پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان
علمی– پژوهشی
سال چهاردهم، شماره‌ی۲۷، نیمه‌ی اول ۱۳۹۸

آزمون تجربی نظریه مصرف براون، دوزنبری، هانتاکر و تیلور، جکسون- اسمیت، کوزنتس و فریدمن در ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۲/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۹/۰۶

مرتضی حسن‌شاهی *

چکیده

با توجه به تأثیر انکارناپذیر مخارج‌مصرفی بر متغیرهای کلان‌اقتصادی، این پژوهش، به آزمون فرضیه مصرف، براون، دوزنبری-کوزنتس، فریدمن، هانتاکر – تیلور و جکسون-اسمیت در ایران برای دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۵ پرداخته است. در این راستا از دو روش شامل: رگرسیون ARDL (با توجه به ناایستایی برخی سری‌ها) و وابستگی دمی بین داده‌ها با روش توابع مفصل کلایتون استفاده‌شده است. طبق نتایج؛ میل‌نهایی به مصرف بلندمدت، در الگوی دوزنبری ۸۳٪، الگوی فریدمن ۷۵/۴٪ و الگوی جکسون-اسمیت ۰/۷۴ برآورد شده است. میل‌نهایی‌به‌مصرف کوتاه‌مدت نیز در الگوی براون ۰/۴۶ و الگوی هانتاکر-تیلور ۰/۴۲ برآورد شده است. ضریب تأثیر عادت‌های‌مصرفی گذشته بر مصرف جاری (ضریب کندی یا چسبندگی) ۳۹٪ است؛ یعنی افزایش ۱۰۰ واحدی در مصرف جاری باعث افزایش ۳۹ واحدی در مصرف سال بعد خواهد شد. میل‌نهایی به‌مصرف ناشی از ثروت بین ۰/۱۹ تا ۰/۲۵ برآورد شده است. همچنین بین داده‌ها وابستگی از نوع کلایتون وجود دارد و با عنایت به اینکه کلایتون وابستگی پایینی را نشان می‌دهد، پس با افزایش درآمد، مصرف افزایش‌یافته، ولی با کاهش درآمد، مصرف کاهش چندانی ندارد.

واژگان کلیدی: توابع‌مصرف، منحنی رعدوبرقی‌مصرف، وابستگی‌دمی

طبقه‌بندی JEL: E21، C01،C51

* استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارسنجان، دانشگاه آزاد اسلامی،ارسنجان، ایران hasanshahi@iaua.ac.ir

۱- مقدمه

مخارج‌مصرفی[۱] بیشترین سهم از تولیدناخالص‌داخلی را به خود اختصاص می‌دهد، به عنوان‌مثال در ایران قبل و بعد از انقلاب اسلامی مخارج‌مصرفی به ترتیب ۴۳ و ۶۰ درصد (رجایی و احمدی، ۱۳۹۱) و در امریکا ۷۰ درصد از تولیدناخالص‌داخلی را به خود اختصاص داده است (کارول و همکاران[۲]، ۲۰۱۴).

با پیش‌بینی مصرف می‌توان پس‌انداز و به دنبال آن سرمایه‌گذاری، تورم، رشداقتصادی و...را پیش‌بینی کرد؛ به همین علت، آشنایی با رفتار مصرفی جامعه لازم به نظر می‌رسد.

عوامل زیادی بر مصرف بخش‌خصوصی مؤثرند که از جمله‌اند؛ انتظارات از وقایع اقتصادی آینده، عدم اطمینان شغلی، بُعد خانوار، ساختار سنی جمعیت، تقلید رفتار و عادت‌های‌مصرفی، ثروت، املاک، سیاست‌های‌پولی و نرخ‌سودسپرده‌ها، نقدینگی، درآمدحقیقی، نرخ‌بهره، نرخ‌ارز، قیمت‌سهام (آینی[۳]، ۲۰۱۷)، مخارج‌دولت، مالیات‌ها، درآمد ناشی از کار، یارانه‌ها، شوک‌های‌مالی و سلیقه‌ها (سانتوس[۴]، ۲۰۱۵) هستند. یادآوری می‌شود که مصرف تنها یک متغیر اقتصادی نیست بلکه متأثر از عوامل محیطی، اجتماعی، شخصیتی، احساسات، ادراک، تمایلات انسان است (محمد زاده و همکاران (۱۳۹۶).

درزمینه رفتار مصرفی بخش‌خصوصی نظریات متعدد ارائه‌شده است. نخستین نظریه مصرف منتسب به کینز در سال ۱۹۳۶ است (که مصرف را تابعی مستقیم از درآمدمطلق می‌داند)، این نظریه، برای مدت‌ها، جهت تحلیل رابطه بین درآمد و مصرف، در اقتصاد کلان باقی ماند. با توسعه اطلاعات آماری، حقایقی متناقض با نظریه کینز نمایان شد؛ چون در شرایط عادی، با افزایش درآمد، مصرف افزایش می‌یافت اما در

---

[۱] مصرف هزینه‌های مربوط به دارایی‌های ثابت و اشیاء قیمتی را در برنمی‌گیرد (نسخه ۱۹۹۳ نظام حساب‌های ملی).

[2] Carroll et al

[3] Ayeni

[4] Santos

شرایط رکود، مصرف (به دلیل چسبندگی مصرف)، به سطح قبلی برنمی‌گشت، حتی گاهاً میل‌نهایی‌به‌مصرف، در جهت عکس سطح درآمد، تغییر می‌کرد .مسائل فوق باعث ارائه نظریه رکودی در سال ۱۹۴۰ گردید؛ که بر اساس آن، اگر میل‌نهایی‌به‌مصرف " با افزایش رشداقتصادی" کاهش یابد، در این صورت برای حفظ رشداقتصادی باید نسبت مخارج‌دولت به درآمد افزایش یابد (در جنگ جهانی دوم، به این دلیل که مخارج‌دولت در آمریکا افزایش یافته بود، اقتصاددانان به پیروی از تز رکودی گمان می‌کردند که پس از جنگ، اقتصاد دچار رکود خواهد شد؛ ولی برخلاف تصور، اقتصاد دچار رونق شد؛ چون مردم در طول جنگ، پس‌اندازهای ناشی از کاهش مصرف را به‌صورت اوراق بهادار نگهداری کرده بودند و بعد از جنگ مصرف کردند. کاهش مصرف اخیر در امریکا نیز به علت رکود، قیمت‌نفت، نرخ‌بهره و... بوده است (حیمایت‌الله، ۲۰۱۴[1]).

در سال‌های ۱۹۴۹ نظریه دوزنبری[۲]، ۱۹۵۲ نظریه برآون[۳]، ۱۹۵۷ نظریه فریدمن[۴] و سپس نظریات مودیگلیانی[۵]، کوزنتس[۶]، اسمیت[۷]–جکسون[۸]، براون، هانتاکر[۹]–تیلور[۱۰] (نظریه رعدوبرقی مصرف)، هال[۱۱]، کمپبل[۱۲]، منکیو[۱۳]، پیساویدس[۱۴] و در دهه ۱۹۵۰ میلادی نظریه‌های پویای مصرف (نظریه‌های نگاه به جلوی مصرف) ارائه گردید.

