

## نظریه پس‌انداز احتیاطی و بیمه اجتماعی: تحلیل تجربی با داده‌های کلان اقتصاد الجزایر

ولید مروآنی<sup>۱</sup>، فلا جانی<sup>۲</sup>

### چکیده

**هدف:** هدف این پژوهش آزمون تجربی نظریه پس‌انداز احتیاطی در اقتصاد الجزایر با استفاده از داده‌های کلان سری زمانی طی سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۴ است. بر اساس این نظریه، افزایش عدم قطعیت درآمد باید باعث افزایش پس‌انداز و کاهش مصرف شود.

**روش:** روش پژوهش از نوع کاربردی و تجربی-تحلیلی است. داده‌ها با استفاده از دو شاخص برای سنجش عدم قطعیت درآمد تحلیل شدند: شاخص ساده نرخ بیکاری و شاخص پیشرفته واریانس شرطی، که با روش‌های ارائه‌شده توسط هام (۱۹۹۹) و منگاتی (۲۰۰۷، ۲۰۱۰) محاسبه شده است. تأثیر این شاخص‌ها بر مصرف و پس‌انداز با استفاده از دو روش اقتصادسنجی حداقل مربعات دو مرحله‌ای (SLS۲) و روش عمومی گشتاورها (GMM) برآورد شد.

**یافته‌ها:** نتایج نشان می‌دهد که افزایش عدم قطعیت درآمد اثر مثبت و معناداری بر پس‌انداز و اثر منفی بر مصرف دارد؛ بنابراین، داده‌های کلان الجزایر، نظریه پس‌انداز احتیاطی را تأیید می‌کنند. در مقابل، نرخ بیکاری اثر معناداری بر مصرف نداشت و اثر آن بر پس‌انداز نیز با پیش‌بینی‌های نظریه پس‌انداز احتیاطی سازگار نبود. همچنین، یافته‌ها نشان داد که فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی توان تبیین رفتار مصرفی در اقتصاد الجزایر را ندارد، درحالی‌که نتایج با نظریه مصرف کینزی سازگار بود. مزایای تأمین اجتماعی نیز اثر مثبت و معناداری بر مصرف داشت، اما حق بیمه‌های تأمین اجتماعی اثر معناداری بر مصرف و پس‌انداز نشان ندادند.

۱- Walid Merouani، مدیر پژوهش مرکز تحقیقات اقتصاد کاربردی توسعه الجزایر (نویسنده مسئول)  
merouaniwalid@hotmail.fr

۲- Fella Djani، مهندس پشتیبانی پژوهش مرکز تحقیقات اقتصاد کاربردی توسعه الجزایر.

**نتیجه‌گیری:** نتایج نشان می‌دهد که عدم قطعیت درآمد، بیش از نرخ بیکاری، عامل مهمی در تبیین رفتار مصرف و پس‌انداز خانوارها در اقتصاد الجزایر است. از این رو، کاهش عدم قطعیت درآمدی از طریق تقویت پوشش‌های تأمین اجتماعی و بیمه‌ای و ایجاد مشوق‌های مناسب برای مشارکت در نظام‌های بازنشستگی می‌تواند به کاهش نیاز به پس‌انداز احتیاطی و تقویت پس‌اندازهای بلندمدت کمک کند. این یافته‌ها می‌تواند به درک بهتر برخی پدیده‌های اقتصادی الجزایر از جمله مشارکت پایین کارگران در نظام بازنشستگی کمک کند.

**واژه‌های کلیدی:** پس‌انداز احتیاطی، مصرف کل، عدم قطعیت درآمد، الجزایر.

## ۱. مقدمه

نظریهٔ پس‌انداز احتیاطی یک نوآوری مهم در نظریه‌های رفتار مصرف است. در این نظریه فرض بر این است، دلیل پس‌انداز افراد، مواجهه با عدم قطعیت است که در مورد درآمد آینده دارند. این برخلاف نظریه‌های سنتی چرخه زندگی است که فرض می‌کنند افراد برای اهداف بلندمدت و برای بازنشستگی پس‌انداز می‌کنند. رفتار مصرف‌کننده/پس‌اندازکننده در بسیاری از مطالعات نظری (فریدمن<sup>۱</sup>، ۱۹۵۷؛ آندو<sup>۲</sup> و مودیلیانی<sup>۳</sup>، ۱۹۶۳) و مطالعات تجربی (کارول<sup>۴</sup> و همکاران، ۱۹۹۱؛ لوساردی<sup>۵</sup>، ۱۹۹۷) مورد بحث قرار گرفته است. فریدمن (۱۹۵۷) در یکی از مهم‌ترین مطالعات نظری، فرضیه درآمد دائمی را پیشنهاد می‌کند و فرض می‌کند که افراد بر اساس متوسط درآمد چند سال گذشته و نه فقط بر اساس درآمد جاری مصرف می‌کنند. چند سال بعد، در سال ۱۹۶۳، آندو و مودیلیانی مقاله‌ای در مورد تئوری چرخه زندگی منتشر کردند که کمی با فرضیه درآمد دائمی فریدمن تفاوت داشت. این نویسندگان معتقدند که افراد مصرف و درآمد خود را در طول چرخه زندگی تعدیل می‌کنند؛ آن‌ها در دوران کودکی خرج می‌کنند، در طول دوره اشتغال پس‌انداز می‌کنند و در سن بازنشستگی پس‌اندازهای خود را خرج می‌کنند (آندو و مودیلیانی، ۱۹۶۳).

به دنبال نظریهٔ چرخه زندگی، نظریهٔ پس‌انداز تأمینی<sup>۶</sup>، که به آن نظریهٔ پس‌انداز احتیاطی نیز گفته می‌شود، ایجاد شد. طبق این نظریه، که دیتون<sup>۷</sup> (۱۹۸۹) و کارول (۱۹۹۱) آن را پشتیبانی می‌کنند، افراد عمدتاً نه برای دوران بازنشستگی، بلکه برای مواجهه با شوک‌های غیرمنتظره درآمدی پس‌انداز می‌کنند. بر اساس این نظریه، رفتار مصرف/پس‌انداز توسط خطرهایی که درآمد را تهدید می‌کنند (عدم قطعیت از درآمد) پیش‌بینی می‌شود. کیمبال (۱۹۹۰) در حمایت از این نظریه استدلال می‌کند که افراد هم‌زمان کوتاه‌نگر و دوراندیش هستند؛ آن‌ها کوتاه‌نگر هستند زیرا برای بلندمدت (بازنشستگی) پس‌انداز نمی‌کنند. دوراندیش هستند چون دارایی‌های کوچکی برای مواجهه با عدم قطعیت درآمد و روز مبادا ذخیره می‌کنند.

چندین پژوهشگر، نظریه‌های یادشده را با استفاده از داده‌های واقعی (داده‌های میدانی) به صورت تجربی آزمون کرده‌اند. بیشتر آنها از داده‌های خرد (کارول، ۱۹۹۱، ۱۹۹۲؛ لوساردی، ۱۹۹۷؛ سامویک<sup>۸</sup>، ۱۹۹۸،

1- Freidman.

2- Ando.

3- Modigliani.

4- Carroll.

5- Lusardi.

6- Buffer Stock theory.

7- Deaton.

8- Samwick.

۲۰۰۶) و تعداد کمی از آن‌ها از داده‌های کلان (باند<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۳؛ فلاوین<sup>۲</sup>، ۱۹۸۱؛ هائم، ۱۹۹۹؛ مانگاتی، ۲۰۰۷، ۲۰۱۰) استفاده کرده‌اند. نتایج هر دو مطالعه خرد و کلان، شواهدی علیه فرضیه درآمد دائمی و نظریه چرخه زندگی ارائه کرده است؛ تقریباً تمام یافته‌ها نظریه پس‌انداز احتیاطی را تأیید می‌کنند (لاگیلد، ۲۰۱۷).

باتوجه به ادبیات پیشین و با بهره‌گیری از داده‌های کلان اقتصاد الجزایر، این پژوهش به آزمون نظریه پس‌انداز احتیاطی پرداخته است. در این چارچوب، اثر عدم قطعیت درآمد بر مصرف و پس‌انداز با بهره‌گیری از دو شاخص عدم قطعیت درآمد، شامل نرخ بیکاری و واریانس شرطی درآمد بررسی می‌شود. این پژوهش از سه جنبه به غنای ادبیات موجود می‌افزاید:

مورد اول، بررسی کارایی نظریه پس‌انداز احتیاطی در کشورهای در حال توسعه با تمرکز بر اقتصاد الجزایر است؛ تا آنجا که می‌دانیم، نظریه‌های مصرف تاکنون به‌طور تجربی در کشورهای در حال توسعه آزمون نشده‌اند. مورد دوم، استفاده از داده‌های کلان برای سنجش پیچیده عدم قطعیت درآمد به روش واریانس شرطی و آشکار ساختن تأثیر آن بر مصرف و پس‌انداز است. مورد سوم، مرتبط کردن نظریه مصرف با مسئله بازنشستگی در الجزایر است. بر این اساس، مشارکت پایین در نظام تأمین اجتماعی را می‌توان بر اساس رفتار مصرف و پس‌انداز توضیح داد. ساختار این مقاله به شرح زیر است: در بخش ۲ به بررسی ادبیات مربوط به آزمون تجربی نظریه‌های مصرف می‌پردازیم. در بخش ۳ داده‌ها و مدل اقتصادسنجی که به اندازه‌گیری عدم قطعیت کمک می‌کند، تشریح می‌شود. بخش ۴ به آزمون تجربی نظریه پس‌انداز احتیاطی بر روی داده‌های الجزایر اختصاص دارد. بخش ۵ شامل نتیجه‌گیری و برخی توصیه‌های سیاستی است.

## ۲. ادبیات موضوع

در یک مطالعه پایه‌ای، هال (۱۹۹۸) نظریه چرخه زندگی را با استفاده از داده‌های کلان آزمون کرد. یافته‌های او نظریه چرخه زندگی را رد می‌کند، زیرا مصرف نمی‌تواند توسط مقادیر گذشته خود پیش‌بینی شود. بر اساس این مقاله، بسیاری از نویسندگان بر روی شفاف‌سازی و آزمون نظریه‌های مصرف کار کرده‌اند. با این حال، متغیرها و روش‌های استفاده شده در مطالعات مختلف مشابه نبودند که این امر نتایج را بحث‌برانگیز می‌کند. فالوین<sup>۳</sup> (۱۹۸۱) از مدل هال (۱۹۷۸) انتقاد می‌کند و یک آزمون پیچیده‌تر برای فرضیه درآمد دائمی چرخه زندگی پیشنهاد می‌کند. او همچنین نظریه چرخه زندگی را رد کرد زیرا نمی‌توانست «حساسیت بیش از حد» مصرف به درآمد جاری را توضیح دهد.

