگان کم درآمد جبران می‌شود. همچنین اثر قیمت مسکن بر مصرف در کره جنوبی، بر حسب گروه سنی هم شدیداً تغییر می‌کند و مصرف خانوارهای مسن‌تر نسبت به تغییرات قیمت مسکن حساس‌تر است تا خانوارهای جوان‌تر کره جنوبی.

سارلون[4] (۲۰۱۱)، تأثیر تغییرات ثروت حقیقی و مالی را بر مصرف خصوصی با داده‌های ترکیبی ۱۷ اقتصاد نوظهور آسیا و اروپای شرقی و مرکزی با روش داده‌های تلفیقی غیر همگن برآورد کرده و 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 تحقیق وجود دارد. نتیجه اصلی این است که ثروت حقیقی و ثروت مالی تأثیر مثبت بر مصرف

1. Quijano, Margot
2. Power Utility
3. Cho, Sungwon
4. Ciarlone

Archive of SID

www.SID.ir

خانوارها در بلندمدت داشته اما کشش ثروت مسکن بزرگ‌تر از کشش متناظر برای ثروت مالی است. هم چنین تعدیل کوتاه مدت معنی‌داری از درآمد، قیمت سهام و قیمت مسکن بر مصرف وجود دارد یعنی مصرف خود را باچند وقفه به رابطه بلندمدت نزدیک می‌کند. با تخمین جداگانه مدل برای دو گروه از کشورها، تأثیر بلندمدت تغییر قیمت مسکن در اقتصادهای اروپای شرقی و مرکزی نسبت به اقتصادهای آسیایی عموماً بزرگ‌تر است و آنها را در برابر تحولات منفی آتی در بازار مسکن آسیب پذیرتر می‌کند.

سوسا[1] (۲۰۱۰)، در مطالعه خود راجع به مصرف، ثروت کل و بازدهی مازاد مورد انتظار[2] دارایی‌ها معتقد است که ترکیب ثروت، بازدهی داراییها را پیش بینی می‌کند. وی قید بودجه بین دوره‌ای مصرف کننده نماینده را برای استخراج رابطه تعادلی بین انحراف موقت از روند مشترک مصرف، ثروت مسکن، ثروت مالی، درآمد نیروی کار و بازدهی آتی انتظاری دارایی‌ها به کار برد و با داده‌های فصلی آمریکا در بازه ۲۰۰۸:٤ – ۱۹۷۵:۱ 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 ۰/۱٦ و ۰/۰۲ هستند.

ویرمن و دانستن[3] (۲۰۱۰) تأثیر تغییرات ثروت بر مصرف را در نیوزیلند مطابق فرضیه درآمد دائمی بررسی و برای تحلیل خود از مدل تصحیح خطای برداری(VECM)استفاده کردند. آن‌ها بدهی خانوار را به طور صریح به عنوان قسمتی از ثروت خالص خانوار وارد مدل کردند. آنان با تخمین تابع بلندمدت مصرف با داده‌های فصلی مصرف سرانه واقعی خانوار، ثروت خانوار و مولفه‌های آن و درآمد نیروی کار بعد از مالیات در کشور نیوزیلند طی دوره ۱: ۱۹۹۰ الی ۱: ۲۰۰٦ 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 مستلزم واکنش تأخیری مصرف است. بنابراین شواهد تجربی آن‌ها نشان می‌دهد که تغییر در ثروت خانوارها برای مصرف

1. Sousa
2. Expected Excess Returns
3. Veirman & Dunstan

Archive of SID

www.SID.ir

اهمیتی ندارد.

سرمینسکا و تاختامانوا[1](۲۰۰۷) در خصوص "اثرات ثروت ناشی از ثروت مالی و ثروت مسکن" 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 اثر کل ثروت ناشی از مسکن قوی‌تر از اثر ثروت ناشی از ثروت مالی است. به علاوه، با توجه به نظریه چرخه زندگی در مصرف، اعتقاد دارند که اثر ثروت مشخصاً برای خانوارهای جوان تر، پایین‌تر است.