---

[1] Himayatullah

[۲] Duesenberry: یادآوری می‌شود، کوزنتس الگوی‌مصرف را طبق نتایج بررسی داده‌های کشورهای توسعه یافته در دهه ۱۹۴۰ ارائه کرد و دوزنبری در پی تبیین آن برآمد.

[3] Brown
[4] Friedman
[5] Modigliani
[6] kuznets
[7] Smith
[8] Jackson
[9] Hountakker
[10] Taylor
[11] Hall
[12] Campbell
[13] Mankiw
[14] Pissarides

طرح نظریه‌های متفاوت و جدال‌برانگیز درزمینه مصرف، این پرسش را به ذهن متبادر می‌سازد که در تبیین رفتار مصرفی‌بخش‌خصوصی، برای پیش‌بینی و برنامه‌ریزی‌ها، کدام‌یک از نظریات مصرف بهتر می‌توانند رفتار مصرفی جامعه ایران را توضیح دهند. در همین راستا، این پژوهش به تخمین ضرایب الگوهایی مصرف: براون، دوزنبری-کوزنتس، فریدمن، هانتاکر-تیلور و جکسون-اسمیت، با روش رگرسیون ARDL و توابع مفصل‌کلایتون در دوره ۱۳۶۰ ـ ۱۳۹۵ برای ایران پرداخته است.

در ادامه به ترتیب مبانی نظری و پیشینه تجربی، الگو و روش پژوهش، تحلیل یافته‌ها و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه‌شده است.

۲- پیشینه پژوهش

فیشر و همکاران[1] (۲۰۱۹) نشان دادند، میل‌نهایی‌به‌مصرف در امریکا حدود ۱۰ درصد کمتر از قبل است. دوپور و همکاران[2] (۲۰۱۹) میل‌نهایی‌به‌مصرف ناشی از هزینه‌های دولتی در امریکا را در سطح شهری ۰/۱۸ و کل کشور ۰/۴۰ برآورد کردند. ابری‌چی و همکاران[3] (۲۰۱۷) نشان دادند، در نیجریه، درآمد و تورم اثر مثبت و نرخ‌بهره اثر منفی بر مصرف دارد. آینی (۲۰۱۷) رابطه پویای مصرف- درآمد در نیجریه را برآورد و نشان داد، عادت‌های‌مصرفی گذشته بر مصرف‌جاری تأثیر کم دارند و مصرف به‌سرعت، تغییرات در درآمد را تعدیل می‌کند، همچنین فقر، بیکاری و سطح پایین زندگی مانع از تشکیل عادت‌های مصرفی بلندمدت می‌شوند. طبق بخش دیگری از نتایج، میل‌نهایی به مصرف ناشی از درآمد دائمی ۰/۳۰ است (مردم نیجریه درآمد دائمی پایین و درآمدگذرای بالایی دارند). گراس و همکارن[4] (۲۰۱۸) نشان دادند، در زمان رکود در امریکا، میل‌نهایی‌به‌مصرف کاهش نیافته است. تپسین[5] (۲۰۱۴) میل‌نهایی‌به‌مصرف در

---

[1] Fisher et al
[2] Dupor et al
[3] Eberechi et al
[4] Gross et al
[5] Tapsin

کشورهای EA-18 را ۰/۵۷ برآورد کرد. کی‌جانو[1] (۲۰۱۲) نشان داد، رفتار مصرفی امریکا متأثر از نوسانات قیمت‌سهام، بدهی، ثروت و قیمت‌مسکن است. امام‌قلی‌پور و عاقلی (۱۳۹۱) میل‌نهایی‌کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف را به ترتیب ۰/۳۶۱ و ۰/۶۸۶ برآورد کردند. عزیزی (۱۳۸۸) نشان داد، قیمت‌سهام، نقدینگی و نرخ‌ارز تأثیر مثبت بر مصرف دارند. فخرایی و منصوری (۱۳۸۷) میل‌نهایی‌به‌مصرف بلندمدت را برای گروه با درآمد پایین ۰/۹۷، برای گروه با درآمد بالا ۰/۶۶ و برای کل گروه ۰/۸۱ و میل‌نهایی به مصرف کوتاه‌مدت را ۰/۵۵ برآورد کردند. زراءنژاد (۱۳۸۲) نشان داد، نظریه فریدمن در مقایسه با نظریات کینز، دوزنبری و مودیگلیانی قدرت بیشتری در تبیین رفتار مصرفی ایران دارد. ولدخانی (۱۳۷۶) نشان داد، میل‌نهایی‌به‌مصرف بلندمدت ۰/۷۶ و کوتاه‌مدت ۰/۶۸ است. منجذب (۱۳۷۵) نشان داد، الگوی دوزنبری رفتار مصرفی ایران را بهتر از سایر الگوهای مصرف توضیح می‌دهد.

در پژوهش‌های فوق‌الذکر که عمدتاً از الگوهای کینز، دوزنبری، فریدمن و مودیگلیانی استفاده‌شده، درآمد، مخارج‌دولت، استانداردهای زندگی، ثروت، قیمت‌سهام، عرضه‌پول، نرخ‌ارز و نقدینگی اثر مثبت و نرخ‌بهره، فقر و بیکاری اثر منفی و تورم برخی مواقع اثر مثبت و برخی مواقع اثر منفی بر مصرف داشته است.

این پژوهش به آزمون نظریات دوزنبری-کوزنتس، براون و جکسون-اسمیت، هانتاکر-تایلوراسمیت و فریدمن، برای ایران در دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۵ پرداخته است، به این‌ترتیب که ابتدا ضرایب معادلات تخمین و سپس جهت افزایش اعتماد به نتایج؛ از روش مفصل‌دمی نیز جهت آزمون نظریات مذکور استفاده‌شده است، یعنی اگر داده‌ها از مفصل‌دمی پایین پیروی کنند نتیجه می‌شود که مصرف‌جاری از عادت‌های‌مصرفی گذشته پیروی می‌کنند و این به معنای وجود چسبندگی در رفتار مصرف یا تأیید نظریات براون، دوزنبری، مودیگلیانی و هانتاکر-تیلور است.