1- Bande.

2- Flavin.

3- Flavin.

همان‌طور که در مقدمه ذکر شد، یکی از جالب‌ترین مقالات در مورد نظریه مصرف را دیتون (۱۹۹۱) منتشر کرد؛ که در آن با استفاده از مفهوم «نظریهٔ پس‌انداز تأمینی»<sup>۱</sup> ادعا می‌کند که پس‌انداز احتیاطی برای اکثر مردم مناسب است. این هدف به سرعت توسط مطالعه کارول و سامرز (۱۹۹۱) مورد تأیید قرار گرفت. این نویسندگان نظریهٔ چرخه زندگی مودیلیانی و فرضیه درآمد دائمی فریدمن را آزمون کردند. یافته‌های آن‌ها نظریهٔ چرخه زندگی را رد کرد؛ با این حال، آن‌ها کمی با فریدمن در این فرضیه موافق بودند که مصرف‌کنندگان، مصرف خود را در طول چند سال تعدیل می‌کنند تا برای مواجهه با عدم قطعیت درآمد آماده شوند. یک مقاله مرتبط دیگر توسط آتانازیو و براونینگ<sup>۲</sup> (۱۹۹۵) نوشته شد. این نویسندگان نشان دادند که نظریهٔ چرخه زندگی با داده‌های خرد مقطعی آن‌ها (پیمایش مخارج خانوار بریتانیا) سازگار نیست؛ آن‌ها دریافتند که مصرف، تا حد زیادی به انتظارات در مورد درآمد مرتبط است که بیشتر با نظریهٔ پس‌انداز احتیاطی سازگار است.

برخی مطالعات شواهد اندک یا فاقد معناداری آماری در حمایت از انگیزه پس‌انداز احتیاطی گزارش کرده‌اند. (کولوبین<sup>۳</sup> ۱۹۹۱)، (دینان<sup>۴</sup> ۱۹۹۳) و (جاپولی<sup>۵</sup> و گایسو<sup>۶</sup> ۱۹۹۲) و (ترلیزس<sup>۷</sup> و استار مکلار<sup>۸</sup> ۱۹۹۶). با این حال، بسیاری از مطالعات دیگر وجود پس‌انداز احتیاطی را تأیید کرده‌اند. در این راستا، از داده‌های خرد و کلان استفاده شده است. تفاوت اصلی بین مطالعات ذکر شده، معیار عدم قطعیت بود که در این مقاله به آن توجه ویژه‌ای خواهیم داشت.

در میان نویسندگانی که از داده‌های خرد استفاده کردند، لوسرادی<sup>۹</sup> (۱۹۹۷، ۱۹۹۸) عدم قطعیت را از طریق روش واریانس درآمد بر روی داده‌های ایتالیا و ایالات متحده اندازه‌گیری کرد. او نشان داد که پس‌انداز احتیاطی ۳ درصد از کل ثروت خانوارهای ایتالیایی را تشکیل می‌دهد. پس‌انداز احتیاطی در ایالات متحده نیز مهم بود. کریستلیس<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۱۵) داده‌های خانوارهای هلندی را بررسی کردند و به منظور برآورد عدم قطعیت، اساس تحلیل خود را بر واریانس مورد انتظار مصرف قرار دادند. آن‌ها با استفاده از معادلهٔ اوایلر، درجه احتیاط را تخمین می‌زنند و برای این کار، ریسک مصرف مورد انتظار را با رشد مصرف مورد انتظار مرتبط می‌کنند. یافته‌های آن‌ها تئوری پس‌انداز احتیاطی را تأیید

1- Buffer Stock theory.

2- Attanasio and Browning.

3- Kuehlwein.

4- Dynan.

5- Jappelli.

6- Guiso.

7- Terlizzese.

8- Starr-McCluer.

9- Lusardi.

10- Christelis.

می‌کند. کارول و همکاران (۱۹۹۷) تئوری پس‌انداز احتیاطی را بر روی یک پانل از داده‌های خرد بررسی کردند. آن‌ها عدم قطعیت را با استفاده از واریانس شرطی درآمد اندازه‌گیری کردند و نشان دادند خانوارهایی که عدم قطعیت درآمد بالاتری دارند، ثروت (یا دارایی) بیشتری انباشت می‌کنند. در مقاله دوم کارول و همکاران (۱۹۹۸)، یافته‌های دقیق‌تری در مورد اهمیت پس‌انداز احتیاطی در کل ثروت ارائه می‌دهند؛ یافته‌های آن‌ها نشان داد که حدود ۳۶ درصد تا ۴۹ درصد از ثروت خانوارهای آمریکایی می‌تواند نتیجه پس‌انداز احتیاطی باشد. در مقاله سوم، کارول و همکاران (۲۰۰۳) احتمال از دست دادن شغل را به عنوان شاخصی از عدم قطعیت محاسبه کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که پس‌انداز احتیاطی برای خانوارهای با درآمد متوسط و بالا معنادارتر است. خانوارهای با درآمد پایین به ریسک از دست دادن شغل حساس نبودند.

از سوی دیگر، برخی نویسندگان از داده‌های کلان در مورد مصرف کل، معمولاً در قالب سری زمانی، استفاده کردند. بایاردی<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳) از ریسک‌های مالی و محیطی برای نشان دادن تأثیر آن‌ها بر مصرف استفاده کردند. بانده<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۳) پس‌انداز احتیاطی را بر روی پانلی از مناطق اسپانیا بررسی کردند. آن‌ها از واریانس مورد انتظار درآمد منطقه‌ای و نرخ بیکاری به عنوان شاخص‌های عدم قطعیت درآمد استفاده کردند. این شاخص‌ها تأثیر منفی بر مصرف داشتند که وجود انگیزه پس‌انداز احتیاطی را تأیید می‌کند. هام و همکاران (۱۹۹۹) از واریانس شرطی درآمد برای اندازه‌گیری عدم قطعیت و آزمودن تأثیر آن بر نرخ پس‌انداز استفاده می‌کنند. یافته‌ها وجود پس‌انداز احتیاطی را در مقایسه بین کشوری در مقاله اول و در ایالات متحده در مقاله دوم نشان می‌دهند. مناگاتی<sup>۳</sup> (۲۰۰۷)، ۲۰۱۰ یک مدل پیچیده را به منظور اندازه‌گیری عدم قطعیت بر روی داده‌های کلان اجرا می‌کند. او واریانس شرطی درآمد مورد انتظار را با استفاده از مدل میانگین متحرک خود رگرسیو (ARMA) محاسبه می‌کند. عدم قطعیت تفاوت بین مقدار واقعی درآمد و مقدار پیش‌بینی شده آن است.

در ادامه، نظریه‌های مصرف بر روی داده‌های کلان الجزایر، با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی، بررسی می‌شود.

### ۳. روش پژوهش

این پژوهش از نوع تجربی-تحلیلی است و با استفاده از داده‌های کلان ارائه شده توسط سازمان ملی آمار الجزایر به آزمون تجربی نظریه پس‌انداز احتیاطی در اقتصاد الجزایر می‌پردازد. این داده‌ها، اگرچه از غنای کافی برخوردارند، اما کمتر مورد بررسی محققان قرار گرفته‌اند. داده‌ها به صورت سری‌های

1- Baiardi.

2- Bande.

3- Managetti.

زمانی از سال ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۴ جمع‌آوری شده‌اند و مهم‌ترین مجموعه‌های آماری اقتصاد ملی را نشان می‌دهند. متغیرها بر اساس سیستم حساب‌های ملی سازمان ملل متحد (۱۹۹۳) اندازه‌گیری شده‌اند. مجموعه داده‌ها، اطلاعاتی در مورد منابع و مصارف تمامی واحدهای نهادی ارائه می‌دهد. باین‌حال، در این مطالعه تمرکز بر روی متغیرهای مرتبط با واحد خانوار است. ما از مجموعه متغیرهایی استفاده می‌کنیم که با نظریه مصرف مرتبط است. این متغیرها شامل درآمد، مصرف، پس‌انداز و سایر متغیرهای کنترلی اجتماعی-جمعیتی می‌باشد.

در این مطالعه، مصرف به‌عنوان نخستین متغیر اصلی تعریف می‌شود که نشان‌دهنده ارزش کل مخارج مصرف نهایی کالاها و خدمات است. متغیر اصلی دوم، درآمد قابل تصرف خانوار است که کلیه منابع درآمدی خانوار، از جمله دستمزد، مستمری بازنشستگی، انتقالات دریافتی و سودها را شامل می‌شود و انتقالات پرداختی خانوار از آن کسر می‌گردد. تفاضل میان درآمد قابل تصرف خانوار و مصرف نهایی، پس‌انداز خانوار را تشکیل می‌دهد. همچنین، به‌منظور سنجش عدم قطعیت، از نرخ بیکاری به‌عنوان یکی از شاخص‌ها استفاده می‌شود که بر اساس تعریف سازمان بین‌المللی کار (ILO) محاسبه شده است. شاخص دوم عدم قطعیت نیز با استفاده از واریانس شرطی درآمد اندازه‌گیری می‌شود.

#### ۴. اندازه‌گیری عدم قطعیت: روش واریانس شرطی درآمد

نظریه پس‌انداز احتیاطی بر نقش عدم قطعیت درآمد در شکل‌گیری تصمیمات مصرف و پس‌انداز تأکید دارد. از این رو، آزمون تجربی این نظریه مستلزم به‌کارگیری شاخص‌های مناسب برای سنجش عدم قطعیت درآمد است. در این مقاله، عدم قطعیت با استفاده از دو معیار اندازه‌گیری می‌شود. معیار نخست نرخ بیکاری است که به‌عنوان متغیر جانشین (Proxy) برای عدم قطعیت درآمد در نظر گرفته می‌شود. معیار دوم، واریانس شرطی درآمد<sup>۱</sup> است که یک معیار آماری مبتنی بر پویایی‌های درآمد به‌شمار می‌آید.