کیس و همکاران[2](۲۰۰۵) با کمک داده‌های تابلویی برای کشورهای توسعه یافته نشان دادند که ثروت مسکن تأثیر زیادی بر مصرف کل دارد. لوتائو و لودویگسون[3](۲۰۰۱)، در مطالعه اقتصاد آمریکا بعد از جنگ جهانی دوم و با تخمین نسبت مصرف- ثروت($\frac{C}{W}$)در رگرسیون هم انباشتگی بین مصرف، ثروت و درآمد کاری، دریافتند که این نسبت، بازده کل سهام و بازدهی اسناد خزانه داری را توضیح می‌دهد. گیل و سابلهاس[4](۱۹۹۹)، میل نهایی به مصرف حاصل از ثروت را برای آمریکا تخمین زده‌اند و ٤ تا ۷ سِنت افزایش در مخارج مصرف کننده ناشی از یک دلار افزایش در ثروت کل را به دست آورده‌اند.

کارول[5](۲۰۰٤) اثرات ثروت کوتاه مدت و بلندمدت را در تابع مصرف از هم تفکیک کرده و نتیجه گرفته که اثرات ثروت در بخش مسکن نسبت به بازار سهام، بسیار بزرگ‌تر است. فانگ[6](۲۰۰٤) نشان داده که افزایش قیمت مسکن، تأثیر مشخصی بر مصرف کل در سنگاپور ندارد.

روسو و گاندر[7](۲۰۰۳) در مطالعه خود ثروت غیرکاری حساس به بهره را در یک مدل ادوار زندگی وارد کرده، معادله اسلاتسکی[8] را برای **مصرف** استخراج نموده و

1. Sierminska & Takhtamanova
2. Case et al
3. Lettau & Ludvigson
4. Gale & Sabelhaus
5. Carroll
6. Phang
7. Russo & Gandar
8. Slutsky Equation

Archive of SID

www.SID.ir

کشش بهره‌ای مصرف را شبیه سازی می‌کنند. شبیه سازی‌ها 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 گمراه کننده در اقتصاد کلان می‌شود.

٤. روش شناسی تحقیق

٤-١. مدل نظری تحقیق

مطابق رویکرد نظری آندو- مودیگلیانی، مصرف فرد تابعی از ارزش فعلی[1](PV) درآمدهای فرد است:

$$c_t = k(PV_t) \qquad 0 < k < 1 \qquad (٥)$$

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

$$PV = \sum_{0}^{T} \frac{y_t}{(1+r)^t} + \sum_{0}^{T} \frac{a_t}{(1+r)^t} \qquad (٦)$$

که اگر جزء اول را در سمت راست رابطه (٦) با Y و جزء دوم را با A نشان دهیم و عبارت (PV=Y+A) را در رابطه (٥) قرار داده و ساده کنیم، با جمع توابع مصرف فردی و نادیده گرفتن ساختار سنی مصرف کنندگان، تابع مصرف جمعی اقتصاد(C) به صورت ضمنی (٧) نوشته می‌شود:

$$C=f(Y_d,a) \qquad F_1,F_2>0 \qquad (٧)$$

در این تابع y_d سطح حقیقی درآمد قابل تصرف و a سطح ثروت واقعی بخش خصوصی است که از تعدیل ارزش اسمی دارایی‌ها (A) حاصل می‌شود. اگر K ارزش

1. Present Value
2. subjective rate

Archive of SID

www.SID.ir

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:

$$A=K+R+B \qquad (۸)$$

که K برحسب ارزش کل سهام سهام داران به علاوه ارزش موجودی ساختمان، زمین و کالاهای مصرفی بادوام اندازه گرفته می‌شود(برانسون، ۱۳۷۸). با واقعی کردن تمام اجزاء در رابطه (۸)، ثروت(دارایی) حقیقی مطابق رابطه (۹) به دست می‌آید.