---

[1] Quijano

۳- روش شناسی تحقیق

کینز مصرف را تابعی از درآمدمطلق دانسته که نسبت به کاهش یا افزایش درآمد واکنش یکسان نشان می‌دهد. دوزنبری (۱۹۴۹) نظریه ماندگاری مصرف را ارائه کرد که بر اساس آن، مصرف تابعی از نسبت درآمدجاری به بالاترین سطح درآمد گذشته است، بطوریکه اگر رشد درآمد ثابت بماند، میل‌نهایی‌به‌مصرف ثابت می‌ماند. وی مصرف را علاوه بر درآمد، وابسته به توزیع‌درآمد و میزان مصرف سایر افراد جامعه می‌داند و معتقد است، عادت‌های مصرفی در درآمدهای بالا شکل می‌گیرند و با کاهش درآمد قابل ترک نیستند. به‌طورکلی دو فرضیه از ماندگاری عادت‌های‌مصرفی به‌طور هم‌زمان توسط دوزنبری و مودیگلیانی در سال ۱۹۴۷ ارائه شد که بر اساس آن با کاهش درآمد، فرد برای حفظ سطح استانداردهای زندگی سعی می‌کند با کاهش پس‌اندازها، سطح مصرف را (مرتبط با بالاترین سطح درآمد یا مصرف گذشته) حفظ نماید، پس رفتار مصرفی به درآمد نسبی (درآمدجاری به حداکثر درآمد دوره‌های قبل) مربوط می‌شود. دوزنبری تابع متوسط پس‌انداز را به‌صورت رابطه (۱) معرفی کرد.

$$\frac{S_t}{Y_t} = F\left(\frac{Y_t}{Y_{PK}}\right) \qquad (۱)$$

S_t: نماد پس‌انداز در دوره t، Y_t: درآمد جاری در زمان t و Y_{PK}: حداکثر درآمد در دوره‌های قبل است.

دوزنبری فرم خطی را برای معادله (۱) انتخاب می‌کند، چون معتقد است، فرم‌های غیرخطی توجیه اقتصادی و تجربی ندارند (گپینسکی[1]،۱۹۸۲).

$$\frac{S_t}{Y_t} = a_D + b_D\frac{Y_t}{Y_{PK}} \rightarrow \qquad \frac{C_t}{Y_t} = (1-a_D) - b_D\frac{Y_t}{Y_{PK}} \rightarrow$$

$$C_t = (1-a_D)Y_t - b_D\frac{Y_t^2}{Y_{PK}} \qquad (۲)$$

a_D ،b_D : ضرایب تابع هستند.

[1] Gapinski

در برخی مقالات، دوزنبری بجای Y_{PK} عبارت C_{PK} را گذاشته است،چون معتقد است عادت‌های‌مصرفی وقتی شکل می‌گیرد که مصرف واقعاً رخ دهد (رابطه ۳).

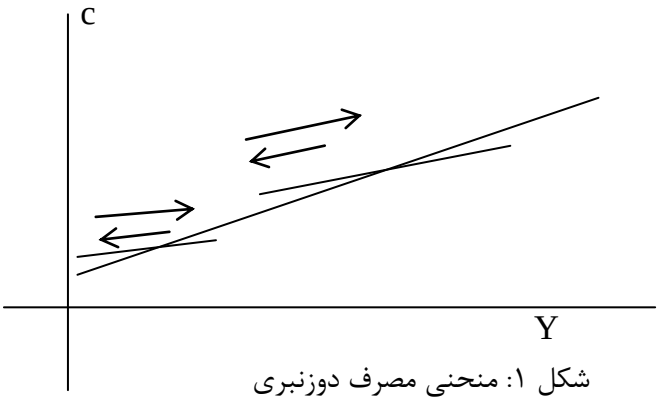
$$C_t = (1 - A_D)Y_t - B_D \frac{Y_t^2}{C_{PK}} \quad (۳)$$

طبق الگوی مصرف کوزنتس، اگر درآمد در هر دوره زمانی به‌صورت یکنواخت و با نرخ v افزایش یابد ($\frac{Y_t}{Y_{t-1}} = 1 + v$) و شرط $Y_{PK} = Y_{t-1}$ برقرار باشد، در این صورت الگوی دوزنبری به الگوی کوزنتس تبدیل خواهد شد (رابطه ۴).

$$C_t = [1 - a_D - b_D(1 + v)]Y_t \quad (۴)$$

طبق معادله (۴)،v: با میل‌نهایی و متوسط به مصرف رابطه معکوس دارد، پس منحنی مصرف برای درآمدهای پایین‌تر کندتر می‌شود (معادله ۵ و شکل ۱).

طبق معادله (۴)،v: با میل‌نهایی و متوسط به مصرف رابطه معکوس دارد، پس منحنی مصرف برای درآمدهای پایین‌تر کندتر می‌شود (معادله ۵ و شکل ۱).



شکل ۱: منحنی مصرف دوزنبری

براون (۱۹۵۲) کندی (چسبندگی یا غیرقابل‌برگشت بودن در رفتار مصرف‌کنندگان را ناشی از عادت‌های کسب‌شده از مصرف گذشته می‌داند و معتقد

است، "عادت‌های مرتبط با مصرف دوره گذشته بر سیستم فیزیولوژی و روانی انسان فشار وارد کرده و به دو دلیل باعث کندی رفتار مصرف‌کننده می‌شود. ۱- فشار عادت‌های مداوم (حوادث غیر گذرای گذشته مؤثر بر مصرف) و ۲- غیر مداوم (عادت‌های مرتبط با حوادث برجسته گذشته مؤثر بر مصرف). عادت‌های غیر مداوم مؤثر بر مصرف به‌صورت معادله (۵) نوشته می‌شود.

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 C_{PK} \qquad (۵)$$

C_t, Y_t, C_{PK}: به ترتیب، بیانگر بالاترین مصرف دوره گذشته، درآمد و مصرف‌جاری، α_2: ضریب‌کندی که بیانگر شدت تأثیر عادتهای‌مصرفی گذشته بر مصرف‌جاری است.

در حالت غیرمداوم، هرچه به زمان قبل‌تر برگردیم، ضریب (وزن) مصرف ادوار گذشته کوچک‌تر می‌شود. ازآنجاکه مصرف دوره بلافاصله قبل (t-1) دربرگیرنده تجربیات گذشته است، براون فرم ریاضی (۶) را برای الگوی مصرف‌کل معرفی کرد.

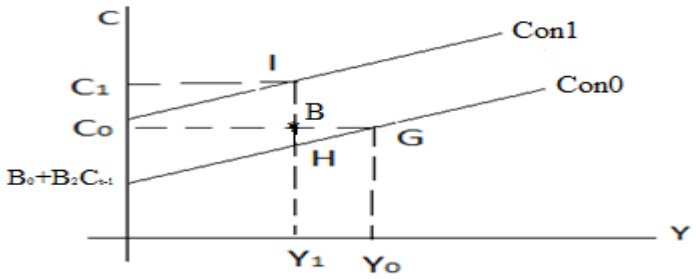
$$C_t = B_0 + B_1 Y_t + B_2 C_{t-1} \qquad (۶)$$

B_2: ضریب‌کندی

$B_2 C_{t-1}$ تحت تأثیر سطح مصرف‌گذشته تغییر می‌کند و باعث جابجایی و ایجاد شکستگی‌های چین مانند در منحنی مصرف می‌شود (اسمیت، دوزنبری، مودیگلیانی و دیویس به این مورد توجه نکردند). این مسئله، بعد جدیدی برای تشریح ابطه معکوس که گاهی بین درآمدجاری و مصرف‌جاری مشاهده می‌شود را به وجود آورد، شکل (۲) به فهم مسئله کمک می‌کند[۱].