روش واریانس شرطی درآمد ابتدا توسط هام (۱۹۹۹) به کار گرفته شد و منگاتی (۲۰۰۷) نیز آن را به‌عنوان روشی کارآمد برای سنجش عدم قطعیت درآمد معرفی و تأیید کرده است. روش واریانس شرطی درآمد در سه مرحله اجرا می‌شود. در مرحله نخست، بر اساس مقادیر تاریخی درآمد، مدل‌های مختلف ARIMA برآورد می‌شوند تا پویایی‌های درآمد در طول زمان به‌درستی مدل‌سازی گردد. در این چارچوب، متغیر وابسته برحسب وقفه‌های خودش (جزء خودرگرسیون) و وقفه‌های جزء میانگین متحرک مدل‌سازی می‌شود. شکل کلی این مدل به‌صورت زیر قابل بیان است:

1- Conditional Variance of Income: CVI.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i + \varepsilon_{t-i} \quad (1)$$

که در آن:

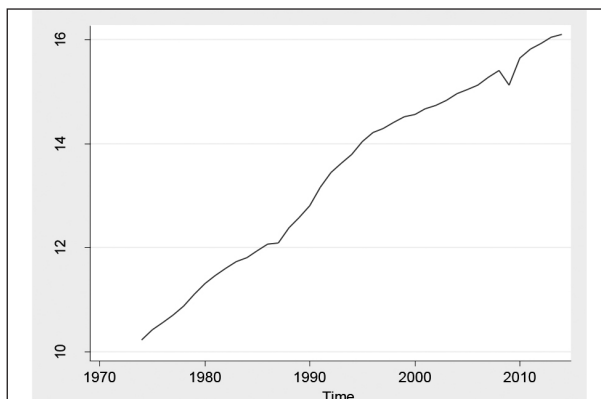
$$E[\varepsilon_j] = 0, E[\varepsilon_j^2] = \delta^2 \text{ and } E[\varepsilon_j \varepsilon_m] = 0 \quad \forall j, m \text{ with } j \neq m.$$

در مرحله دوم، از میان مدل‌های برآوردشده، بهترین مدل ARIMA با انتخاب مقادیر بهینه پارامترهای آن تعیین می‌شود. این انتخاب بر مبنای دو معیار متداول ارزیابی برازش مدل، یعنی معیار اطلاعات آکائیکه (Akaike Information Criterion: AIC) و معیار اطلاعات بیزی (Bayesian Information Criterion: BIC) انجام می‌گیرد. مدلی که کمترین مقدار این دو معیار را داشته باشد، به‌عنوان مناسب‌ترین مدل برای توصیف پویایی درآمد انتخاب می‌شود.

در مرحله سوم، از مدل منتخب ARIMA برای برآورد (یا شبیه‌سازی) مقادیر درآمد ( $y^*$ ) استفاده می‌شود. سپس، مطابق با رویکرد هام (۱۹۹۹)، شاخص عدم قطعیت درآمد ( $U$ ) به‌صورت اختلاف بین درآمد واقعی ( $y$ ) و درآمد برآوردشده (شبیه‌سازی‌شده) ( $y^*$ ) محاسبه می‌شود. بدین ترتیب، هرچه فاصله میان درآمد واقعی و درآمد برآوردشده بیشتر باشد، میزان عدم قطعیت درآمد نیز بیشتر خواهد بود.

$$U = (\Delta \ln y_t - \Delta \ln y_t^*)^2 \quad (2)$$

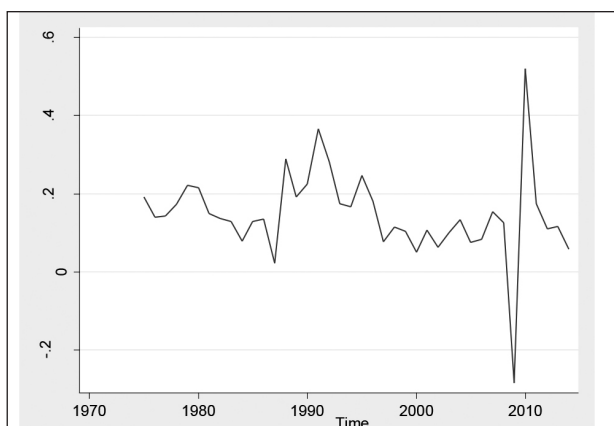
نتایج حاصل از اجرای مراحل فوق در این بخش ارائه می‌شود.



شکل ۱. روند تغییر  $\ln y$

منبع: داده‌های حساب‌های ملی

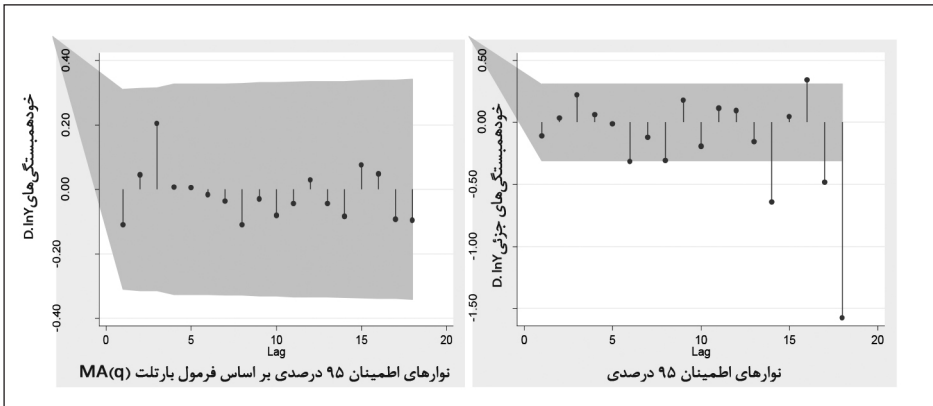
همان گونه که در شکل زیر مشاهده می شود، روند درآمد ایستا نیست. نتایج آزمون دیکی-فولر نیز این موضوع را تأیید می کند (جدول ۵ پیوست). از این رو، برای دستیابی به ایستایی، از تفاضل گیری سری زمانی استفاده می شود.



شکل ۲. روند تغییرات تفاضل مرتبه اول لگاریتم درآمد

منبع: داده های حساب های ملی

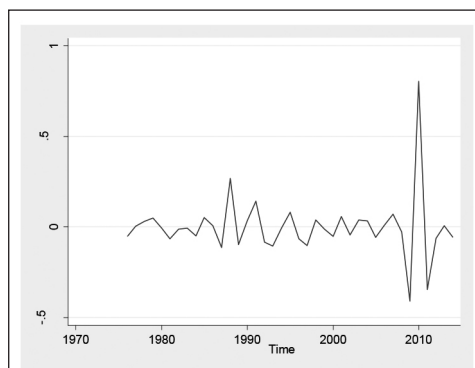
باتوجه به تصویر شماره ۳ به نظر می رسد سری زمانی حاصل از تفاضل مرتبه اول لگاریتم درآمد از خاصیت ایستایی برخوردار باشد. برای اطمینان از این موضوع، آزمون دیکی-فولر بر روی سری تفاضل گیری شده اجرا شد. نتایج این آزمون، که در جدول ۶ پیوست ارائه شده است، نشان می دهد که تفاضل مرتبه اول لگاریتم درآمد ( $\ln y$ ) ایستا است. از این رو، در گام بعد، نمودارهای خودهمبستگی (Correlograms) سری زمانی بررسی می شوند تا مناسب ترین مدل ARIMA برای توصیف رفتار این سری انتخاب شود. کورلوگرام سری زمانی در شکل زیر ارائه شده است:



شکل ۳. نمودار خودهمبستگی مربوط به تفاضل مرتبه اول لگاریتم  $\ln y$

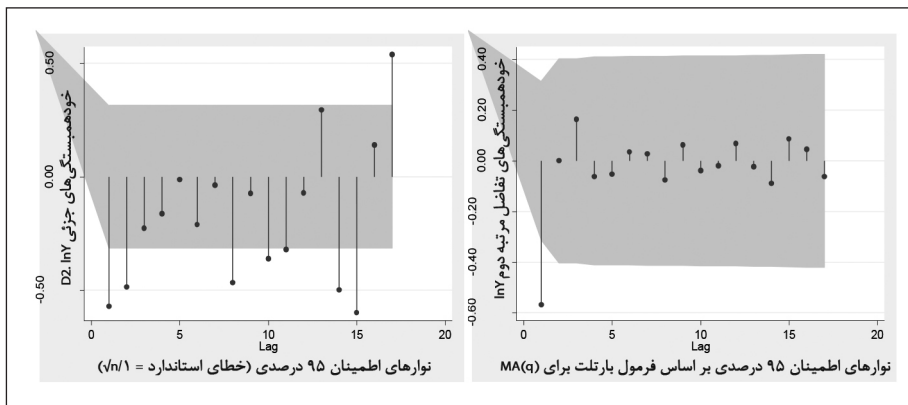
منبع: محاسبات نویسنندگان با استفاده از حساب‌های ملی.

کورلوگرام بالا امکان تعیین مستقیم پارامترهای مناسب مدل‌های ARIMA را فراهم نمی‌کند. از این رو چندین مدل مختلف برآورد و مقایسه شدند. نتایج نشان داد که مدل  $ARIMA(2,1,2)$  از نظر آماری معنادار است (جدول ۸) و می‌تواند به‌عنوان مدلی مناسب برای توصیف رفتار سری زمانی انتخاب شود. با این حال، به‌منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر، تفاضل مرتبه دوم سری زمانی نیز بررسی شد. نتایج نشان داد که این سری نیز ایستا بوده و کورلوگرام حاصل از آن الگوی روشن‌تر و گویاتری برای شناسایی ساختار مدل ارائه می‌کند. شکل‌های زیر روند سری تفاضل‌گیری‌شده مرتبه دوم و کورلوگرام متناظر آن را نشان می‌دهد.



شکل ۴. روند تغییر  $\ln y$  (پس از تفاضل‌گیری دوم)

منبع: نویسنندگان با استفاده از حساب‌های ملی.



شکل ۵. نمودار خودهمبستگی لگاریتم (ln y) پس از تفاضل‌گیری مرتبه دوم.

منبع: محاسبات نویسنندگان با استفاده از حساب‌های ملی.

پس از آزمون سه مدل  $ARIMA(2,1,2)$ ،  $ARIMA(2,1,1)$  و  $ARIMA(1,2,1)$ ، مشخص شد که مدل نخست بهترین برازش را برای داده‌های درآمد می‌دهد. از این‌رو، این مدل برای برآورد مقادیر شبیه‌سازی‌شده درآمد مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مرحله نهایی، شاخص عدم قطعیت درآمد محاسبه می‌شود که برابر است با مجذور تفاضل میان مقدار واقعی درآمد و مقدار شبیه‌سازی‌شده آن؛ به‌طوری‌که مقادیر برآوردی درآمد با استفاده از مدل  $ARIMA(2,1,2)$  به دست آمده‌اند. در بخش بعدی، تأثیر این شاخص عدم قطعیت بر مصرف و پس‌انداز بررسی خواهد شد.