$$a = k + \frac{R}{P} + \frac{B}{rp} \qquad (۹)$$

البته در برخی مراجع با چشم پوشی از B، a به $a = k + \frac{R}{P}$ تبدیل می‌شود. تابع صریح مصرف کوتاه مدت بر مبنای رابطه(۷) که در اغلب تحقیقات مرتبط با اثر ثروت استفاده شده، از نوع مدل زیر است:

$$pc_t = \beta_0 + \beta_1 y_{dt} + \beta_2 a_t \qquad (۱۰)$$

که در آن، pc، y_d و a به ترتیب مخارج مصرفی حقیقی بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف و ثروت حقیقی($a = \frac{A}{P}$) را نشان می‌دهند، $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ ضرایب یا پارامترهای قابل برآورد و t نشانگر زمان است. مطابق با نظریه‌های متعارف اقتصاد کلان، با افزایش سطح ثروت(دارایی‌های) حقیقی، مصرف حقیقی بخش خصوصی(pc)افزایش می‌یابد، بنابراین $\beta_2 = \frac{pc}{a} > 0$ (میل نهایی به مصرف از ثروت مثبت است). همچنین با حاکمیت قانون روانشناسی مصرف کینز، میل نهایی به مصرف- نسبت تغییرات مصرف به تغییرات درآمد قابل تصرف- مثبت بوده و در بازه صفر و یک قرار دارد، بنابراین $0 < \beta_1 = MPC = \frac{pc}{y_d} < 1$. با لحاظ چسبندگی مصرف می‌توان رابطه (۱۰) را به تابع مصرف (۱۱) تبدیل کرد:

$$pc_t = \beta_0 + \beta_1 y_{dt} + \beta_2 a_t + \beta_3 pc_{t-1} \qquad (۱۱)$$

که در آن $0 < \beta_3 < 1$.

Archive of SID

www.SID.ir

٤-۲. داده‌ها و متغیرهای تحقیق

در این تحقیق، متغیرهای pc و y_d و a همگی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷٦ هستند. داده‌ها به صورت فصلی بوده و دوره تحقیق بازه زمانی ۱۳۷۵:۱ الی ۱۳۸۹:٤ می‌باشد. هم چنانکه اشاره شد، 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 سطح دسترسی به داده‌ها به "ثروت مالی" بسنده شده است.

در این مقاله، موجودی سرمایه به شکل مستقیم استفاده نشده است بلکه بر اساس جدول حساب‌های ملی ایران (۱۳۸٦-۱۳۷۵) که طبق دستورالعمل SNA, 1993 توسط بانک مرکزی تهیه شده است، حساب‌های مختلفی شامل تولید(منابع و مصارف)، حساب ایجاد درآمد(منابع و مصارف)، حساب تخصیص درآمد اولیه(منابع و مصارف)...و حساب مالی برای بخش‌های مختلف دولت، خانوارها و موسسات غیر انتفاعی و...تا سال ۱۳۸٦ ارائه شده، لذا ثروت مالی از جمع اقلام تشکیل‌دهنده آن (پول نقد و سپرده، اوراق بهادار بجز سهام، وام‌ها، سهام و دارایی‌های مشابه، ذخائر فنی بیمه و سایر حساب‌های دریافتنی) به دست آمد و با توجه به روش فصلی‌سازی داده‌های سالانه مندرج در گزارش نحوه تهیه حساب‌های فصلی ۱۳۸٤-۱۳٦۷، داده‌های "سالانه" ثروت مالی به صورت "فصلی" درآمد و با نرخ‌های رشد، برای سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۷این داده‌ها، کامل شد. روش‌های فصلی‌سازی مشابه برای محاسبه درآمد قابل تصرف اِعمال شد. داده‌های مصرف بخش خصوصی به صورت" فصلی" از بانک مرکزی اخذ شده است.

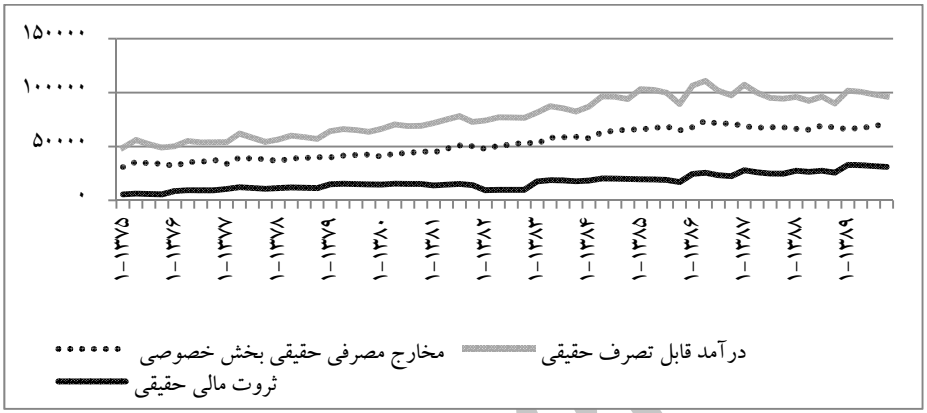
نمودار ۱، داده‌های تحقیق را در دوره زمانی مورد مطالعه به تصویر کشیده است. در این دوره، سه متغیر تحقیق همدیگر را به خوبی دنبال کرده و سطح مخارج مصرفی بخش خصوصی از سطح درآمد قابل تصرف همواره کمتر بوده و با انتظارات نظری هم خوانی دارد. همچنین سطح ثروت مالی در کل دوره کمتر از سطح دو متغیر دیگر است. رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی، رشد ثروت مالی و رشد درآمد قابل تصرف به قیمت‌های سال ۱۳۷٦ نیز به ترتیب ۱/٤۳ درصد، ۲/۹۸ درصد و ۱/۱۵ درصد بوده و

Archive of SID

www.SID.ir

این ارقام رشد هم سویی و هم جمعی احتمالی را بین متغیرها نشان می‌دهد.

نمودار ۱. روند مخارج مصرفی بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف و ثروت مالی به قیمت‌های سال ۱۳۷٦ (به میلیارد ریال)



٤-۳. تخمین مدل

در ابتدا به منظور خودداری از تخمین رگرسیون کاذب، موضوع ایستایی[1] در بین متغیرهای اصلی تحقیق بررسی شده و نتایج آزمون ریشه واحد ـ دیکی فولرتعمیم یافته[2]، در جدول (۱) خلاصه شده است:

جدول۱. 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	-۱/۸٦۷	-٦/٦٥۸	I(1)
y_d	-۲/۵۷۲	-۹/٦۹۹	I(1)
a	-۲/۹۵۵	-۷/۰۸۱	I(1)

مقدار بحرانی آماره مکینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد: -۳/٤۸۷۵

مطابق جدول(۱)، بر اساس آماره آزمون دیکی فولر، متغیرهای مخارج مصرفی نهایی بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف و ثروت مالی حقیقی هیچ کدام در سطح

1. Stationary
2. Augmented Dickey-Fuller

Archive of SID

www.SID.ir

ایستا نبوده ولی همگی با تفاضل مرتبه اول، ایستا می‌شوند یعنی I(1) می‌باشند. با توجه به ایستایی تمام متغیرهای تحقیق در تفاضل مرتبه اول، لازم است از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای تخمین مدل تجربی(۱۰) استفاده شود؛ زیرا متغیرهای اقتصادی، اثرات خود را معمولاً با تأخیر زمانی بروز می‌دهند (ابریشمی، ۱۳۸۱). نتایج برآورد مدل پویا(که درآن متغیر وابسته با یک وقفه در سمت متغیرهای توضیحی ظاهر می‌شود) به صورت جدول(۲) است که با تعیین وقفه بهینه بر مبنای معیار شوارتز–بیزین(SBC)، مدل ARDL(1, 0 , 0) با نرم افزار Microfit 4 برآورد شده است.

جدول۲. نتایج برآورد مدل پویای ARDL(1,0,0) طی دوره ۱۳۷۵:۱ الی ۱۳۸۹:٤(متغیر وابسته:pc)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدا	-۱۳۷٤/۳	۱۱۱۷/۸	-۱/۲۲۹۵[۰/۲۲]
pc(-1)	۰/٤۷٤٥٦	۰/۰٦۸۱٤	٦/۹٦۸[۰/۰۰]
y_d	۰/۳٦۰٥٦	۰/۰٤۷٦٤	۷/٥٦۸٥[۰/۰۰]
a	۰/۲٦۱۲۳	۰/۱۱۳٥٤	۲/۳۰۰۷ [۰/۰۲٥]
$n = 60$ و $\overline{R}^2 = 0.985$		$h - Durbin = -1.041$	$F = 936.668$

نکته: اعداد داخل کروشه، مقادیر احتمال را نشان می‌دهند.

مطابق جدول(۲)، در کوتاه مدت، مخارج مصرفی حقیقی بخش خصوصی با یک وقفه، با ضریب مثبت ۰/٤۷ بر سطح همان متغیر اثر دارد.. هم چنین درآمد قابل تصرف به قیمت‌های ثابت ۱۳۷٦، بر سطح مخارج مصرفی(غیر نفتی) تأثیر مثبت دارد و سطح ثروت حقیقی بخش خصوصی، به طور مستقیم بر مخارج مصرفی بخش خصوصی موثر است. تمام ضرایب از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار بوده و علامت‌های انتظاری قابل قبولی دارند و آماره F نشان دهنده معناداری کلی رگرسیون است.

قبل از برآورد ضرایب بلندمدت و الگوی تصحیح خطا، برای اطمینان از صحت

Archive of SID

www.SID.ir

اعتبار الگو، آزمون‌های تشخیصی[1] لازم (شامل آزمون‌های عدم خود همبستگی، تصریح فرم تبعی، نرمال بودن جملات خطا و عدم واریانس همسانی) در جدول(۳) گزارش شده که مطابق آماره‌های F و LM الگوی برآورد شده در سطح معناداری ۵ درصد، مشکلات خودهمبستگی جملات خطا و ناهمسانی واریانس را نداشته، فرم تصریحی، درست دارد و جملات خطای آن به طور نرمال توزیع شده‌اند.

جدول۳. نتایج آزمون‌های تشخیصی برای مدل ARDL(1,0,0)

آزمون	آماره	
	LM	F
SC: عدم خودهمبستگی	۷/۸۸۱۹[۰/۰۹٦]	۲/۰٤٦٥۸[۰/۱۰۲]
FF: تصریح فرم تبعی	۰/۱۰۵۷[۰/۷٤٥]	۰/۰۹٥۱۳[۰/۷٥۹]
N: نرمال بودن جملات پسماند	۰/٦٤۹۳[۰/۷۲۳]	قابل کاربرد نیست
H: ناهمسانی واریانس	۱/۰۱٥۱[۰/۳۱٤]	۰/۹۹۷۸[۰/۳۲۲]

نکته: اعداد داخل کروشه، مقادیر احتمال را نشان می‌دهند.

٤-٤. آزمون هم انباشتگی و برآورد الگوی بلند مدت

به منظور گرایش الگوی پویا به تعادل بلندمدت و وجود هم انباشتگی بین متغیرها، مجموع ضرایب متغیر وابسته باوقفه باید کوچک‌تر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد ۱ از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. در اینجا داریم:

$$t = \frac{0.47456 - 1}{0.06814} = -7.71$$

و قدر مطلق t محاسباتی از قدر مطلق مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر[2] بزرگ‌تر است.

در واقع، مقدار بحرانی مذکور به ازای تعداد ٦۰ مشاهده، وجود عرض از مبدا و تعداد ۲ متغیر توضیحی(غیر از متغیر وابسته تاخیری) بین دو حد ۳/۵۷- و ۳/٥٦- قرار

1. Diagnostic Tests
2. Banerjee, Dolado, Mestre

Archive of SID

www.SID.ir

دارد. بنابراین، یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها وجود دارد. این رابطه بلندمدت در جدول (٤) گزارش شده است.

جدول٤. نتایج برآورد رابطه بلندمدت طی دوره ۱۳۷۵:۱ الی ۱۳۸۹:٤(متغیر وابسته:pc)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدا	-۲٦۱۵/٦	۲۱۳۷/۳	-۱/۲۲۳۸[۰/۲۳]
y_d	۰/٦۸٦۲۱	۰/۰٤٦۱۵	۱٤/۸٦۹۱[۰/۰۰]
a	۰/۱۳٦۱۰	۰/۰۱۸۲٦	۷/٤۵۳۵ [۰/۰۰۰]

نکته: اعداد داخل کروشه، مقادیر احتمال را نشان می‌دهند.

۳-۵. برآورد الگوی تصحیح خطا

در برآورد الگوی تصحیح خطا، جملات خطای حاصل از رگرسیون هم انباشتگی در برآورد ضرایب بلندمدت، با یک وقفه زمانی، به عنوان یک متغیر توضیحی همراه با تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها مطرح می‌شود. نتایج برآورد چنین الگویی در جدول(۵) آمده است:

جدول۵. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا(ECM) برای مدل ARDL(1,0,0)

نام متغیر توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t
dC	-۱۳۷٤/۳	۱۱۱۷/۸	-۱/۲۲۹۵[۰/۲۲]
dy_d	۰/۳٦۰۵٦	۰/۰٤۷٦٤	۷/۵٦۸۵[۰/۰۰]
da	۰/۲٦۱۲۳	۰/۱۱۳۵٤	۲/۳۰۰۷ [۰/۰۲۵]
ecm(-1)	-۰/۵۲۵٤٤	۰/۰٦۸۱۰٤	-۷/۷۱۵۳ [۰/۰۰]
R^2=۰/۵٤	$\overline{R}^2$=۰/۵۱	F(۳و۵۵)=۲۱/۵۲٦ [۰/۰۰۰]	

نکته: اعداد داخل کروشه، مقادیر احتمال را نشان می‌دهند.

مطابق جدول(۵) و بر اساس ضریب ecm(-1) که معادل ۰/۵۲۵٤- درآمده و در سطح ۱ درصد از نظر آماری معنادار است، در هر دوره بیش از ۵۰ درصد اختلاف بین

Archive of SID

www.SID.ir

مقدار واقعی و مقدار بلند مدت (تعادلی) مخارج مصرفی حقیقی بخش خصوصی، حذف یا تصحیح می‌شود.

۵. نتیجه گیری و بحث

مطابق نتایج تخمین در جدول (۲)، میل نهایی به مصرف کوتاه مدت از محل درآمد قابل تصرف حدود ۰/۳٦۱ است؛ لذا به ازای یک واحد تغییر در درآمد قابل تصرف، بر مخارج مصرفی حقیقی خصوصی حدود ۰/۳٦ واحد افزوده شده و فرصت پس انداز بیشتر را به مصرف کنندگان می‌دهد. میل نهایی به مصرف بلندمدت از درآمد قابل تصرف نیز، ۰/٦۸٦ می‌باشد. از طرف دیگر، میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت مالی در کوتاه مدت حدود ۰/۲٦۱ برآورد شده است؛ یعنی به ازای یک واحد افزایش در ثروت مالی، بر میزان مصرف حقیقی بخش خصوصی حدود ۰/۲٦ واحد افزوده می‌شود. میل نهایی به مصرف بلندمدت از ثروت مالی نیز ۰/٤۹۷ می‌باشد. نتایج تخمین مدل تصحیح خطا، گویای تعدیل نسبتاً مناسب عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت بین مخارج مصرفی حقیقی بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف و ثروت مالی است.