---

[۱]. اگر مصرف جاری با نرخ δ تغییر کند $C_t = (1+\delta)C_{t-1}$، با جایگزینی این شرط در معادله (۴)، معادله کوزنتس به‌دست می‌آید.



شکل ۲: منحنی مصرف قبل و بعد از تغییر درآمد

در شکل (۲)، Con_0 منحنی اولیه مصرف و Con_1 منحنی مصرف بعد از تغییر درآمد را نشان می‌دهند. همان‌طور که پیداست در دوره t_1 نسبت به دوره t_0 منحنی مصرف به سمت بالا (به علت عادت‌های‌مصرفی گذشته) منتقل می‌شود (با کاهش درآمد، سه حالت ممکن است اتفاق بیافتد: نخست، منحنی مصرف بین نقاط H , B واقع شود و مصرف کاهش یابد. دوم، منحنی مصرف تا نقطه B افزایش یابد و مصرف ثابت بماند و سوم منحنی به Con_1 منتقل شود و مصرف افزایش یابد (گپینسکی (۱۹۸۲) معتقد است که حالت سوم اتفاق می‌افتد)؛ بنابراین اثر کاهش درآمد بر کاهش مصرف شاید کمتر از اثر افزایشی عادت‌های‌مصرفی باشد، این وضعیت به واکنش چرخ‌دنده‌ای مصرف معروف است.

در نظریه مصرف هانتاکر– تیلور، مصرف تابعی از درآمد دوره گذشته و تغییرات درآمد (رابطه ۷) است (گپینسکی، ۱۹۸۲).

$$C_t = b_0 + b_1 \Delta Y_t + b_2 Y_{t-1} + b_3 C_{t-1} \quad \text{یا}$$

$$C_t = b_0 + b_1 Y_t + (b_2 - b_1) Y_{t-1} + b_3 C_{t-1} \quad (۷)$$

اسمیت - جکسون، الگوی مصرف رعدوبرقی (با عادت‌های ناپیوسته) را معرفی کردند؛ که در آن عادت‌های ناپیوسته با متغیرهای کیفی (مجازی) وارد الگو می‌شوند (رابطه ۸ و شکل ۳).

$$C_t = d_0 + d_1 Y_t + \sum_{i=2}^{n} d_i D_{i-1,t} \qquad (۸)$$

$D_{i,t}$: متغیر مجازی که بیانگر فشارهای مصرفی‌ناپیوسته (رونق، رکود، فشارمالی و...) و d_i: ضرایب معادله هستند.

شکل ۳: منحنی رعد و برقی مصرف

در نظریه فریدمن (۱۹۵۷) مردم با انتظاری که از درآمد در بلندمدت دارند، مصرف می‌کنند و مصرف از بهینه‌یابی بین دوره‌ای سطح مطلوبیت حاصل می‌شود و به درآمد دائمی و ثروت بستگی دارد (درآمد دائمی برابر با حاصل‌ضرب نرخ بازدهی در ارزش‌حال درآمدهای آتی فرد است). تابع اصلی مصرف فریدمن به‌صورت رابطه (۹) است.

$$C_t = AY_P,$$
$$Y_P = (1-\lambda)\sum_{i=0}^{\infty}\lambda^i Y_{t-i} = (1-\lambda)Y_t + (1-\lambda)\lambda Y_{t-1} + (1-\lambda)\lambda^2 Y_{t-2} + \cdots$$
$$\rightarrow C_t = \beta_y Y_t + \beta_c C_{t-1} \quad \text{و} \quad \beta_c = \lambda \quad , \beta_y = A(1-\lambda) \qquad (۹)$$

Y_P و A: به ترتیب بیانگر درآمد دائمی و میل‌نهایی‌به‌مصرف دائمی هستند.

فریدمن رابطه (۱۰) را طبق انتظارات تطبیقی جهت کارهای تجربی معرفی می‌کند.

$$C_t = \beta_0 + \beta_y Y_p + \beta_c C_{t-1} \qquad (۱۰)$$

$\beta_0,\ \beta_y\ , \beta_c$: ضرایب تابع هستند.

شالوده نظریات مصرف دوزنبری، مودیگلیانی، براون و هانتاکر-تیلور، فشار عادت‌های‌مصرفی است و چون عادت‌های‌مصرفی به‌تدریج محو می‌شوند پس اثر عادت‌های بر مصرف با گذر زمان روندی کاهشی و میرا دارد، در چنین مواردی از الگوی وقفه کویک[1] نیز استفاده می‌شود (رابطه ۱۱).

$$C_t = \alpha + \beta_0 Y_t + \beta_0 \lambda Y_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 Y_{t-2} + \cdots + u_i$$

$$C_t = \delta + \beta_0 Y_t + \lambda C_{t-1} + v_t \ , \delta = \alpha(1-\lambda) \ , \ v_t = u_t - \lambda u_{t-1} \qquad (۱۱)$$

ضریب‌کویک (λ) بیانگر فشار عادت‌های‌مصرفی گذشته بر مصرف‌جاری است.

توابع مفصل

در این پژوهش از توابع ارشمیدسی منسوب به کلایتون با توابع توزیع و چگالی مفصل، به‌صورت رابطه (۱۲ و ۱۳) استفاده‌شده است.

$$C_c(u,v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{\frac{-1}{\theta}} \qquad \theta \geq 0 \qquad (۱۲)$$

$$C_d(u,v) = (\theta+1)\left(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1\right)^{\frac{-2}{\theta}} (uv)^{-\theta-1} \qquad \theta \geq 0 \qquad (۱۳)$$

$C_c(.)$ و $C_d(.)$: به ترتیب بیانگر توابع توزیع و چگالی هستند. اگر $\theta \to 0$ ، استقلال بین توزیع‌های حاشیه‌ای وجود دارد، اگر $\theta \to \infty$

آنگاه تابع حدود بالایی فرچه - هافدینگ را نتیجه می‌دهد. تابع مفصل کلایتون، وابستگی دمی پایینی را نشان می‌دهد، روش پژوهش، علی-معلولی و شبه‌تجربی است، متغیرهای پژوهش شامل: مخارج‌مصرفی‌خصوصی، درآمد، نرخ‌بهره، نرخ‌ارز آزاد، قیمت‌سهام و متغیر مجازی رونق اقتصادی (در رونق یک و سایر سال‌ها صفر)، متغیر مجازی رکود اقتصادی (در رکود یک و سایر سال‌ها صفر) منظور شده است. ازنظر کلاسیک‌ها رکود اقتصادی به معنای داشتن دست‌کم دو دوره نرخ رشد منفی است

[1]. Koyck

(رضایی‌پور و آقایی‌خوندایی، ۱۳۹۰) برای به دست آوردن دوره‌های رونق و رکود از روش فیلتر هودریک – پرسکات استفاده‌شده است.