## ۵. نتایج تجربی

اگرچه هدف اصلی این مقاله آزمون نظریه پس‌انداز احتیاطی است، بررسی تجربی دو نظریه مهم دیگر در حوزه مصرف نیز می‌تواند به درک جامع‌تری از رفتار مصرفی خانوارها در اقتصاد الجزایر بینجامد. از این‌رو، در این بخش، سه نظریه اصلی مصرف با استفاده از داده‌های کلان اقتصاد الجزایر مورد آزمون قرار می‌گیرند (۱) نظریه مصرف کینزی، (۲) فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی و (۳) نظریه پس‌انداز احتیاطی.

### ۵-۱. نظریه مصرف کینزی

نظریه مصرف کینزی بیان می‌کند که مصرف تابعی خطی از درآمد جاری است. این نظریه یکی از ساده‌ترین چارچوب‌ها برای تبیین رفتار مصرف‌کننده محسوب می‌شود و می‌تواند به‌صورت زیر نمایش

$$\ln C_t = \gamma \ln y_t + \alpha \quad (3) \quad \text{داده شود:}$$

این معادله در ادبیات اقتصادی با سه نقد اساسی مواجه شده است. نخست، کاربرد آن بر داده‌های خرد (مقطعی) و داده‌های کلان (سری زمانی) نتایج یکسانی در خصوص مقدار تمایل نهایی به مصرف (۲) ارائه نمی‌دهد. دوم، این معادله دلالت بر کاهش نرخ مصرف در طول زمان دارد (با تقسیم دو طرف معادله بر درآمد)، درحالی‌که شواهد حاصل از داده‌های سری زمانی نشان می‌دهد که نرخ مصرف در بلندمدت نسبتاً ثابت باقی می‌ماند (باتینگ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱). سومین و مهم‌ترین نقد، که توسط فریدمن (۱۹۵۷) و آندو و مودیلیانی (۱۹۶۳) مطرح شده است، بر این نکته تأکید دارد که افراد آینده‌نگر هستند و تصمیم‌های مصرفی خود را صرفاً بر مبنای درآمد جاری اتخاذ نمی‌کنند، بلکه درآمد مورد انتظار خود را در طول چرخه زندگی نیز در نظر می‌گیرند. در ادامه این بخش، این نقد و ارتباط آن با فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی با تفصیل بیشتری بررسی خواهد شد.

برای آزمون تجربی نظریه مصرف کینزی، معادله مصرف با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و بر پایه داده‌های اقتصاد کلان الجزایر برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که نظریه مصرف کینزی در این مطالعه قابل رد نیست و مصرف رابطه‌ای مثبت و معنادار با درآمد جاری دارد؛ همان‌گونه که نتایج آن در جدول زیر ارائه شده است.<sup>۲</sup>

اگرچه مقدار ضریب برآوردشده از نظر عددی نسبتاً کوچک به نظر می‌رسد، اما باتوجه‌به اینکه هر دو متغیر وابسته و مستقل در قالب الگوی لگاریتمی-لگاریتمی (Log-Log) برآورد شده‌اند، این ضریب بیانگر کشش درآمدی مصرف است. افزون بر این، ضریب مذکور در سطح معناداری یک درصد از نظر آماری معنادار است که نشان‌دهنده وجود رابطه‌ای قوی و پایدار میان درآمد جاری و مصرف است.

1- Bunting.

۲- رابطه بین مصرف و درآمد جاری را می‌توان از طریق نمودار در پیوست مشاهده کرد.

جدول ۱. رگرسیون مصرف بر درآمد جاری (آزمون نظریه مصرف کینزی).

| متغیرها       | (۱)<br>dlnc |
|---------------|-------------|
|               |             |
| dlny          | ۰,۳۳۴***    |
|               | (۰,۰۹۶۵)    |
| ثابت          | ۰,۰۸۹۸***   |
|               | (۰,۰۱۷۹)    |
|               |             |
| تعداد مشاهدات | ۴۰          |
| ضریب تعیین    | ۰,۲۴۰       |

منبع: نویسندگان با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی. خطاهای استاندارد در پرانتز

$$***p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1$$

نتایج رگرسیون نشان می‌دهد که درآمد جاری اثر مثبت و معناداری بر مصرف دارد که با قانون مصرف کینزی سازگار است. بر این اساس، فرضیه کینزی مبنی بر وابستگی مصرف به درآمد جاری، بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول ۱ قابل رد نیست.

با این حال، یکی از محدودیت‌های اساسی این برآورد به مسئله درون‌زایی<sup>۱</sup> متغیر درآمد مربوط می‌شود. درآمد ممکن است با جمله خطای معادله مصرف همبسته باشد و همچنین به‌طور هم‌زمان تحت تأثیر سایر متغیرهای اقتصادی تعیین شود. در واقع، همان‌گونه که در چهارچوب نظریه‌های جدید مصرف مطرح می‌شود، اگرچه درآمد جاری می‌تواند مصرف را تا حدی پیش‌بینی کند، اما به‌تنهایی متغیر تعیین‌کننده رفتار مصرفی نیست و عوامل دیگری نظیر انتظارات، درآمد دائمی و شرایط عدم قطعیت نیز در شکل‌گیری تصمیمات مصرف نقش دارند.

## ۲-۵. فرضیه درآمد دائمی چرخه زندگی

دومین چهارچوب نظری مصرف که در این مقاله مورد بررسی قرار می‌گیرد، نظریه درآمد دائمی چرخه زندگی است. در این چهارچوب، مصرف‌کنندگان تصمیمات مصرفی خود را نه صرفاً بر اساس درآمد

1- endogeneity.

جاری، بلکه بر مبنای درآمد مورد انتظار در طول یک دوره زمانی بلندمدت اتخاذ می‌کنند. در این مطالعه، مشابه رویکرد به‌کاررفته در هال (۱۹۷۸)، الگوی زیر برای بررسی این نظریه برآورد می‌شود:

$$nC_t = \gamma lnc_{t-1} + \beta \ln y_t + \theta \ln y_{t-1} + \alpha \ln y_{t-2} + \delta \ln y_{t-3} + \epsilon \ln y_{t-4} + \epsilon i \quad (4)$$

$lnc_t$ : مصرف در زمان  $t$

$\gamma lnc_{t-1}$ : وقفه متغیر مصرف

$\ln y_t$ : درآمد در زمان  $t$

$\ln y_{t-1}$ : وقفه لگاریتم درآمد

$\epsilon i$ : جمله خطا

بر اساس فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی، افراد تصمیمات مصرفی خود را صرفاً بر مبنای درآمد جاری اتخاذ نمی‌کنند، بلکه مصرف آن‌ها به میانگین درآمد طی یک دوره زمانی نسبتاً طولانی وابسته است؛ به‌طور معمول، میانگین درآمد چهار سال گذشته به‌عنوان شاخصی از درآمد دائمی در نظر گرفته می‌شود. از این‌رو، اگر مصرف جاری تنها به مصرف با وقفه وابسته باشد و درآمدهای با وقفه تأثیر معناداری بر آن نداشته باشند، فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی رد خواهد شد. نتایج برآورد مدل مربوط به آزمون این فرضیه در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۲. نتیجه رگرسیون.  $\ln y$  تغییر لگاریتم درآمد

|          |        |
|----------|--------|
|          |        |
| ۰,۷۷۷*** | L.lnc  |
| (۰,۱۴۱)  |        |
| ۰,۳۵۶*** | lny    |
| (۰,۰۹۴۲) |        |
| ۰,۰۰۷۲۸  | L.lny  |
| (۰,۱۲۳)  |        |
| ۰,۰۰۶۳۶  | L۲.lny |
| (۰,۱۱۸)  |        |
| ۰,۰۴۷۹-  | L۳.lny |

|          |                     |
|----------|---------------------|
| (۰,۱۱۴)  |                     |
| ۰,۱۱۸-   | L <sup>۴</sup> .lny |
| (۰,۰۸۶۵) |                     |
| ۰,۲۱۷*   | ثابت                |
| (۰,۱۲۷)  |                     |
| ۳۷       | تعداد مشاهدات       |
| ۰,۹۹۹    | ضریب تعیین          |

#### ادامه جدول ۲

L.lnc وقفه متغیر مصرف است.  $\ln y_t^2$  دومین مقدار وقفه در آمد است. منبع: محاسبات نویسندگان با استفاده از Stata. معنادار در سطح ۱۰٪: \*\* معنادار در سطح ۵٪: \*\*\* معنادار.

اگرچه فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی بر این باور است که مصرف جاری را نمی‌توان بر اساس مقادیر با وقفه (گذشته) آن پیش‌بینی کرد، نتایج ارائه‌شده در جدول زیر نشان می‌دهد که مصرف جاری به‌طور معناداری تحت تأثیر مصرف با وقفه و درآمد جاری قرار دارد. بر اساس نتایج برآورد، افزایش یک درصدی مصرف با وقفه، به‌طور متوسط موجب افزایش ۰,۷۷ درصدی مصرف جاری می‌شود و این ضریب در سطح معناداری ۵ درصد از نظر آماری معنادار است.

همچنین، درآمد جاری اثر مثبت و معناداری بر مصرف جاری دارد، درحالی‌که وقفه‌های اول و دوم درآمد تأثیر معناداری بر مصرف نشان نمی‌دهند. این یافته‌ها بیانگر آن است که فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی با داده‌های کلان مورد بررسی در این پژوهش سازگار نیست و توان تبیین رفتار مصرف در اقتصاد الجزایر را ندارد. این نتیجه با یافته‌های هال (۱۹۷۸) نیز همسو است.