مقایسه نتایج مقاله حاضر و سایر مطالعات در جدول(٦) نشان می‌دهد که ثروت مالی به نسبت درآمد قابل تصرف، اثرگذاری کمتری روی مصرف بخش خصوصی دارد. توصیه سیاستی مقاله این است که در اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی توسط بانک مرکزی و دولت، باید به رفتار بازارهای مختلف پولی و اعتباری، بیمه‌ها، بازار سهام توجه شود، زیرا مولفه‌های مختلف ثروت مالی(سپرده‌های مردم نزد بانک‌ها، سهام، اوراق بهادار، ذخایر بیمه و...) تحت تأثیر این سیاست‌ها قرار دارند. هرگونه تغییر در نرخ‌های سود بانکی، نرخ‌های مالیاتی و حق بیمه‌ها، دخالت دولت در زمینه قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سهام می‌تواند بر ثروت مالی خانوارها تأثیر بگذارد و از طریق کانال ثروت، رفتار مصرف کنندگان را دچار تحول نماید. بنابراین، بانک مرکزی می‌تواند با تغییر هدفمند نرخ‌های سود بانکی، میزان مصرف بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار دهد و زمینه افزایش بیشتر پس اندازهای خصوصی و گسیل سرمایه‌های خُرد

Archive of SID

www.SID.ir

خانوارها را به سمت بازار سهام و فعالیت‌های اقتصادی مولد و اشتغال زا فراهم کند. همچنین دولت با تغییر در نرخ‌های مالیات بر حقوق و دستمزد می‌تواند گرایشهای مصرفی را در جامعه کاهش دهد.

در پایان، توصیه می‌شود در تخمین تابع مصرف جمعی، اهمیت ثروت مسکن، ثروت(سرمایه) انسانی، ارث و مانند آنها نیز مورد مطالعه قرار گیرد.

جدول٦. مقایسه نتایج مطالعات تجربی در خصوص تابع مصرف با لحاظ اثر ثروت

محقق/دوره مطالعه	متغیر ثروت	نتایج
نویسندگان‌مقاله/ **دوره**:٤ ۱۳۸۹:۱–۱۳۷۵:۱	پول نقد، سپرده، اوراق بهادار، ذخایر فنی بیمه و حساب‌های دریافتنی	در کوتاه مدت و بلندمدت، میل نهایی به مصرف از ثروت مالی کمتر از درآمد قابل تصرف است.
عزیزی(۱۳۸۸)/ دوره ۸٦–۱۳۷۰	ثروت سهام	رابطه مثبت معنی‌دار بین ثروت بازار سهام و مصرف بخش خصوصی وجود دارد.
احمد و همکاران (۱۳۸۷)/ دوره ۸۲–۱۳۳۸	حجم نقدینگی واقعی	در کوتاه مدت و بلندمدت میل نهایی به مصرف از درآمد قابل تصرف کمتر از ۰/۵ است و بین ثروت و مصرف بخش خصوصی رابطه مثبت وجود دارد.
پلتونن و همکاران (۲۰۱۲)/ دوره ۲:۲۰۰۸–۲:۱۹۹۰	مسکن و سهام	تأثیر ثروت مسکن بیش از ثروت سهام است.
کیجانو(۲۰۱۲)/ دوره ۲۰۰۸–۱۹۵۹	مجموع ارزش مسکن، سهام، بدهی و درآمدِ کار	نوسانات ثروت سهام، بدهی و ثروت مسکن، رفتار مصرفی را در آمریکا توضیح می‌دهند.
سارلون(۲۰۱۱)/ دوره ٤:۲۰۰۹–۱:۱۹۹۵	مسکن و سهام	کشش مصرف نسبت به ثروت مسکن بزرگتر از کشش ثروت مالی است.
چو(۲۰۱۱)/ دوره ٤:۲۰۰۸–۱:۱۹۸۷	ثروت مسکن	اثر ثروت مثبت برای خانوارهای پردرآمد و اثر ثروت منفی برای خانوارهای کم‌درآمد کره جنوبی
سوسا(۲۰۱۰)/ دوره ٤:۲۰۰۸–۱:۱۹۷۵	ثروت مسکن، ثروت مالی	تکانه‌های ثروت مالی و ثروت مسکن بر مصرف خصوصی اثر معنی‌دار دارند.
کیس‌و همکاران(۲۰۰۵)/ دوره ۲۰۰٤–۱۹۷۹	ثروت مسکن و سهام	ثروت مسکن تأثیر زیادی بر مصرف کل داشته اما ثروت سهام با مصرف همبسته نیست.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع:

– ابریشمی، حمید (۱۳۸۱). اقتصاد سنجی کاربردی: رویکردهای نوین. انتشارات دانشگاه تهران. تهران.