داده‌های مورداستفاده از حساب‌های ملی ایران استخراج‌شده است چون آمارهای درآمد قابل‌تصرف ثبت‌شده وجود ندارد، بنابراین درآمد قابل‌تصرف برابر با تولیدناخالص‌داخلی منهای مجموع مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم و خالص مالیات‌های غیرمستقیم نیز برابر با مالیات بر هزینه تولید منهای پرداخت‌های انتقالی دولت به افراد و مؤسسات (کمک‌های نقدی یا یارانه به کالاهای‌مصرفی) و برای مالیات، مالیات‌های بر درآمد، منظور شده است.

۴- یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه مصرف برآون، دوزنبری، کوزنتس، فریدمن، هانتاکر-تیلور و اسمیت-جکسون به دو روش: ۱- رگرسیون و ۲- وابستگی‌دمی انجام‌شده است. ۱- روش رگرسیون: جهت برآورد ضرایب، ابتدا باید از وضعیت ایستایی داده‌ها، باهدف انتخاب روش تجزیه‌وتحلیل مناسب و خودداری از رگرسیون کاذب؛ مطلع شد. جهت آزمون ایستایی (با توجه ضعف، آزمون‌دیکی-فولر، در شرایط وجود تغییرات در سری‌های‌زمانی و وجود چنین تغییراتی در تحولات سیاسی و اقتصادی ایران در سال‌های اخیر و اینکه این تغییرات تأثیرات شگرفی در متغیرهای‌کلان‌اقتصادی، ایجاد کرده‌اند) از روش پرون استفاده‌شده است (جدول ۱).

جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی پرون

نام متغیر	نماد متغیر	آماره محاسباتی	درجه ایستایی
مصرف	C	۳/۲۱	۱
درآمد	Y	۳/۲۸	۱
نقدینگی	W	۱۲	۰

نرخ‌بهره	R	۰/۹۵	۱
نرخ‌ارز آزاد	E	۳/۶	۱
قیمت‌سهام	S	۳/۴	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

مقایسه آماره‌های محاسباتی جدول (۱) با مقادیر سطح بحرانی، نشان می‌دهد، همه متغیرها (به جزء نرخ‌بهره) در سطح غیر ایستا و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. یادآوری می‌شود که با تفاضل‌گیری اطلاعات ارزشمندی از داده‌ها از دست می‌رود و ازآنجاکه فرضیه‌های مورد آزمون، رابطه بلندمدت بین متغیرها را در سطح اندازه‌گیری می‌کنند (نه به‌صورت تفاضل)، پس برای حفظ اطلاعات بلندمدت و پویایی الگو از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده‌شده است. تعداد وقفه بهینه نیز با معیار شوارتز -بیزین، برابر با یک برآورد شد و از روش LM برای آزمون همبستگی‌سریالی و از روش ARCH برای کشف ناهمسانی استفاده و نهایتاً، ضرایب معادلات مصرف برآورد شدند.

نتایج برآورد ضرایب معادله مصرف براون

نتایج برآورد ضرایب معادله براون (رابطه ۶) طی جدول (۲) گزارش‌شده است. یادآوری می‌شود، متغیرهای ثروت (W)، نرخ‌بهره (R)، رونق (DB)، رکود (DR)، نرخ‌ارز (E)، قیمت‌سهام (S)، تحت عنوان متغیرهای‌کنترل (جهت اندازه‌گیری دقیق میل‌نهایی‌به‌مصرف و اثر عادت‌های‌مصرفی گذشته بر مصرف‌جاری) وارد الگوی (۶) شده‌اند.

$$B_0 = [A_0 + A_3W_t + A_4R_t + A_5DB_t + A_6DR_t + A_7E_t + A_8S_t]$$

جدول ۲: نتایج برآورد ضرایب معادله مصرف براون

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ثابت	-۸۹۰/۳	۷۴۸/۸	-۱/۱۹۱۴ (۰/۲۳)
C_{t-1}	۰/۳۹	۰/۰۶۱۱۵	۶/۳۹۳۴ (۰/۰۰۰)
Y_t	۰/۴۶	۰/۰۵۲	۸/۸۴۶۲ (۰/۰۰۰)
W_t	۰/۲۱	۰/۰۹۴	۲/۲۳۴۰ (۰/۰۲۶)
R_t	-۱۷۰۰	۹۶۰	۱/۷۷۱۰ (۰/۰۳۸)
DB	۸۰۰۴	۲۱۰۵	۳/۸۰۲۴ (۰/۰۰۰)
DR	۱۲۹۰	۴۵۰	۲/۸۶۶۷ (۰/۰۲۴)
E_t	-۰/۶۰	۰/۳۲	۱/۸۷۵۰ (۰/۰۳۱)
S_t	۰/۰۶	۰/۰۳۱	۱/۹۳۵۵ (۰/۰۲۶)
R^2=۰/۹۳		F=۱۲۱۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج حاصل از برآورد الگوی براون، میل‌نهایی‌به‌مصرف، برابر با ۰/۴۶ است. ضریب متغیر مصرف با یک وقفه (ضریب کندی)، ۰/۳۹ و بیانگر تأثیر مصرف دوره گذشته بر مصرف‌جاری است (به‌عنوان‌مثال، یک واحد افزایش در مصرف دوره کنونی، باعث افزایش مصرف دوره بعد به میزان ۰/۳۹ می‌شود) و هرچه به یک نزدیک‌تر باشد تأثیرپذیری بیشتر مصرف‌جاری از گذشته را نشان می‌دهد. اندازه این ضریب به سیستم فیزیولوژی بدن انسان، احساسات و ادراک، تمایلات، عادت‌های کسب‌شده از مصرف گذشته، ساختار شخصیتی، عوامل محیطی، اجتماعی و اثرات روانی مصرف گذشته، وابسته است (چون وقتی، فیزیولوژی بدن با یک برنامه غذایی خاص، عادت کرد، تغییر آن مشکل است، یا زمانی که انسان به مصرف کالاهای خاص عمدتاً بادوام عادت کرد (ازنظر روانشناسی و اجتماعی)، مصرف کالاهای باکیفیت پایین‌تر برایش مشکل است).

در هر دوره زمانی، منحنی مصرف به علت فشار عادت‌های‌مصرفی گذشته به‌اندازه $۰/۳۹\Delta C_{t-1}$ به بالا منتقل می‌شود که این مؤید تأثیر عادت‌های‌مصرفی بر مصرف

است، همچنین منحنی مصرف به علّت تغییر در متغیرهای‌کنترل به‌اندازه عبارت $[0.21\Delta W_t - 1700\Delta R_t + 8004\Delta DB_t + 1290\Delta DR_t + -0.60\Delta E_t + 0.06\Delta S_t]$ جابجامی‌شود.

میل‌نهایی‌به‌مصرف ناشی از ثروت برابر با ۰/۲۱ برآورد شده است؛ چون افرادی که علاوه بر درآمدجاری، منابع درآمدی دیگری دارند نسبت به افرادی که متکی به درآمدجاری خود هستند از میدان عمل بیشتری در تغییر رفتار مصرفی خود برخوردار هستند. نرخ‌بهره با مصرف رابطه منفی دارد، چون نرخ‌بهره سپرده‌های بانکی، از دید مصرف‌کننده هزینه‌فرصت مصرف محسوب می‌شوند و با افزایش نرخ‌بهره مصرف کاهش و پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی افزایش می‌یابد، از طرفی افزایش نرخ‌بهره، تقاضای وام خرید کالاهای بادوام را کاهش می‌دهد.

رکود برخلاف انتظار بر مصرف اثر مثبت دارد (اکثر رکودها زودگذر هستند و تغییرات کوتاه‌مدت در رفتار مصرف‌کنندگان ایجاد می‌کنند ولی برخی رکودها عمیق و پایدار هستند، چنین رکودهایی تفکر و ساختار مصرفی جدیدی را شکل می‌دهند و در بلندمدت رفتار مصرفی را متأثر می‌کنند).

رونق، تأثیری مشابه درآمد بر مصرف دارد چون در زمان رونق، خانوارها سعی در تأمین نیازهای ارضاء نشده دوره رکود دارند، پس مصرف بالا می‌رود. نرخ‌ارز رابطه منفی با مصرف دارد چون افزایش نرخ‌ارز بر تورم اثر مثبت گذاشته و از این طریق درآمدواقعی و در نتیجه مصرف را کاهش می‌دهد. قیمت‌سهام رابطه مثبت با مصرف دارد چون افزایش (کاهش) قیمت‌سهام باعث افزایش (کاهش) ثروت‌مالی خانوارها و در نتیجه افزایش (کاهش) مصرف می‌گردد.

ضرایب برآورد شده رابطه (۱۱) طبق گزارش‌ها جدول (۲)، به‌صورت رابطه (۱۱-الف) ارائه‌شده است.

$$\ddot{C}_t = \ddot{B}_0 - 1459 + 0.46Y_t + 0.18Y_{t-1} + 0.07Y_{t-2} + 0.027Y_{t-3} + 0.011Y_{t-4} + 0.004Y_{t-5} + \cdots$$

$$\rightarrow \ddot{C}_t = \ddot{B}_0 - 890.3 + 0.46Y_t + 0.39C_{t-1} \quad \text{(۱۱-الف)}$$

طبق رابطه (۱۱-الف) میل نهایی به مصرف دوره‌های گذشته حالت همگرا یا میرا دارند. بطوریکه میل‌نهایی‌به‌مصرف درآمد جاری ۰/۴۶، میل‌نهایی‌به‌مصرف ناشی از درآمد دوره گذشته ۰/۱۸ و میل‌نهایی‌به‌مصرف دو دوره گذشته برابر با ۰/۰۷ و این روند کاهشی ادامه دارد. ضریب $\boldsymbol{\lambda}$ برابر با ۰/۳۹ است یعنی تأثیر درآمد گذشته بر مصرف‌جاری هر دوره به میزان ۰/۳۹ مستهلک می‌شود.

نتایج برآورد ضرایب معادله مصرف دوزنبری و کوزنتس

ضرایب الگوی مصرف دوزنبری (با فرض نرخ رشداقتصادی ۴/۵٪ (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران) طی رابطه (۴-الف) گزارش‌شده است.

$$\ddot{C}_t = \ddot{B}_0 + \{0.42 + 0.39(1 + 045)\}Y_t = \ddot{B}_0 + 0.83Y_t \quad \text{(۴-الف)}$$

$$\ddot{B}_0 = 21\Delta W_t - 1700\Delta R_t + 8004\Delta DB_t + 1290\Delta DR_t + -0.60\Delta E_t + 0.0\Delta 6S_t$$

میانگین وقفه $= \frac{\lambda}{1-\lambda}$ =۰/۶۴ و میانه وقفه $= \frac{Log2}{Log\lambda}$ = ۰/۰۷۴

میانه و میانگین وقفه به ترتیب ۰/۷۴ و ۰/۶۴ است یعنی ۷۴٪ سال طول می‌کشد تا ۵۰٪ از تغییرات در درآمد در مصرف منعکس شود و ۶۴٪ سال طول می‌کشد تا مصرف تغییرات درآمد را تعدیل کند.

نتایج برآورد ضرایب معادله مصرف فریدمن

ضرایب الگوی مصرف فریدمن (روابط ۹ و ۱۰) برآورد و نتیجه طی روابط (۹-الف و ۱۰-الف) گزارش‌شده است.

$$\ddot{C}_t = \ddot{B}_0 + 0.46Y_t + 0.18Y_{t-1} + 0.07Y_{t-2} + \cdots = \ddot{C}_t = \ddot{B}_0 + 75.4Y_p \quad \text{(۹-الف)}$$

$$\ddot{C}_t = \ddot{B}_0 - 890.3 + 0.46Y_t + 0.39C_{t-1} \quad \text{(۱۰-الف)}$$

میل‌نهایی‌به‌مصرف ناشی از درآمد دائمی برابر با ۷۵/۴٪ است. بین نظریه فریدمن و دوزنبری شباهت زیادی است چون هردو معتقدند که رفتار مصرفی مردم، نتیجه تلاش برای حداکثر کردن مطلوبیت از طریق تخصیص درآمد در دوران زندگی است.

نتایج برآورد ضرایب معادله مصرف هانتاکر-تیلور

نتایج برآورد ضرایب معادله مصرف هانتاکر-تیلور (رابطه ۷) با اضافه شدن متغیرهای‌کنترل، طی جدول (۳) گزارش‌شده است.

جدول ۳: ضرایب معادله هانتاکر-تیلور

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدأ	-۶۷۰/۳	۷۴۴/۸	۰/۸۹۹۳ (۰/۱۸۰)
C_{t-1}	۰/۳۷	۰/۰۶۳	۵/۸۷۳۰ (۰/۰۰۰)
Y_t	۰/۴۲	۰/۰۴۶	۹/۱۳۰۴ (۰/۰۰۰)
Y_{t-1}	۰/۲۳	۰/۱۱	۲/۱۹۱۰ (۰/۰۲۹)
W_t	۰/۲۵	۰/۱۳	۱/۹۲۰۰ (۰/۰۵۶)
R_t	-۱۶۸۹	۸۹۰	۱/۹۲۳۱ (۰/۰۵۶)
DB	۷۹۰۰	۱۸۵۰	۴/۲۷۰۳ (۰/۰۰۰)
DR	۱۲۱۰	۳۹۰	۳/۱۰۲۶ (۰/۰۰۲)
E_t	-۰/۵۷	۰/۱۹	۳/۰۰۲ (۰/۰۰۳)
S_t	۰/۰۷	۰/۰۲۹	۲/۴۱۳۸ (۰/۰۱۶)
	R^2=۰/۹۵	F=۱۳۰۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

$$\hat{C}_t = \hat{b}_0 + 0.42\Delta Y_t + 0.65Y_{t-1} + 0.37C_{t-1}$$

$$\hat{C}_t = \hat{b}_0 - 670.3 + 0.42Y_t + (0.65 - 0.42 = 0.23)Y_{t-1} + 0.37C_{t-1} \quad (۷\text{-الف})$$

در معادله هانتاکر-تیلور (۷-الف) با توجه به اینکه متغیر جدید Y_{t-1} به معادله (در مقایسه با معادله برآون) اضافه‌شده، میل‌نهایی‌به‌مصرف ناشی از درآمد جاری از ۰/۴۶به ۰/۲ کاهش‌یافته و میل نهایی به درآمد دوره قبل ۰/۲۳ برآورد شده است؛ این نتیجه مؤید نظریه "فشار عادت‌های ناپیوسته باگذشت زمان حالت همگرایی (میرا) دارند" است. نتایج برآورد ضرایب معادله جکسون-اسمیت (معادله ۸)

جدول ۴: نتایج برآورد ضرایب معادله جکسون-اسمیت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدأ	-۱۲۰/۱	۱۱۰/۸	-۱/۰۸۱۰ (۰/۲۷۶)
Y_t	۰/۷۴	۰/۱۱۸	۶/۲۷۱۱ (۰/۰۰۰)
W_t	۰/۱۹	۰/۰۹۱	۲/۰۸۷۹ (۰/۰۳۷)
R_t	-۲۱۰۰	۱۲۱۰	۱/۷۳۵۵ (۰/۰۸۲)
DB	۸۶۰۰	۲۱۰۰	۴/۰۹۵۲ (۰/۰۰۰)
DR	۱۴۰۰	۵۱۰	۲/۷۴۵۱ (۰/۰۰۶)
E_t	-۰/۷۱	۰/۳۱	۲/۲۹۰۳ (۰/۰۲۲)
S_t	۰/۰۸	۰/۰۲۵	۲/۷۵۸۶ (۰/۰۰۶)
	R^2=۰/۸۱	F=۸۷۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج میل‌نهایی‌به‌مصرف در الگوی جکسون-اسمیت ۰/۶۹ و ضرایب متغیرهای مجازی دوران رونق و رکود هر دو مثبت هستند، به این معنا که در دوران رونق و رکود منحنی مصرف به علت عادات مصرفی قبل، به بالا منتقل می‌شود (در رونق به میزان ۸۶۰۰ واحد و در رکود به میزان ۱۴۰۰ واحد)(مانند شکل،۳) است. (یادآوری می‌شود، این نظریه بیشتر به تأثیر عوامل کیفی بر مصرف‌جاری تأکید دارد).

نتایج آزمون‌های تشخیصی

برای اطمینان از صحت اعتبار الگو، آزمون‌های تشخیصی روی‌داده‌ها انجام و نتیجه طی جدول (۵) گزارش‌شده است. طبق آماره‌های F و LM الگو دچار مشکل خودهمبستگی جملات خطا، ناهمسانی واریانس و فرم تابعی نیست.

جدول ۵: نتایج آزمون‌های تشخیصی برای الگوی ARDL

آزمون	آماره	
	LM	F
SC: عدم خودهمبستگی	۷/۵۳(۰/۰۹۷)	۲/۰۶(۰/۱۰۱)
FF: تصریح فرم تبعی	۰/۱۵(۰/۰۶۸)	۰/۱۱(۰/۷۲)
N: نرمال بودن جملات پسماند	۰/۷۴(۰/۰۷۱)	-
H: ناهمسانی واریانس	۱/۰۵۳(۰/۳۰)	۰/۹۸(۰/۳۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد ضریب تصحیح خطا

جهت برآورد ضریب تصحیح خطا، جملات‌اخلال رگرسیون هم‌انباشتگی، با یک وقفه‌زمانی، به‌صورت یک متغیر توضیحی همراه با تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها وارد الگو شده و نتیجه طی جدول (۶) گزارش‌شده است.

جدول ۶: نتایج الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
ECM(-1)	-۰/۵۳	-۳/۲۱	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به ضریب ECM(-1) (۰/۵۳-)، هر دوره بیش از ۵۰ درصد اختلاف بین مقدار واقعی و مقدار بلندمدت (تعادلی) مخارج‌مصرفی‌بخش‌خصوصی، حذف یا تصحیح می‌شود.

جدول ۷: خلاصه یافته‌های پژوهش

الگو	میل‌نهایی‌به‌مصرف			ضریب‌کندی (چسبندگی)	میل نهایی به ثروت
	کوتاه‌مدت	بلندمدت	ناشی از درآمد دوره قبل		
برآون	۰/۴۶	–	–	۰/۳۹	۰/۲۱
دوزنبری-کوزنتس	۰/۴۶	۰/۸۳	–	–	۰/۲۱
فریدمن	–	٪۷۵/۴	–	۰/۳۹	۰/۲۱
هانتاکر-تیلور	-/۴۲	–	۰/۲۳	۰/۳۷	۰/۲۵
اسمیت-جکسون	–	۰/۷۴	–	–	۰/۱۹

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق آماره ضریب تعیین، چون این ضریب برای الگوی هانتاکر-تیلور از بقیه بزرگتر (R^2=0.95) است، پس الگوی مذکور بهتر از بقیه الگوها، رفتار مصرفی ایران را توضیح می‌دهد.

برآورد ضرایب تابع مفصل برای مصرف و درآمد

در راستای برآورد ضرایب توابع مفصل، ابتدا تابع مفصل مناسب برای سری‌های‌زمانی مصرف و درآمد بر اساس معیارهای BIC و AIC، انتخاب‌شده است، هر چه این معیارها کوچک‌تر باشند، مفصل برازش داده‌شده، مناسب‌تر است؛ بنابراین با توجه به معیارهای مذکور، مناسب‌ترین مفصل برای متغیرها محاسبه و نتایج مربوطه طی جدول (۸) ارائه‌شده است.

جدول ۸: نتایج انتخاب تابع مفصل مناسب متغیرهای **درآمد**-مصرف

سری زمانی	ضریب	حداکثر درستنمایی	BIC	AIC
ضریب گامبل	۴/۵	۲۱۰۰	-۳۴۰۰	-۳۲۰۸
ضریب کلایتون	۱/۴	۲۱۳۴	-۳۹۸۷	-۴۰۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق گزارش‌های ارائه‌شده در جدول (۷) چون مقادیر،BIC و AIC، برای شاخص‌کلایتون از گامبل کوچک‌تر است، پس شاخص کلایتون، مناسب‌تر است؛ پس رابطه مصرف – درآمد از شاخص کلایتون پیروی می‌کنند، به این معنا که با افزایش درآمد؛ مصرف افزایش‌یافته ولی با کاهش درآمد، مصرف با شدت کمتری کاهش می‌یابد. این نتیجه نیز مؤید نظریه دوزنبری، مودیگلیانی و براون است، بنابراین بر اساس نظریه مفصل دمی نیز منحنی مصرف به‌صورت رعدوبرقی است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، جهت آزمون فرضیه دوزنبری-کوزنتس، براون، هانتاکر-تیلور، اسمیت-جکسون و فریدمن در ایران ابتدا آزمون‌های ایستایی، جهت انتخاب نوع روش پژوهش انجام، سپس ضرایب توابع مصرف با روش ARDL برآورد و در ادامه آزمون‌های تشخیصی لازم روی داده‌ها انجام و نهایتاً جهت افزایش اعتماد به نتایج به کشف وابستگی دمی بین داده‌ها با روش توابع مفصل دمی کلایتون اقدام شده است.

طبق نتایج، میل‌نهایی‌به‌مصرف بلندمدت، طبق الگوی دوزنبری برابر با ۸۳٪ و برای الگوی فریدمن برابر با ۷۵/۴٪ و برای الگوی جکسون-اسمیت ۰/۷۴ برآورد شده است. میل‌نهایی‌به‌مصرف کوتاه‌مدت طبق الگوی براون ۰/۴۶ و الگوی هانتاکر ۰/۴۲ برآورد شده است. ضریب تأثیر عادت‌های مصرف‌گذشته بر مصرف‌جاری تأیید و ضریب‌کندی (چسبندگی) ۳۹٪ برآورد شده است. به این معنا که افزایش ۱۰۰ واحدی

در مصرف‌جاری باعث افزایش ۳۹ واحدی در مصرف سال بعد خواهد شد. همچنین میل‌نهایی‌به‌مصرف ناشی از ثروت بین ۰/۱۹ تا ۰/۲۵ برآورد شده است.

طبق نتایج روش مفصل دمی بین داده‌ها وابستگی از نوع کلایتون وجود دارد با توجه به اینکه کلایتون وابستگی پایینی را نشان می‌دهد پس با افزایش درآمد، مصرف افزایش‌یافته ولی با کاهش درآمد، مصرف با شدت کمتر، کاهش می‌یابد. همچنین طبق شاخص ضریب تعیین، الگوی هانتاکر-تیلور رفتار مصرفی ایران را بهتر از بقیه توضیح می‌دهد.

یافته‌های پژوهش با یافته‌های ابری‌چی و همکاران (۲۰۱۷)، اوکوری (۱۰۱۶)، گراس و همکاران (۲۰۱۶)، پلتونن و همکاران (۲۰۱۲)، کیجانو (۲۰۱۲)، عزیزی (۱۳۸۸) و زراءنژاد (۱۳۸۲) همسو و با یافته‌های آینی و آکیجو (۲۰۱۷) در تضاد است.

۶- قدردانی

ازکلیه دانشجویان که در جمع‌آوری داده‌ها همکاری کرده‌اند کمال تشکر به عمل می‌آید.

فهرست منابع

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

Ayeni, A. (2017). Econometric Modelling of Income-consumption Relationship: Evidence from Nigeria. British Journal of Economics. *Management & Trade*, (16)2, 1-15.

Azizi, F. (2009). The effect of changing the wealth in the stock market on the consumption expenditure of the private sector (Case Study: Iran, 1986-86). *Journal of Economic Sciences*, (35)2, 63-89.

Carroll, C. D., & Jiri, S., & Kiichi, T. (2014). The Distri bution of Wealth and the MPC: Implications of New European Data. *The American Economic Review*, (104)5, 107-111.

Dupor, B., & Karabarbounis, M., & Kudlyak, M., & Mehkari, M. S. (2019). Regional Consumption Responses and the Aggregate Fiscal Multiplier.Working Paper No. 18-04. doi.org/10.24148/wp2018-04.

Eberechi, B., & Ikwuagwu, F. O., & Ariwa. K., & Onyele, O. (2017). Determinants of Aggregate Consumption Expenditure in Nigeria (1981-2015). *International Journal of Economics and Financial Management*, (3)2, 2545 – 5966.

Emamgholipoor, S., & Aqli, A. (2012). The Impact of Wealth on Private Sector Consumption in Iran, *Quarterly Journal of Economic Modeling*. (6)2, 61-80 .[In Persian]

Fakhraei, E., & Mansouri, S. A. (2008). Estimation of Long-term Consumption Function by Collective Method and Calculating the Relationship between Short-Term Consumption in Iran (ARDL). *Quarterly Journal of Economics (Former Economic Studies)*, (5)2, 23-38. [In Persian]

Fisher, J., & Johnson, D., & Latner, J., & Smeeding, T., & Thompson, J. (2019). Estimating the marginal propensity to consume using the distributions of income, consumption, and wealth. http://equitablegrowth.org/working-papers/marginal-propensity-consume.

Gapinski, J. (1982). *Macroeconomic Theory, Statics, Dynamics, and policy*.McGraw-Hill,Ins.

Gross, T., & Notowidigdo, M., & Wang, J. (2018). The Marginal Propensity to Consume Over the Business Cycle, National Bureau of Economic Research Working Paper 22518. www.nber.org/papers/w22518.pdf.

Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy,* (86)6, 971-987.

Himayatullah, K. (2014). An Empirical Investigation of Consumption Function under Relative Income Hypothesis: Evidence from Farm

Households in Northern Pakistan. *International Journal of Economic Sciences*, (3)2, 43-52. www.iises.net/?p=10414.

Mohammadzadeh, P., & Beheshti, M., & Akbari, A. (2017). Cognitive Sciences A Approach to Explaining Consumer Economic Behavior. *Journal of Economic Research*, (52)1, 1-33. [In Persian]

Monjazeb, M. R. (1996). Selection of optimal consumption model in Iran based on econometric methods. *Program and Budget*, 7-23.

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.

Rjaei, Y., & Ahmadi, S. (2012). Estimating Consumption Function of Private Sector in Iran Economy (1338-1385). *Quarterly of Development Management*, 8, 67-75.

Rezaeipour, M., & AghaeiKwandabi, M. (2011). The effect of shocks of government expenditures on actual consumption of Iran's private sector. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, (60)19, 139-160.

Santos, A. S. (2015). Estimating Consumption function under Permanent Income Hypothesis: A comparison between Nigeria and South Africa. (11)5, DOI: 10.6007/IJARBSS/v5-i11/1917 URL http://dx.doi.org/10.6007/IJARBSS/v5-i11/1917.

Tapsin. G., & Hepsang, A. (2014). An analysis of household consumption expenditure in EA-18. *European Scientific Journal*, (16)10. DOI: 10.19044/esj.2014.v10n16p%p.

Valadekhani, A. (1997). Estimation and Analysis of the Private Sector Consumption Function in the Iranian Economy (1337-1384) Using the Convergence Method. *Program and Budget Magazine*, (2)4, 3-14.

Zarranezad, M. (2003). Estimation of consumption of consumer goods for two groups of urban and rural households in Iran during 1974-1998. *Economic researches of Iran*, (16)5, 23-46. [In Persian]