### ۳-۵. نظریهٔ پس‌انداز احتیاطی (پس‌انداز تأمینی)

در ادامه، نتایج آزمون نظریه پس‌انداز احتیاطی ارائه می‌شود. در این بخش، اثر عدم قطعیت درآمد و درآمد بر رفتار مصرف و پس‌انداز بررسی می‌شود. مدل‌های اقتصادسنجی مورد استفاده به‌صورت

زیر هستند:

$$\ln C_t = \gamma U_t + \theta \ln y_t + \beta Tc_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

$$\ln S_t = \gamma U_t + \theta \ln y_t + \beta Tc_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

که در آن  $\ln C_t$  لگاریتم مصرف،  $U_t$  معیار عدم قطعیت،  $\ln y_t$  لگاریتم درآمد و  $Tc_t$  نرخ بیکاری است. این

مدل‌ها را ابتدا با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی<sup>۱</sup> (OLS) تخمین می‌زنیم و سپس دو روش دیگر را به منظور در نظر گرفتن مشکل درون‌زایی<sup>۲</sup> انجام خواهیم داد. نتایج رگرسیون OLS در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۳. نتیجه رگرسیون Dlny تغییر لگاریتم درآمد

| متغیرهای وابسته | (۱)<br>dlnC                          | (۲)<br>lns                        |
|-----------------|--------------------------------------|-----------------------------------|
| Dlny            | ۰.۲۸۵***                             | ۰.۷۹۲**                           |
| (CVI) عدم قطعیت | (۰.۰۹۳۴)<br>-۰.۰۰۰۴۸۱*<br>(۰.۰۰۰۲۵۷) | (۰.۳۹۳)<br>۰.۰۴۷۷***<br>(۰.۰۰۱۰۸) |
| نرخ بیکاری      | ۰.۰۰۱۰۱<br>(۰.۰۰۱۵۴)                 | -۰.۰۱۶۰**<br>(۰.۰۰۶۴۶)            |
| ثابت            | ۰.۱۶۳***<br>(۰.۰۵۸۴)                 | ۳.۳۰۶***<br>(۰.۲۴۵)               |
| تعداد مشاهدات   | ۳۷                                   | ۳۷                                |
| ضریب تعیین      | ۰.۳۱۶                                | ۰.۹۸۲                             |

Dlny تغییر لگاریتم مصرف است.

منبع: محاسبات نویسندگان با استفاده از Stata. معنادار در سطح ۱۰٪؛ \*\* معنادار در سطح ۵٪؛ \*\*\* معنادار.

نتایج ارائه‌شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که داده‌های پژوهش از نظریه پس‌انداز احتیاطی حمایت می‌کنند. به‌طور مشخص، هنگامی که عدم قطعیت درآمد با استفاده از روش واریانس شرطی درآمد اندازه‌گیری می‌شود، این متغیر اثر منفی و معناداری بر مصرف و اثر مثبت و معناداری بر پس‌انداز دارد. این یافته‌ها تأیید تجربی محکمی برای نظریه پس‌انداز احتیاطی فراهم می‌آورند.

در مقابل، هنگامی که نرخ بیکاری به‌عنوان جانشینی برای عدم قطعیت درآمد به کار گرفته می‌شود، نتایج از قطعیت کمتری برخوردار است؛ به‌طوری‌که نرخ بیکاری اثر معناداری بر مصرف نداشته و اثر آن بر پس‌انداز منفی است که با پیش‌بینی‌های نظریه پس‌انداز احتیاطی همخوانی ندارد. این امر نشان می‌دهد

1- Ordinary Least Squares: OLS.

2- Endogeneity.

که نرخ بیکاری لزوماً شاخص مناسبی برای سنجش عدم‌قطعیت درآمد در اقتصاد مورد بررسی نیست. یکی از دلایل احتمالی این یافته آن است که نرخ بیکاری در دهه اخیر، در نتیجه اجرای سیاست‌های فعال بازار کار<sup>۱</sup> در الجزایر، روندی کاهشی داشته است. با این حال، برنامه‌های اشتغال ایجادشده در چارچوب این سیاست‌ها از سطح دستمزد نسبتاً پایینی برخوردار بوده‌اند؛ از این رو، نتوانسته‌اند تأثیر محسوسی بر رفتار مصرف و پس‌انداز خانوارها بر جای گذارند. در این یافته با نتایج لیگویلد و همکاران (۲۰۱۶) که اثر معناداری از نرخ بیکاری بر رفتار مصرف‌کننده نیافتند، همخوانی دارد.

به‌طور کلی، یافته‌های این پژوهش درباره تأثیر عدم‌قطعیت بر مصرف و پس‌انداز با نتایج منگاتی (۲۰۱۰) همسو است؛ وی نشان داد که افزایش عدم‌قطعیت موجب افزایش پس‌انداز می‌شود، هرچند اثر آن بر مصرف از نظر آماری معنادار نبود. همچنین، نتایج این مطالعه با یافته‌های هام و استایگرwald (۱۹۹۹) نیز سازگار است؛ آنان نشان دادند که عدم‌قطعیت اندازه‌گیری‌شده از طریق روش واریانس شرطی تأثیر معناداری بر هر دو متغیر مصرف و پس‌انداز دارد.

در مجموع، نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها از نظریه پس‌انداز احتیاطی حمایت می‌کنند. با این حال، این مدل‌ها ممکن است با مسئله درون‌زایی مواجه باشند؛ زیرا درآمد می‌تواند یک متغیر درون‌زا باشد و این موضوع احتمال تورش در برآوردهای حاصل از روش حداقل مربعات معمولی را افزایش می‌دهد.

به‌منظور رفع این مسئله، معادلات مجدداً با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (SLS<sup>۲</sup>) و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته<sup>۳</sup> مجدداً برآورد می‌شوند (هانسن و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۰۲).

این دو روش زمانی به کار گرفته می‌شوند که یکی یا چند متغیر توضیحی درون‌زا باشند و در نتیجه، برآوردهای حاصل از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) دچار تورش و ناسازگاری شوند.

مبنای این روش‌ها آن است که متغیر درون‌زا با مقدار برآورده‌شده آن جایگزین می‌شود. این مقدار برآوردی از طریق رگرسیون متغیر درون‌زا بر متغیرهای ابزاری<sup>۴</sup> به دست می‌آید؛ متغیرهایی که از یک سو با متغیر درون‌زا همبستگی دارند و از سوی دیگر با جمله اخلاص مدل همبسته نیستند. بدین ترتیب، می‌توان اثر درون‌زایی را کنترل کرد و به برآوردهایی سازگارتر و قابل اتکاتر دست یافت.

در روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (SLS<sup>۲</sup>)، در مرحله نخست، متغیر درون‌زا بر حسب متغیرهای ابزاری برآورد می‌شود تا مقدار پیش‌بینی‌شده آن به دست آید. در این پژوهش، درآمد به‌عنوان متغیر درون‌زا در نظر گرفته شده است. بر اساس رویکرد هانسن و همکاران (۲۰۰۲)، از وقفه‌های درآمد و

1- Active Labour Market Policies: ALMP.

2- Generalized Method of Moments: GMM.

3- Hansen et al.

4- Instrumental Variables.

وقفه‌های شاخص عدم قطعیت به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. این متغیرها باید دارای دو ویژگی اساسی باشند: نخست، با متغیر درون‌زا (درآمد) همبستگی کافی داشته باشند و بتوانند آن را به خوبی پیش‌بینی کنند؛ دوم، هیچ اثر مستقیمی بر مصرف نداشته باشند و تنها از طریق درآمد بر آن تأثیر بگذارند.

برای اطمینان از برقراری شرط دوم، رگرسیون جداگانه برآورد می‌شود که در آن، مصرف بر اساس متغیرهای ابزاری تبیین می‌شود. در صورتی که ضرایب متغیرهای ابزاری در این رگرسیون از نظر آماری معنادار نباشند، می‌توان نتیجه گرفت که این متغیرها اثر مستقیمی بر مصرف ندارند و در نتیجه، به عنوان ابزارهای معتبر قابل استفاده هستند. بر این اساس، تابع مصرف زیر برآورد می‌شود:

$$C_t = \alpha Y_t + \varepsilon \quad (7)$$

ابتدا متغیر درآمد از طریق رگرسیون مرحله اول بر روی متغیرهای ابزاری برآورد می‌شود.

$$\hat{y}_t = \alpha y_{t-1} + \beta u_{t-1} \quad (8)$$

در مرحله بعد، تابع مصرف با جایگزین کردن درآمد واقعی با مقدار برآورد شده آن که از معادله (۸) به دست آمده است، برآورد می‌شود. به بیان دیگر، در مرحله دوم روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (SLS۲)، به جای استفاده از متغیر درون‌زای درآمد، از مقدار پیش‌بینی شده درآمد که در مرحله نخست و بر اساس متغیرهای ابزاری برآورد شده است، استفاده می‌شود. در نتیجه، معادله مصرف به صورت زیر قابل بیان است:

$$C_t = \alpha \hat{y}_t + \varepsilon \quad (9)$$

بنابراین، شرایط لازم برای انتخاب و اعتبار متغیرهای ابزاری برقرار است. از این رو، می‌توان از این متغیرها برای برآورد مدل به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (SLS۲) استفاده کرد. نتایج حاصل از این برآورد در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۴. رگرسیون با استفاده از SLS و GMM با دو ابزار (مقدار وقفه یافته درآمد و مقدار وقفه یافته عدم قطعیت ۱.۱۲)

| متغیرها          | (۱)<br>Dlnc    | (۲)<br>lns | (۳)<br>dlnc    | (۴)<br>lns |
|------------------|----------------|------------|----------------|------------|
| روش برآورد       | ۲SLS           | ۲SLS       | GMM            | GMM        |
| رشد درآمد (Dlny) | ۰.۰۰۵۰۰        | ۲.۶۰۷ *    | - ۰.۱۴۲        | ۳.۳۹۸ ***  |
|                  | (۰.۳۱۳)        | (۱.۵۵۵)    | (۰.۲۳۶)        | (۱.۴۸۱)    |
| عدم قطعیت        | ۰.۰۰۰۶۶۰ - *** | ۰.۰۴۸۴ *** | - ۰.۰۰۰۸۰۷ *** | ۰.۰۴۸۹ *** |
|                  | (۰.۰۰۰۳۱۳)     | (۰.۰۰۱۵۶)  | (۰.۰۰۰۲۵۳)     | (۰.۰۰۱۹۳)  |
| ثابت             | ۰.۲۵۵ ***      | ۲.۶۴۰ ***  | ۰.۳۰۳ ***      | ۲.۴۳۷ ***  |
|                  | (۰.۰۹۱۶)       | (۰.۴۵۶)    | (۰.۰۷۵۷)       | (۰.۵۰۷)    |
| تعداد مشاهدات    | ۳۹             | ۳۹         | ۳۹             | ۳۹         |
| ضریب تعیین       | ۰.۱۵۴          | ۰.۹۷۲      |                | ۰.۹۶۲      |

منبع: نویسندگان با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی.