– احمد مولود و تشکینی احمد و سوری، امیررضا(۱۳۸۷). تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۸ (۱ (پیاپی ۲۸)): ۱۵–۳۹.

– بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. حسابهای ملی ایران: حساب‌های فصلی ۱۳۸٤–۱۳٦۷. اداره حساب‌های اقتصادی. 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. ترجمه عباس شاکری، نشر نی، تهران.

– زراء نژاد منصور(۱۳۸۲). تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران در دوره ۱۳۵۳–۱۳۷۷. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵(۱٦):۲۳–٤٦.

– عزیزی، فیروزه(۱۳۸۸). اثر تغییر ثروت در بازار سهام بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی (مطالعه موردی: ایران ۱۳۷۰–۱۳۸٦). *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، ۹(۲ (پیاپی ۳۵)):٦۱–۸۲.

– فخرایی سیدعنایت اله و منصوری سیدامین(۱۳۸۷). تخمین تابع مصرف بلندمدت به روش هم جمعی ARDL و محاسبه رابطه مصرف کوتاه مدت در ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۵(۲ (پیاپی ۱۷)):۲۳–۳۸.

– کرمانشاهی، زهره(۱۳٦۸). برآورد تابع مصرف براساس تئوری کینز و فریدمن در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

– کینز، جان مینارد (۱۳۸۷). نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول. تهران: نشر نی.تهران.

— Ando, A., & Modigliani. F. (1963). The ‘life-cycle’ hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *American Economic Review*, 53(1): 55–84.

— 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 (1): 1534-6013.

— Cho, S. (2011). Housing wealth effect on consumption: Evidence from household level data. *Economics Letters,* 113: 192–194.

— Ciarlone, A. (2011). Housing wealth effect in emerging economies. *Emerging Markets Review*, 12(4): 399-417.

— Duesenberry, J. S. (1949). Income, saving and the theory of consumer behavior, Harvard University press.

Archive of SID

www.SID.ir

- Friedman, M. (1957). A theory of the consumption function. Princeton University press.
- Gale, W., & Sabelhaus, J. (1999). Perspectives on the household savings rate. *Brookings Papers on Economic Activity,* 1: 1181–1224.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86 (6): 971–987.
- http://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/sna1993.asp (System of National Accounts 1993)
- Lettau, M., & Ludvigson, S. (2001). Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns. *Journal of Finance*, 56: 815–849.
- Peltonen, Thomas A., & Ricardo M., & Sousa, I. S. V. (2012). Wealth effects in emerging market economies, *International Review of Economics and Finance*, 24: 155–166.
- Phang, S. (2004). House prices and aggregate consumption: Do they move together? evidence from Singapore. *Journal of Housing Economics*, 13: 101–119.
- Pissarides, C. A. (1978). Liquidity considerations in the theory of consumption. *The Quarterly Journal of Economics*, 92, 2: 279-296.
- Quijano, M. (2012). A refined consumption–wealth ratio and its role on time-varying consumption risk. *Economics Letters*, 115, 88–90.
- Russo, B & J.M. G. (2003). Interest-sensitive wealth and the life-cycle hypothesis: Implications for fiscal policy. The *Quarterly Review of Economics and Finance*, 43: 418–432.
- Sierminska, E., & Yelena, T. (2007). Wealth effects out of financial and housing wealth: Cross country and age group comparisons, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper No. 1.
- Sousa, R. M. (2010). Consumption, (dis)aggregate wealth, and asset returns. *Journal of Empirical Finance*, 17: 606–622.
- Veirman, E. D., & Ashley D. (2010). Does wealth variation matter for consumption?, Reserve Bank of New Zealand.

Archive of SID

www.SID.ir