جدول ۴ نتایج برآورد چهار مدل اقتصادسنجی را نشان می‌دهد که در آن‌ها مصرف و پس‌انداز بر اساس دو متغیر اصلی، یعنی درآمد جاری و عدم قطعیت، تبیین شده‌اند؛ به گونه‌ای که مسئله درون‌زایی نیز در برآوردها لحاظ شده است. نتایج نشان می‌دهد که عدم قطعیت همچنان اثر منفی بر مصرف و اثر مثبت بر پس‌انداز دارد؛ یافته‌ای که باز هم از نظریه پس‌انداز احتیاطی حمایت می‌کند.

علاوه‌براین، نتایج حاکی از آن است که اگرچه درآمد جاری در برخی از مدل‌ها (مدل‌های ۱ و ۳) اثر معناداری بر مصرف نشان نمی‌دهد، اما در مدل‌های ۲ و ۴ تأثیر مثبت و معناداری بر پس‌انداز دارد. این نتیجه با پیش‌بینی فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی سازگار نیست؛ زیرا بر اساس این فرضیه، درآمد جاری نباید نقش تعیین‌کننده‌ای در تصمیمات مصرف و پس‌انداز ایفا کند. بنابراین، نتایج تمامی مدل‌های برآوردشده در این پژوهش، فرضیه درآمد دائمی-چرخه زندگی را رد می‌کنند.

آزمون دیگری برای ارزیابی نظریه پس‌انداز احتیاطی از طریق بررسی تأثیر مزایا و حمایت‌های نظام تأمین اجتماعی بر مصرف و پس‌انداز انجام شد. انتظار می‌رود نظام تأمین اجتماعی با کاهش عدم قطعیت درآمدی و پوشش ریسک‌های اقتصادی، نیاز افراد به پس‌انداز احتیاطی را کاهش داده و امکان مصرف بخش بیشتری از درآمد را فراهم سازد.

برای آزمون این فرضیه، متغیرهای مصرف و پس‌انداز بر حسب مزایای تأمین اجتماعی و حق بیمه‌های پرداختی برآورد شدند. نتایج این رگرسیون (جدول ۱۲) نشان می‌دهد که حق بیمه‌های تأمین اجتماعی

تأثیر معناداری بر مصرف و پس انداز ندارند؛ اما مزایای تأمین اجتماعی اثر مثبت و معناداری بر مصرف دارند. این یافته بیانگر آن است که دریافت مزایای تأمین اجتماعی با کاهش عدم قطعیت درآمدی، امکان افزایش مصرف را برای خانوارها فراهم می کند و از این منظر، شواهد تجربی بیشتری در تأیید نظریه پس انداز احتیاطی ارائه می دهد.

باتوجه به نتایج به دست آمده، در بخش پایانی مقاله، مهم ترین نتیجه گیری ها و پیشنهادهای سیاستی ارائه خواهند شد.

## ۶. نتایج تجربی

این مقاله به بررسی یکی از موضوعات مهم و روزآمد اقتصاد، یعنی نظریه پس انداز احتیاطی، پرداخته و اعتبار تجربی آن را با استفاده از داده های کلان اقتصاد الجزایر ارزیابی کرده است. برای این منظور، تأثیر عدم قطعیت بر مصرف و پس انداز با بهره گیری از دو شاخص متفاوت سنجش عدم قطعیت، که در مطالعات پیشین نیز به کار رفته اند، مورد آزمون قرار گرفت.

نخستین شاخص، نرخ بیکاری بود که به عنوان یک متغیر جانشین (Proxy) برای عدم قطعیت درآمد، مطابق با رویکرد آرون و همکاران (۲۰۱۲)، در نظر گرفته شد. باین حال، نتایج اقتصادسنجی این پژوهش رابطه معناداری میان نرخ بیکاری و مصرف یا پس انداز نشان نداد. این یافته با نتایج لوگیلده و همکاران (۲۰۱۶) همسو است؛ آنان نیز به این نتیجه رسیدند که، به ویژه در کشورهایی با نرخ بیکاری نسبتاً پایین، نرخ بیکاری تأثیر معناداری بر رفتار مصرفی ندارد. بنابراین، می توان نتیجه گرفت که نرخ بیکاری شاخص مناسبی برای اندازه گیری عدم قطعیت درآمد نیست.

دومین شاخص، واریانس شرطی درآمد خانوار بود که بر اساس روش پیشنهادی منگاتی (۲۰۰۷)؛ ۲۰۱۰ محاسبه شد. نتایج نشان داد که این شاخص اثری منفی و معنادار بر مصرف و اثری مثبت و معنادار بر پس انداز دارد؛ یافته ای که به طور مستقیم از نظریه پس انداز احتیاطی حمایت می کند. همچنین، اندازه و شدت تأثیر عدم قطعیت بر رفتار مصرف و پس انداز در این پژوهش به صورت تجربی برآورد و تبیین شد.

یافته های این مطالعه، افزون بر اهمیت نظری، دارای کاربردهای سیاستی نیز هستند و می توانند در بهبود چارچوب های تنظیم گری و سیاست گذاری اقتصادی مورد استفاده قرار گیرند. بر اساس نتایج این پژوهش، می توان استدلال کرد که رکود نسبی مصرف خانوارها در الجزایر بیش از آنکه ناشی از نرخ بیکاری باشد، حاصل عدم قطعیت نسبت به درآمدهای آینده است. این نتیجه با ویژگی های اقتصاد الجزایر نیز سازگار است؛ زیرا اگرچه نرخ بیکاری این کشور حدود ۱۲ درصد است و در مقایسه با بسیاری

از کشورهای در حال توسعه چندان بالا نیست، اما بر اساس پیمایش اشتغال خانوار دفتر ملی آمار الجزایر (ONS, ۲۰۱۴)، حدود ۴۲ درصد از اشتغال در بخش غیررسمی متمرکز است. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های اشتغال غیررسمی، بی‌ثباتی و عدم اطمینان نسبت به درآمدهای آینده است. از این رو، به نظر می‌رسد که در اقتصاد الجزایر، رفتار مصرفی خانوارها بیش از آنکه از نرخ بیکاری تأثیر بپذیرد، تحت تأثیر عدم قطعیت درآمدی قرار دارد.

نتایج این پژوهش همچنین می‌تواند در طراحی سیاست‌های کلان، به‌ویژه در زمینه افزایش مشارکت در نظام‌های بازنشستگی و تأمین اجتماعی، سودمند باشد. شواهد نشان می‌دهد که بسیاری از افراد، به دلیل نگرانی از درآمدهای آینده، منابع مالی خود را بیشتر به پس‌اندازهای کوتاه‌مدت و احتیاطی اختصاص می‌دهند و در نتیجه، انگیزه کمتری برای پس‌اندازهای بلندمدت بازنشستگی دارند. بر همین اساس، دولت می‌تواند از طریق صندوق‌های بازنشستگی و شرکت‌های بیمه عمر، مشوق‌هایی برای افزایش مشارکت در برنامه‌های بازنشستگی فراهم کند. از جمله این اقدامات می‌توان به گسترش پوشش بیمه بیکاری و سایر سازوکارهای بیمه‌ای برای کاهش عدم قطعیت درآمدی اشاره کرد. همچنین، اجرای برنامه‌های نوآورانه‌ای مانند «فردا بیشتر پس‌انداز کن» که توسط تیلر و همکاران (۲۰۰۴) پیشنهاد شده است، می‌تواند افراد را به افزایش تدریجی پس‌اندازهای بازنشستگی ترغیب کند.

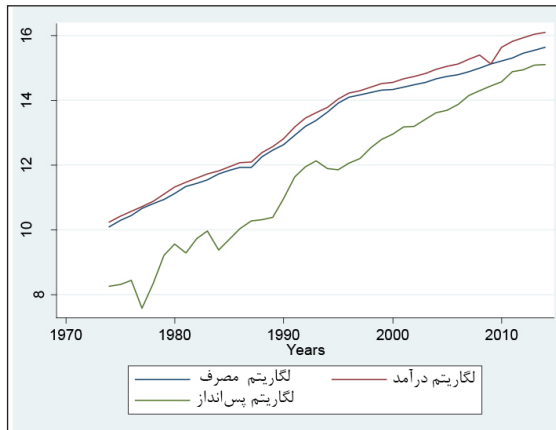
در نهایت، نتایج آخرین مدل برآوردشده در این پژوهش نشان داد که مزایای تأمین اجتماعی اثر مثبت و معناداری بر مصرف دارند. این یافته با دیدگاه کینز (۱۹۳۶) و نیز پژوهش‌های اقتصاددانانی همچون استیگلیتز (۲۰۰۱) همسو است که افزایش مصرف را یکی از محرک‌های اصلی رشد اقتصادی و کاهش بیکاری می‌دانند. از این رو، یافته‌های این پژوهش می‌تواند به دولت و سیاست‌گذاران در درک بهتر رفتار مصرفی خانوارها و طراحی سیاست‌های پولی و مالی مناسب‌تر برای دستیابی به رشد اقتصادی و ارتقای رفاه اجتماعی کمک کند.

1. Ando, A., Modigliani, F., (1963). The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. The American Economic Review, Vol. 53, No. 1, Part 1 (Mar., 1963), pp. 55-84.
2. Aron, J., Duca, J., Muellbauer, J., Murata, K., Murphy, A., (2012) Credit, Housing Collateral and Consumption: Evidence from Japan, the U.K., the U.S. The Review of Income and Wealth, Vol. 58, No. 3, pp. 397-423.
3. Attanasio, O. P., Browning, M ., (1995). Consumption Over The Life Cycle And Over The Business Cycle. American Economic Review, 85 , 1118-1137.
4. Baiardi, D., Manera, M., and Menegatti, M., (2013). Consumption And Precautionary Saving: An Empirical Analysis Under Both Financial And Environmental Risks. Economic Modelling, 30, 157-166.
5. Bande, R., Riveiro, D., (2013). The Consumption-Investment-Unemployment Relationship in Spain: An Analysis with Regional Data. Theoretical and Practical Research in Economic Fields, Vol. IV, Issue 1 (7), Summer, pp. 5-24.
6. Bande, R., and Riveiro, D., (2013). Private Saving Rates and Macroeconomic Uncertainty: Evidence from Spanish Regional Data. The Economic and Social Review, 44 (3), 323-349.
7. Banks, J., Blundell, R., and Brugiavini, A. (2001). Risk Pooling, Precautionary Saving and Consumption Growth. The Review of Economic Studies, 68(4), 757-779.
8. Bunting, D., (2001). Keyn's Law and Its Critics. Journal of Post Keynesian Economics. Vol 24, (1).
9. Carroll, C., Dunn, W., (1997). Unemployment Expectations, Jumping (S,s) Triggers, and Household Balance-sheets. NBER Macroeconomics Annual, Vol. 12, 165-217.
10. Carroll, C. D., (1992). The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence. Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 2, 61-127.
11. Carroll, C. D., (1994). How Does Future Income Affect Current Consumption? The Quarterly Journal of Economics, 111-147.
12. Carroll, C. D., Samwick, A. A., (1997). The Nature of Precautionary Wealth. Journal of Monetary Economics, Vol. 40, 41-71.
13. Carroll, C. D., Samwick, A. A., (1998). How Important Is Precautionary Saving? Review of Economics and Statistics, 80(3), 410-419.
14. Carroll, C. D., Kimball, M. S., (2001). Liquidity Constraints and Precautionary Saving (No. w8496). National Bureau of Economic Research.
15. Carroll, C., Dynan, K., and Krane, S., (2003). Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households' Balance Sheets. The Review of Economics and Statistics, Vol. 85, No. 3, 586-604.

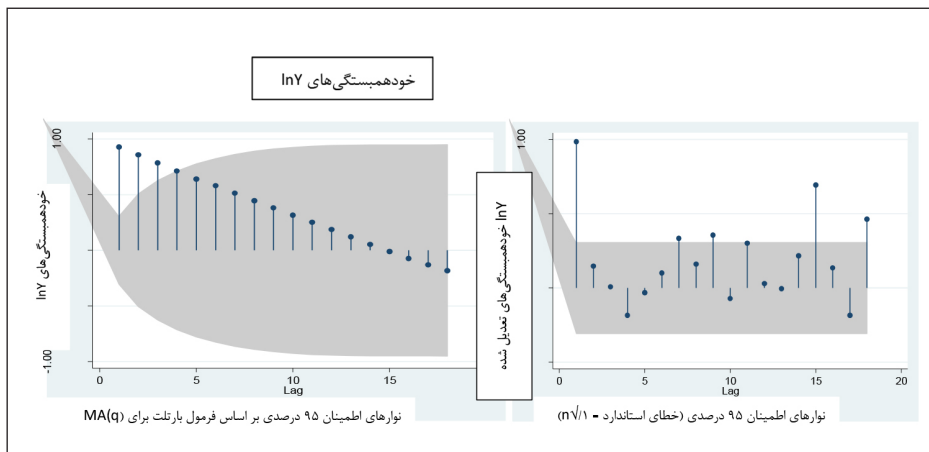
16. Carroll, C., Summers L., (1991). "Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence". In Douglas Bernheim B., Shoven J.B. eds. National Saving and Economic Performance. University of Chicago Press, Chicago, 305-343.
17. Christelis, D., Georgarakos, D., and Jappelli T., (2015). Wealth Shocks, Unemployment Shocks and Consumption in the Wake of the Great Recession. *Journal of Monetary Economics*, 72, 21-41.
18. Deaton, A. S., (1991). Saving and Liquidity Constraint. *Econometrica*, 59, pp. 1221-48.
19. Dynan, K. E., (1993). How Prudent Are Consumers? *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 6, 1104-1113.
20. Flavin, M., (1981). The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income. *Journal of Political Economy*, 89, 974-1009.
21. Friedman, M., (1957). A Theory of the Consumption Function. Princeton University Press: Princeton, NJ.
22. Guiso, L., Jappelli, T., and Terlizzese D., (1992). Earnings Uncertainty and Precautionary Saving. *Journal of Monetary Economics*, 30, 307-337.
23. Hahm, J. H., Steigerwald D.G., (1999). Consumption Adjustment Under Time-Varying Income Uncertainty. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp. 32-40.
24. Hahm, J. H., (1999). Consumption Growth, Income Growth and Earnings Uncertainty: Simple Cross-Country Evidence. *International Economic Journal*, Vol. 13, pp. 39-58.
25. Hall, R. E., (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.
26. Kenneth D. West. (2002). Generalized method of moments and macroeconomics. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 4, 460--469.
27. Kimball, M. S., (1990). Precautionary Saving in the Small and in the Large. *Econometrica*, Vol.58, 53-73.
28. Kuehlwein, M., (1991). A Test for the Presence of Precautionary Saving. *Economics Letters* 37 (December) : 471-75.
29. Lusardi, A., (1998). On the importance of the Precautionary Saving Motive. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 88, pp. 449-53.
30. Lusardi, A., (1997). Precautionary Saving and Subjective Earnings Variance. *Economic Letters* 57(December): 319-26.
31. Menegatti, M. (2007). Consumption and Uncertainty: A Panel Analysis in Italian Regions. *Applied Economics Letters*, Vol. 14, pp. 39-42.
32. Menegatti, M. (2010). Uncertainty and Consumption: New Evidence in OECD Countries. *Bulletin of Economic Research*, Vol. 62, No. 3, pp. 227-242.

33. Samwick, A. A., (1994). The Limited Offset Between Pension Wealth and Other Private Wealth: Implications of Buffer-Stock Saving. Mimeo, Dartmouth College.
34. Starr-McCluer, M., (1996). Health Insurance and Precautionary Saving. American Economic Review 86 (March) : 285-95.
35. Thaler, R., (2015). Misbehaving: The Making of Behavioural Economics. Ed Paperback.
36. Thaler, R., Benartzi, S., (2004). Save More Tomorrow: Using Behavioral Economics to Increase Employee Saving. Journal of Political Economy, 112(1), 164-187.
37. Keynes, J.M., (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. The Easton Press, Collector's Edition , Norwalk, Connecticut.
38. Stiglitz, J., (2009). The Global Crisis, Social Protection and Jobs. Journal compilation, International Labor Organization.

پیوست



شکل ۶. تحول مصرف، درآمد و پس‌انداز خانوارها  
منبع: حساب‌های ملی



شکل ۷. نمودار خودهمبستگی لگاریتم متغیر  $\ln y$  در سطح

منبع: حساب‌های ملی

جدول ۵. آزمون ایستایی دیکی-فولر برای لگاریتم در آمد ( $\ln y$ ) در سطح

| آزمون ایستایی (Z(t)      |            |         |             |           |          |       |
|--------------------------|------------|---------|-------------|-----------|----------|-------|
| مقدار بحرانی             |            |         | آماره آزمون |           |          |       |
| ۱۰٪                      | ۵٪         | ۱٪      |             |           |          |       |
| - ۱.۳۰۴                  | - ۱.۶۸۶    | - ۲.۴۲۹ | - ۱.۴۴۳     | Z(t)      |          |       |
| p-value for Z(t)= 0.0786 |            |         |             |           |          |       |
| [Conf. Interval ۹۵٪]     |            | P> t    | t           | Std. Err. | Coef     | D.lny |
| Ln y                     |            |         |             |           |          |       |
| ۰.۰۵۹۱۰۱                 | - ۰.۳۵۲۷۴۱ | ۰.۱۵۷   | - ۱.۴۴      | ۰.۱۰۱۷۲.  | ۰.۱۴۶۸۲- | L1    |
| ۶۲۰۱۸۷۴                  | ۰.۶۵۳۴۲۹   | ۰.۰۱۷   | ۲.۵۰        | ۱۳۷۰۳۹۶.  | ۳۴۲۷۶۵۱- | -cons |

منبع: محاسبات نویسنده بر اساس حساب‌های ملی

جدول ۶: آزمون پایستگی دیکی-فولر برای تفاضل اول لگاریتم درآمد (d.lny)

| آزمون (Z(t دارای توزیع (t) |           |         |                |           |           |        |
|----------------------------|-----------|---------|----------------|-----------|-----------|--------|
| مقدار بحرانی               |           |         | آماره<br>آزمون |           |           |        |
| ۱۰٪                        | ۵٪        | ۱٪      |                |           |           |        |
| -۱,۳۰۵                     | - ۱,۶۸۷   | - ۲,۴۳۱ | - ۶,۷۷۳        | (Z(t      |           |        |
| p-value for Z(t) = ۰.۰۰۰۰  |           |         |                |           |           |        |
| [Conf ۹۵%                  | Interval] | P> t    | t              | .Std. Err | Coef      | D2.lny |
|                            |           |         |                |           |           | lny    |
| ۷۷۹۸۸۳۵-                   | -۱,۴۴۵۶۸۷ | ۰,۰۰۰   | -۶,۷۷          | ۱۶۴۲۹۹۱.  | -۱,۱۱۲۷۸۵ | .LD    |
| . ۲۲۴۷۱۵۳                  | ۰۹۹۸۷۱.   | ۰,۰۰۰   | ۵,۲۷           | . ۰۳۰۸۰۷۶ | . ۱۶۲۲۹۳۲ | _cons  |

منبع: محاسبات نویسنندگان بر اساس داده‌های حساب‌های ملی

جدول ۷: آزمون پایستگی دیکی-فولر برای لگاریتم درآمد d.lny (تفاضل دوم درآمد)

| آزمون Z(t) دارای توزیع (t) |            |         |             |          |            |        |
|----------------------------|------------|---------|-------------|----------|------------|--------|
| مقدار بحرانی               |            |         | آماره آزمون |          |            |        |
| ۱۰٪                        | ۵٪         | ۱٪      |             |          |            |        |
| - ۱.۳۰۶                    | - ۱.۶۸۸    | - ۲.۴۳۴ | - ۱۱.۴۷۴    | Z(t)     |            |        |
| p-value for Z(t) = 0.0000  |            |         |             |          |            |        |
| [Conf. Interval ۹۵٪]       |            | P> t    | t           | Std. Err | Coef       | D3.lny |
|                            |            |         |             |          |            | lny    |
| - ۱.۲۹۳۱۵۱                 | - ۱.۸۴۸۴۲۵ | ۰.۰۰۰   | - ۱۱.۴۷     | ۱۳۶۸۹۵۵  | - ۱.۵۷۰۷۸۸ | LD2    |
| ۰.۴۴۶۱۴۶                   | - ۰.۵۱۱۳۲۳ | ۰.۸۹۱   | ۰.۱۴-       | ۰.۲۳۶۰۵۱ | ۰.۰۳۲۵۸۸-  | cons   |

منبع: نویسنده، با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی

جدول ۸: نتایج آزمون مدل مدل خودرگرسیون - میانگین متحرک (۲,۱,۲) ARIMA

| تعداد مشاهدات: ۴۰                   |            |       |         | مشخصات نمونه: ۱۹۷۵-۲۰۱۴           |            |                |
|-------------------------------------|------------|-------|---------|-----------------------------------|------------|----------------|
| Wald $\chi^2(3) = 326.32$           |            |       |         | تابع درست‌نمایی لگاریتمی: ۳۲.۵۶۴۸ |            |                |
| Prob > $\chi^2 = 0.000$             |            |       |         |                                   |            |                |
| [Conf. Interval ۹۵%]                |            | P> z  | z       | Std. Err                          | Coef       | D.lny          |
| Lny                                 |            |       |         |                                   |            |                |
| ۲۱۸۱۶۰۳                             | ۰۷۲۸۵۳۸    | ۰.۰۰۰ | ۳.۹۳    | ۰۳۷۰۶۸۷                           | ۱۴۵۵۰۷۱    | constante      |
| ARMA مدل خودرگرسیون - میانگین متحرک |            |       |         |                                   |            |                |
| ۱.۵۲۴۵۳                             | ۱.۰۵۶۸۴۷   | ۰.۰۰۰ | ۱۰.۸۲   | ۱۱۹۳۰۹                            | ۱.۲۹۰۶۸۹   | L <sub>۱</sub> |
| ۳۰۱۱۴                               | - ۱.۰۴۰۸۶۷ | ۰.۰۰۰ | - ۳.۵۶  | ۱۸۸۷۰۹۳                           | ۶۷۱۰۰۳۵-   | L <sub>۲</sub> |
| - ۱.۳۰۳۴۵۹                          | - ۱.۶۸۷۲۳۸ | ۰.۰۰۰ | - ۱۵.۲۷ | ۰۹۷۹۰۴۶                           | - ۱.۴۹۵۳۴۸ | L <sub>۱</sub> |
| .                                   | .          | .     | .       | .                                 | ۹۹۹۹۹۸۹    | L <sub>۲</sub> |
| ۱۲۵۳۹۵.                             | ۰۸۰۲۸۴۷    | ۰.۰۰۰ | ۸.۹۴    | ۰۱۱۵۰۷۹                           | ۱۰۲۸۳۹۹    | /sigma         |

منبع: محاسبات نویسندگان، بر اساس داده‌های حساب‌های ملی

جدول ۹: آزمون مدل (۲,۱,۲) ARIMA

| تعداد مشاهدات: ۴۰                   |            |       |       | مشخصات نمونه: ۱۹۷۵-۲۰۱۴           |         |                |
|-------------------------------------|------------|-------|-------|-----------------------------------|---------|----------------|
| Wald $\chi^2(3) = 0.99$             |            |       |       | تابع درست‌نمایی لگاریتمی: ۰.۸۸۳۲۲ |         |                |
| آزمون والد                          |            |       |       |                                   |         |                |
| احتمال (Prob > $\chi^2$ ) = ۰.۸۰۴۸  |            |       |       |                                   |         |                |
| [Interval                           |            | P> z  | z     | Std. Err                          | Coef    | D.lny          |
| Lny                                 |            |       |       |                                   |         |                |
| ۱۹۸۵۷۳۷                             | ۰۹۴۴۱۴۸    | ۰.۰۰۰ | ۵.۵۱  | ۰۲۶۵۷۱۶                           | ۱۴۶۴۹۴۲ | constante      |
| ARMA مدل خودرگرسیون - میانگین متحرک |            |       |       |                                   |         |                |
| ۳.۱۴۱۵۳۳                            | ۲.۲۲۲۹۳۲-  | ۰.۷۳۷ | ۰.۳۴  | ۱.۳۶۸۵۱۱                          | ۴۵۹۳۰۰۶ | L <sub>۱</sub> |
| ۵۷۷۳۹۱۴                             | - ۲۵۱۰۵۲۵  | ۰.۴۴۰ | ۰.۷۷  | ۰.۲۱۱۳۴۱۶                         | ۱۶۳۱۶۹۵ | L <sub>۲</sub> |
| ۲.۲۳۱۷۲                             | - ۳.۳۶۶۰۱۴ | ۰.۶۹۱ | ۰.۴۰- | ۱.۴۲۸۰۱۹                          | ۵۶۷۱۴۷- | L <sub>۱</sub> |
| ۱۳۰۱۳۳۹                             | ۰۹۳۳۳۰۱    | ۰.۰۰۰ | ۱۱.۹۰ | ۰۰۹۳۸۸۹                           | ۱۱۱۷۳۲  | /sigma         |

منبع: محاسبات نویسندگان بر اساس داده‌های حساب‌های ملی

جدول ۱۰. آزمون مدل (۱,۲,۱) ARIMA

| مشخصات نمونه: ۱۹۷۵-۲۰۱۴             |           |           |         | تعداد مشاهدات: ۳۹<br>آزمون والد                     |          |                      |
|-------------------------------------|-----------|-----------|---------|-----------------------------------------------------|----------|----------------------|
| تابع درست‌نمایی لگاریتمی: ۲۸.۳۷۰۲۵  |           |           |         | Wald $\chi^2(2) = 1.25$<br>Prob > $\chi^2 = 0.5356$ |          |                      |
| D.lny                               | Coef      | Std. Err  | OPG     | z                                                   | P> z     | [Conf. Interval ۹۵%] |
| Lny                                 |           |           |         |                                                     |          |                      |
| constante                           | - ۰۰۱۹۷۶۲ | ۰۰۱۳۳۸    |         | - ۱.۴۸                                              | ۰.۱۴۰    | - ۰۰۴۵۹۸۷- ۰۰۰۶۴۶۳   |
| ARMA مدل خودرگرسیون - میانگین متحرک |           |           |         |                                                     |          |                      |
| AR                                  | L1        | ۱۲۴۸۶۱۱-  | ۱۲۳۱۱۱  | - ۱.۰۱                                              | ۰.۳۱۰    | - ۳۶۶۱۵۴۱ ۱۱۶۴۳۲     |
|                                     | L2        | ۰۱۳۰۹۳۸   | ۲۴۶۷۳۶۲ | ۰.۰۵                                                | ۰.۹۵۸    | - ۴۷۰۵۰۰۳ ۴۹۶۶۸۷۸    |
| MA                                  | L1        | - ۹۹۹۹۹۸۹ | .       | .                                                   | .        | .                    |
| /sigma                              | ۱۱۱۱۸۷    | ۰۰۹۴۵۳۹   | ۱۱.۷۶   | ۰.۰۰۰                                               | ۰.۹۲۶۵۷۷ | ۱۲۹۷۱۶۳              |

منبع: محاسبات نویسندگان با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی

جدول ۱۱. آزمون مدل (۱,۲,۱) ARIMA

| مشخصات نمونه: ۱۹۷۵-۲۰۱۴             |           |          |         | تعداد مشاهدات: ۳۹<br>آزمون والد                     |          |                      |
|-------------------------------------|-----------|----------|---------|-----------------------------------------------------|----------|----------------------|
| تابع درست‌نمایی لگاریتمی: ۲۸.۳۷۰۲۵  |           |          |         | Wald $\chi^2(2) = 1.25$<br>Prob > $\chi^2 = 0.5356$ |          |                      |
| D.lny                               | Coef      | Std. Err | OPG     | z                                                   | P> z     | [Conf. Interval ۹۵%] |
| Lny                                 |           |          |         |                                                     |          |                      |
| constante                           | - ۰۰۱۹۷۶۲ | ۰۰۱۳۳۸   |         | - ۱.۴۸                                              | ۰.۱۴۰    | - ۰۰۴۵۹۸۷- ۰۰۰۶۴۶۳   |
| ARMA مدل خودرگرسیون - میانگین متحرک |           |          |         |                                                     |          |                      |
| AR                                  | L1        | ۱۲۴۸۶۱۱- | ۱۲۳۱۱۱  | - ۱.۰۱                                              | ۰.۳۱۰    | - ۳۶۶۱۵۴۱ ۱۱۶۴۳۲     |
|                                     | L2        | ۰۱۳۰۹۳۸  | ۲۴۶۷۳۶۲ | ۰.۰۵                                                | ۰.۹۵۸    | - ۴۷۰۵۰۰۳ ۴۹۶۶۸۷۸    |
| MA                                  | L1        | ۹۹۹۹۹۸۹  | .       | .                                                   | .        | .                    |
| /sigma                              | ۱۱۱۱۸۷    | ۰۰۹۴۵۳۹  | ۱۱.۷۶   | ۰.۰۰۰                                               | ۰.۹۲۶۵۷۷ | ۱۲۹۷۱۶۳              |

منبع: محاسبات نویسندگان با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی

جدول ۱۲. رگرسیون روش حداقل مربعات معمولی (OLS) مصرف و پس‌انداز با وارد کردن مشارکت و مزایای تأمین اجتماعی

| متغیرها                                 | (۱)                              | (۲)       |
|-----------------------------------------|----------------------------------|-----------|
| تغییرات لگاریتمی مصرف (dlnc)            | تغییرات لگاریتمی پس‌انداز (dlns) |           |
| تغییرات لگاریتمی درآمد (Dlny)           | ۰.۱۷۸*                           | ۰.۲۲۱     |
|                                         | (۰.۱۰۲)                          | (۰.۵۰۶)   |
| حق بیمه / مشارکت تأمین اجتماعی (Dlnsoc) | - ۰.۱۵۶                          | ۰.۰۶۹۴    |
|                                         | (۰.۱۰۱)                          | (۰.۴۹۷)   |
| مزایای تأمین اجتماعی (Dlnpres)          | ۰.۲۸۴ ***                        | ۰.۶۶۱     |
|                                         | (۰.۱۲۱)                          | (۰.۶۰۰)   |
| شاخص عدم اطمینان CVI (u <sup>2</sup> )  | ۰.۰۰۰۴۷۴ - **                    | ۰.۰۰۰۴۵۹  |
|                                         | (۰.۰۰۰۲۲۶)                       | (۰.۰۰۱۱۲) |
| ثابت (Constant)                         | ۰.۱۷۳ ***                        | - ۰.۰۶۴۷  |
|                                         | (۰.۰۵۰۲)                         | (۰.۲۴۸)   |
| تعداد مشاهدات                           | ۴۰                               | ۴۰        |
| ضریب تعیین (R-squared)                  | ۰.۴۲۳                            | ۰.۰۸۴     |

منبع: محاسبات نویسندگان با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی