بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی
با توجه به آثار جبرانی مخارج دولت؛ با کاربردی برای ایران

علی‌حسین صمدی[1] **سیدمحمد سیدی**[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۲۸ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۷/۲۵**

چکیده

الگوی ارائه‌شده در مطالعهٔ دی آلساندرو[3] (۲۰۱۰)، فقط تأثیر کل مخارج دولت بر مصرف خصوصی را بررسی می‌کند؛ اما براساس پیشنهاد بارو،[4] می‌توان تأثیر خدمات اثرگذار بر مطلوبیت، یعنی دستهٔ اول مخارج و خدمات به‌عنوان نهاده در فرایند تولید بخش خصوصی، یعنی دستهٔ دوم مخارج را از هم مجزا کرد. بر این اساس، در مقالهٔ حاضر با استفاده از چارچوب مطالعهٔ دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) و پس از اِعمال تغییراتی در تابع مطلوبیت خانوار و تابع تولید، تأثیر این مخارج به‌صورت نظری و مجزا بررسی شده است.

در گام بعدی، با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶) این الگو تخمین زده و این نتیجه حاصل شده است که دستهٔ اول مخارج در کوتاه‌مدت، مکمل اجورث مصرف خصوصی و در درازمدت، مستقل اجورث آن است؛ اما دستهٔ دوم در کوتاه‌مدت و درازمدت با مصرف خصوصی رابطهٔ مستقیم دارد. بنابراین پیشنهاد خاص مقالهٔ حاضر، توجه دولت به تغییر در ترکیب مخارج دولت به نفع مخارج به‌عنوان نهاده، یعنی دستهٔ دوم مخارج، به‌جای مخارج اثرگذار بر مطلوبیت خانوارهاست.

واژگان کلیدی: مصرف خصوصی، مخارج دولت، جانشینی/ مکملی اجورث، ARDL، آزمون لامسداین-پاپل،[5] ایران.

JEL: C22, E21, E62.

۱. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، Email: asamadi@rose.shirazu.ac.ir

۲. کارشناس‌ارشد اقتصاد دانشگاه شیراز، Email: mohamad.se@gmail.com

3. d'Alessandro
4. Barro
5. Lumsdain and David H. Papell

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

۱. مقدمه

در الگوسازی تأثیر مخارج دولت بر مصرف بخش خصوصی، دیدگاه‌ها و رویکردهای متفاوتی وجود دارد ازجمله دیدگاه کینزی و نئوکلاسیک با رویکردهای تخمین تابع مصرف کل و بیشینه‌سازی ایستا و بین‌دوره‌ای مطلوبیت خانوار و نیز الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید. کتاب *نظفه زای بیلی* (۱۹۷۱) نخستین تلاش در چارچوب اقتصاد کلان کینزی است که کانال‌های اثرگذاری مخارج دولت بر مصرف را تحلیل کرد. وی نخستین‌بار الگویی ارائه کرد که در آن مخارج دولت در هر دوره، جانشینی برای مصرف خصوصی محسوب می‌شد. این مطالعه پایهٔ مطالعات تجربی و نظری متعددی شد و الگوسازی رابطهٔ بین این دو متغیر بسط یافت.

گروه عمدهٔ مطالعات و الگوسازی‌ها در این زمینه مطالعاتی هستند که بر مبانی نظری نئوکلاسیک تکیه کرده‌اند. این گروه از مطالعات به‌لحاظ نحوهٔ استخراج تابع مصرف نهایی به سه دسته تقسیم می‌شوند: در دستهٔ اول، با رویکرد تخمین تابع مصرف کل، محققان با استناد به قضیهٔ برابری ریکاردویی و فرضیهٔ درآمد دائمی و فرضیهٔ دوران زندگی، تابعی برای مصرف کل استخراج کرده و تأثیر مخارج دولت و سایر متغیرها بر مصرف کل را بررسی کرده‌اند. مطالعات بارو (۱۹۸۱)، بارث[1] و همکاران (۱۹۸۶)، مودیگلیانی و استرلینگ (۱۹۸۶ و ۱۹۹۰)،[2] کورمندی و مگویر (۱۹۸۶ و ۱۹۹۰ و ۱۹۹۵)[3] و گراهام[4] (۱۹۹۵)، بعضی از مطالعات نظری و تجربی از این نوع‌اند. مطالعات توکلی و حقیقی‌فر (۱۳۷۲)، حسینی (۱۳۷۹)، تقوی و رضایی (۱۳۸۳) و علوی‌راد و حسینی (۱۳۸۴) نیز بعضی دیگر از مطالعات تجربی این نوع در اقتصاد ایران‌اند.

دستهٔ دیگری از مطالعات با مبانی نظری نئوکلاسیک با استفاده از رویکرد بیشینه‌سازی بین‌دوره‌ای مطلوبیت خانوار انجام گرفته است. در این دسته از مطالعات، محققان پس از ارائهٔ تابع مطلوبیت، اقدام به بیشینه‌سازی بین‌دوره‌ای مطلوبیت با توجه به قید بودجهٔ خانوار کرده و معادلهٔ اولر را استخراج کرده‌اند. سپس با استفاده از این معادله، شاخص‌های ساختاری را برآورد کرده‌اند. در آخر، در این مطالعات تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی بررسی و نوع ارتباط، یعنی جانشینی و مکملی و اجورث، بین این دو متغیر مشخص شده است. مطالعات آشور (۱۹۸۵)،[5] گراهام (۱۹۹۳)،

1. Barth
2. Modigliani and Sterling
3. Kormendi and Meguire
4. Graham
5. Aschaur

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

کاراس (۱۹۹۴)،[۱] نی (۱۹۹۵)،[۲] اوانس و کاراس (۱۹۹۶ و ۱۹۹۸)،[۳] کوهلوین (۱۹۹۸)،[۴] وان دلن (۱۹۹۹)[۵] و هو (۲۰۰۱)[۶] بعضی از این مطالعات‌اند. اما در دستهٔ سوم مطالعات نئوکلاسیک، در قالب الگوهای درآمد دائمی و در کنار بیشینه‌سازی بین‌دوره‌ای مطلوبیت، به بیشینه‌سازی ایستای مطلوبیت نیز توجه شده است که مطالعات آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷ و ۱۹۹۸)،[۷] نیه[۸] و هو (۲۰۰۶)، کوان (۲۰۰۷)،[۹] آتری و کستانتینی (۲۰۱۰)[۱۰] و دی آلساندرو (۲۰۱۰) از آن جمله است.

گروه سوم، مطالعاتی هستند که پس از طراحی نوعی الگوی پویای تصادفی تعادل عمومی کینزی جدید با امکان وجود دو گروه از مصرف‌کنندگان، با رفتار کینزی و نئوکلاسیک، اثر افزایش مخارج دولت را ازطریق اِعمال تکانهٔ برون‌زای مخارج دولت بر مصرف خصوصی تجزیه‌وتحلیل کرده‌اند. در این گروه از مطالعات، پس از بیشینه‌سازی پویای تمامی توابع هدف، متغیرهای کنترلی و وضعیت به‌صورت توابعی از شاخص‌ها نوشته شده و پس از تعیین ارزش شاخص‌ها، با روش کالیبره‌کردن الگو حل عددی شده و سپس تأثیر تغییر مخارج دولت بر مصرف خصوصی بررسی شده است. مطالعات لینمن و شوبرت (۲۰۰۴ و ۲۰۰۶)، گالی[۱۱] و همکاران (۲۰۰۴ و ۲۰۰۷)، هرواس (۲۰۰۹)[۱۲] و گانلی و تروالا (۲۰۰۹)[۱۳] از آن جمله است.

در مقالهٔ حاضر، با استفاده از چارچوب مطالعهٔ دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) و پس از اِعمال تغییراتی در تابع مطلوبیت خانوار و تابع تولید، الگوی جدیدی معرفی شده است. پس از حل کامل مسائل بیشینه‌سازی، تعاریفی واضح و دقیق از ضرایب ارائه و با استفاده از داده‌های ایران برآورد شده است. وجه تمایز این مقاله با سایر مطالعات موجود را می‌توان ارائهٔ نوعی الگوی متفاوت با توجه به این مسائل دانست: ۱. توجه به نقش تولیدی مخارج دولت و بهره‌گیری از مفهوم جانشینی/ مکملی اجورث برای تفسیر رابطهٔ بین مخارج مصرفی دولت و مصرف خصوصی؛ ۲. استفاده از بیشینه‌سازی

1 . Karras
2. Ni
3. Evans and Karras
4. Kuehlwein
5. Van Dalen
6. Ho
7. Amano and Wirjanto
8. Nieh
9. Kwan
10. Auteri and Costantini
11. Gali
12. Horvath
13. Ganelli and Tervala

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

توابع مطلوبیت و سود برای بیان رابطهٔ بین مخارج دولت و مصرف خصوصی و ۳. دسته‌بندی مخارج دولت به دو دستهٔ مجزا و استخراج نوعی الگوی جدید اقتصادسنجی.

مقالهٔ حاضر در چهار قسمت تنظیم شده است. در قسمت اول، چکیده و درآمد مباحث آمده است. مبانی نظری این تحقیق که دستاوردهای نظری مطالعهٔ حاضر را ارائه می‌کند، در قسمت دوم آمده است. قسمت سوم، به تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی اختصاص یافته است. در بخش چهارم نیز جمع‌بندی از مطالب صورت گرفته و پیشنهادهایی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۱.۲. آثار جبرانی افزایش مخارج دولت بر مصرف خصوصی

براساس نظریهٔ نئوکلاسیک‌ها و کینزی‌های جدید که در آن افراد مصرف را در طول زمان هموارسازی می‌کنند، انتظار می‌رود که اثر ثروتی ناشی از افزایش مخارج دولت باعث کاهش در مصرف خصوصی شود؛ ولی برخی محققان با طرح آثار جبرانی، از امکان کاهش درجهٔ جایگزینی مخارج دولت به‌جای مصرف خصوصی و همچنین احتمال بروز رابطهٔ مکملی بین این دو متغیر سخن گفته‌اند. نخستین نوع اثر جبرانی، اثر درآمدی حاصل از افزایش مخارج دولت به‌عنوان نهادهٔ تولید خصوصی است که با بهبود سطح تولید، باعث افزایش مصرف خانوار می‌شود. دومین اثر مربوط‌به افزایش ساعات کار خانوار در پی اثر ثروتی منفی ناشی از افزایش مخارج دولتی است که افزایش تولید و افزایش مصرف خانوار را در پی دارد.

درواقع، این اثر جبرانی مخارج دولت، اثر جانشینی مصرف‌فراغت است که بارو (۱۹۸۱) به آن پرداخته است. وی به‌منظور بررسی اثر مخارج دولت بر مصرف خصوصی، مخارج دولت را به دو دسته تقسیم کرده است: دستهٔ اول، شامل مخارجی است که مستقیماً بر مطلوبیت خانوار تأثیر می‌گذارد و جانشین مصرف خصوصی است. محققان همواره به این نقش مخارج دولت در مطالعات توجه کرده‌اند. همچنین این نقش با استفاده از مفهوم مصرف مؤثر، در سبد مصرفی خانوار وارد شده است. دستهٔ دوم، شامل مخارجی است که با فراهم‌کردن بستر تولید باعث افزایش تولید و درنتیجه، افزایش مصرف خصوصی می‌شود. برخلاف دستهٔ اول، نقش این گروه از مخارج در مطالعات کم‌رنگ بوده و به‌ندرت بدان پرداخته شده است. سومین اثر جبرانی مربوط‌به جدایی‌ناپذیری مخارج دولت و مصرف خصوصی است. درصورتی‌که مخارج دولت با مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

رابطهٔ مستقیم داشته باشد، افزایش مخارج دولت باعث تحریک مصرف خصوصی خواهد شد. در پیشینهٔ بحث، این اثر با استفاده از مفهوم مکملی اجورث[۱] بررسی شده است.

هرچند مطالعات نظری و تجربی فراوانی دربارهٔ بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی وجود دارد، دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) ضمن توجه به اثر جبرانی ناشی از افزایش ساعات کار و نقش تولیدی مخارج دولت، ساختاری برای بررسی اثر افزایش مخارج دولت بر مصرف خصوصی ارائه کرده است. وی با استناد به این ساختار، رابطه‌ای بین مصرف خصوصی و مخارج دولت و تولید معرفی کرده و با تعریفی مجهول[۲] از ضرایب الگو، ضرایب را برآورد و تحلیل می‌کند. با توجه به این نقیصه، مقالهٔ حاضر با استفاده از روش دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) و با اِعمال پاره‌ای تغییرات در تابع مطلوبیت و تعریف مصرف مؤثر، الگویی ارائه کرده است که در آن امکان تفکیک مخارج دولت وجود دارد؛ زیرا درصورت تفکیک مخارج دولت می‌توان تحلیل‌هایی دقیق‌تر در زمینهٔ نحوهٔ اثرگذاری سیاست‌های دولت بر مصرف خصوصی ارائه کرد. برتری دیگر الگوی جدید درمقایسه‌با الگوی دی‌آلساندرو، در ارائهٔ تعاریفی دقیق از ضرایب الگوست که در تفسیر ضرایب برآوردی کمک بیشتری خواهد کرد.

۲.۲. ساختار الگو

هدف اصلی مقالهٔ حاضر الگوسازی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی است. برای رسیدن به این هدف، تغییراتی در الگوی دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) اِعمال و الگوی جدیدی پیشنهاد شده است؛ بنابراین برای روشن‌شدن تغییرات اعمال‌شده، در ابتدا توضیحی مختصر از الگوی وی ارائه و سپس الگوی پیشنهادی معرفی می‌شود.

۱.۲.۲. الگوی دی‌آلساندرو (۲۰۱۰)

در تحلیل رابطهٔ بین مخارج دولت و مصرف خصوصی، بیلی (۱۹۷۱)[۳] مخارج مصرفی دولت را جزئی از سبد مصرفی خانوار دانسته و مفهوم مصرف مؤثر را پایه‌ریزی کرده است. بارو (۱۹۸۱) با

---

۱. Edgeworth Complementartity: براساس تعریفی که اجورث و پرتو از جانشینی و مکملی کالاها ارائه کرده‌اند، کالای Y در سبد مصرف‌کنندهٔ جانشین (مکمل) کالای X است. اگر افزایش Y باعث کاهش (افزایش) مطلوبیت نهایی حاصل از X شود (Hicks, 1946: 42).

۲. وی بدون استناد به شاخص‌های ترجیحات، ضریب لگاریتم مخارج دولت را کشش جانشینی و ضریب لگاریتم درآمد قابل تصرف را کشش درآمدی می‌نامد.

3. Bailey

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

انسجام‌دادن بیشتر به کار بیلی، به تحلیل نقش مصرف مؤثر در رفتار مصرفی افراد پرداخت. پس از مطالعهٔ بیلی و بارو، مصرف مؤثر به اَشکال مختلفی در توابع مطلوبیت وارد شد که شکل خطی و کاب‌ـداگلاس و با کشش جانشینی ثابت از آن جمله است. همچنین در چارچوب این تحلیل، اَشکال مختلفی برای توابع مطلوبیت آنی درنظر گرفته شد.

دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) از تابع مطلوبیتی به شکل زیر استفاده کرده است:

$$U = Log(C + \alpha G) - \frac{1}{1+\nu} L^{1+\nu} + V(G)$$

که در آن، C مصرف خانوار و G مخارج دولت و L میزان عرضهٔ نیروی کار است. در این معادله فرض شده است که مخارج دولت با تابع V(G) به‌طور جداگانه بر مطلوبیت خانوار اثر می‌گذارد. وی همچنین قید بودجهٔ خانوار را به شکل زیر درنظر گرفته است:

$$PC = PwL - P\tau + \int_0^1 D(i)di \qquad (۱)$$

که در آن، P سطح عمومی قیمت‌ها، w نرخ دستمزد واقعی، τ نرخ مالیات مقطوع و D عایدات حاصل از سهام شرکت‌هاست.

دی‌آلساندرو به‌منظور لحاظ‌کردن اثر درآمدی مخارج دولت، نوعی تابع تولید خصوصی به شکل کاب‌ـداگلاس به‌صورت زیر درنظر گرفته است. در این تابع فرض شده است که تولیدکنندهٔ خصوصی با استفاده از دو نهادهٔ مخارج دولت (G) و نیروی کار (L)[1] کالاها و خدمات را تولید می‌کند.

$$Y = L^{\eta} G^{\gamma} \qquad (۲)$$

در آخر، دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) با استفاده از شرط‌های مرتبهٔ اول بیشینه‌سازی مطلوبیت و سود، الگوی نهایی خود را به این شکل ارائه می‌کند:

$$LnC_t = \theta_0 + \theta_1 LnY_t + \theta_2 LnG_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

وی از شاخص‌های θ_1 و θ_2 به‌ترتیب با عناوین کشش درآمدی و کشش مخارج دولت یاد می‌کند.

۱. لینیمن و شوبرت (۲۰۰۶) نیز به‌منظور بررسی اثر درآمدی مخارج دولت، تولید را تابعی از مخارج دولت و مصرف خصوصی فرض کرده‌اند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

در معادلهٔ ۳، فقط تأثیر کل مخارج دولت بر مصرف خصوصی بررسی‌شدنی است؛ اما می‌توان تأثیر خدمات اثرگذار بر مطلوبیت و خدمات به‌عنوان نهاده در فرایند تولید بخش خصوصی را از هم مجزا کرد. برای رسیدن به این هدف، تغییراتی در الگوی دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) داده شده است. در ساختار جدید، به‌جای شکل خطی مصرف مؤثر از شکل کاب‌ـداگلاس استفاده شده است. گفتنی است شکل خطی مصرف مؤثر در تابع مطلوبیت با عبارت $C+\alpha G$ مشخص شده است. علاوه‌بر این، به‌جای شکل لگاریتمی تابع مطلوبیت از شکل کلی‌تر آن، یعنی تابع مطلوبیت CRRA[1] استفاده شده است.[2] همچنین به‌جای قراردادن مخارج دولت در هر دو تابع تولید و مطلوبیت، گروهی از مخارج دولت، یعنی دستهٔ اول مخارج دولت به تعبیر بارو، در تابع مطلوبیت و گروهی دیگر، یعنی دستهٔ دوم مخارج دولت به تعبیر بارو، در تابع تولید وارد شده است.

۲.۲.۲. الگوی تعمیم‌یافته

با توجه به مطالعهٔ لینمن و شوبرت (۲۰۰۶)، تابع مطلوبیت مصرف‌کننده را به‌صورت تابعی از مصرف مؤثر و ساعات کار درنظر می‌گیریم:

$$U = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u\left(C_t^*, L_t\right) \qquad (۴)$$

$$u\left(C_t^*, L_t\right) = \Lambda_{C^*t} \frac{C_t^{*\,1-\gamma}}{1-\gamma} - \Lambda_{Lt} \frac{L_t^{1+\nu}}{1+\nu} \qquad (۵)$$

که در آن، E_t عملگر امید ریاضی براساس اطلاعات زمان t، C_t^* مصرف مؤثر در زمان t، L_t ساعات کار ارائه‌شده توسط مصرف‌کننده در زمان t، Λ_{Lt} و Λ_{C^*t} به‌ترتیب تکانه‌های مانای ترجیحات مصرف‌کننده روی فراغت و مصرف مؤثر در زمان t، $\beta \in [0,1]$ عامل تنزیل مطلوبیت، $1+\nu$ کشش عدم مطلوبیت حاصل از کاهش فراغت و $\gamma > 0$ معکوس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای C_t^* است.

مصرف مؤثر برای درنظرگرفتن امکان جدایی‌ناپذیری مخارج دولت و مصرف خصوصی، یعنی اثر نوع سوم جبرانی افزایش مخارج دولت، وارد توابع مطلوبیت فردی شده است. این تابع به‌صورت‌های مختلف استفاده شده که معمول‌ترین آن شکل خطی است؛ ولی به‌علت نارسایی‌های

1. Constant-Relative-Risk-Aversion Utility

۲. تابع مطلوبیت لگاریتمی شکلی خاص از تابع CRRA است که در آن، ضریب ریسک‌گریزی نسبی برابر با یک است (Romer, 2006).

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

این نوع تابع، از شکل‌های کاب‌ـداگلاس و CES هم استفاده می‌شود.[۱] همچنین به تبعیت از نی (۱۹۹۵)، رابطهٔ مصرف مؤثر را به‌صورت تابع کاب‌ـداگلاس درنظر می‌گیریم:

$$C_t^* = C_t^{\varphi} G_{Ct}^{1-\varphi} \qquad (۶)$$

که در آن، دستهٔ اول مخارج دولت با G_{Ct} و متغیر مصرف خصوصی با C_t نشان داده شده و $\varphi \in (0,1)$ است.

با توجه به روابط ۵ و ۶ می‌توان تابع مطلوبیت آنی مصرف‌کننده را به این صورت نوشت:

$$u\left(C_t^*, L_t\right) = \Lambda_{C^*t} \frac{\left(C_t^{\varphi} G_{Ct}^{1-\varphi}\right)^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \Lambda_{Lt} \frac{L_t^{1+\nu}}{1+\nu} \qquad (۷)$$

با استفاده از رابطهٔ ۷، تابع مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$u_C = \frac{\partial U}{\partial C} = \varphi \Lambda_{C^*t} C_t^{\varphi(1-\sigma)-1} G_{Ct}^{(1-\varphi)(1-\sigma)} \qquad (۸)$$

معادلهٔ ۸ نشان‌دهندهٔ امکان جدایی‌ناپذیری ترجیحات بین C و G_C در تابع مطلوبیت ۷ است. برای $\gamma \in (0,1)$ مخارج دولت و مصرف خصوصی جدایی‌پذیر نیست و افزایش مخارج دولت باعث افزایش مطلوبیت نهایی حاصل از مصرف می‌شود؛ بنابراین دو متغیر، مکمل اجورث خواهند شد. اگر $\gamma = 1$ باشد، ترجیحات جدایی‌پذیر شده و با تغییر مخارج دولت، تغییری در میل نهایی به مصرف ایجاد نمی‌شود. به‌عبارت‌دیگر، مخارج دولت و مصرف خصوصی مستقل اجورث خواهند شد. درصورتی‌که $\gamma > 1$ باشد، ترجیحات جدایی‌پذیر نبوده و افزایش مخارج دولت، کاهش مطلوبیت نهایی مصرف را به دنبال خواهد داشت. در این وضعیت، مخارج دولت و مصرف خصوصی جانشین اجورث خواهند شد (Ni, 1995). ازآنجاکه نامعادلهٔ $\varphi(1-\gamma)-1<0$ همواره برقرار است،[۲] می‌توان نتیجه گرفت که شرط مرتبهٔ دوم بیشینه‌سازی مطلوبیت برقرار بوده و مشتق مطلوبیت نهایی نسبت‌به C_t (U_{CC}) منفی است.[۳]

---

۱. شکل خطی تابع مطلوبیت به‌طور ضمنی بیانگر حالتی حدّی از رابطهٔ بین مخارج دولت و مصرف خصوصی است که در آن، کشش جانشینی بین این دو متغیر به‌سمت بی‌نهایت میل می‌کند. علاوه‌براین، نی (۱۹۹۵) نشان داد که درصورت وجود رابطهٔ مکملی اجورث بین مخارج دولت و مصرف خصوصی، ضریب مخارج دولت در تابع مطلوبیت منفی می‌شود و این با فرض اولیهٔ تابع مطلوبیت، یعنی خوب‌بودن مخارج دولت برای خانوار، در تناقض است.

۲. با توجه به اینکه $\varphi \in (0,1)$ است، در هریک از شرایط $\gamma > 1$ و $\gamma \in [0,1]$، حاصل‌ضرب $\varphi(1-\gamma)$ کوچک‌تر از ۱ بوده و نامساوی $\varphi(1-\gamma)-1<0$ همواره برقرار است.

۳. عبارت $\varphi(1-\gamma)-1$ برابر است با کشش مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی به مصرف خصوصی و با استفاده از فرمول $(u_{CC} \times C)/u_C$ می‌توان آن را محاسبه کرد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

قید بودجهٔ مصرف‌کننده را همانند مطالعهٔ دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) به‌صورت زیر درنظر می‌گیریم:[۱]

$$P_C C = WL - T + \int_0^1 D(i)di \qquad (۹)$$

در رابطهٔ ۹، P_C شاخص ضمنی مصرف خصوصی، W نرخ دستمزد اسمی، T مالیات مقطوع و D عایدات سهام بنگاه‌هاست. با فرض تأمین مالی مخارج دولت ازطریق مالیات، رابطهٔ قید بودجهٔ مصرف‌کننده را به‌صورت رابطهٔ ۱۰ بازنویسی می‌کنیم:

$$P_C C = WL - P_G G + \int_0^1 D(i)di \qquad (۱۰)$$

که در آن، G کل مخارج دولت و P_G شاخص ضمنی مخارج دولت و بقیهٔ متغیرها همانند قبل است. حال با فرض تابع مطلوبیت ۷ و قید بودجهٔ ۱۰، شرط‌های مرتبهٔ اول بیشینه‌سازی مطلوبیت مقید را می‌توانیم با استفاده از روش لاگرانژ به‌صورت زیر استخراج کنیم:

$$\lambda = \frac{\varphi \Lambda_{C^*} C^{\varphi(1-\gamma)-1} G_C^{(1-\varphi)(1-\gamma)}}{P_C} \qquad (۱۱)$$

$$\lambda = \frac{\Lambda_L L^{\nu}}{W} \qquad (۱۲)$$

براساس روابط ۱۱ و ۱۲ می‌توانیم بنویسیم:

$$\frac{\varphi \Lambda_{C^*} C^{\varphi(1-\gamma)-1} G_C^{(1-\varphi)(1-\gamma)}}{P_C} = \frac{\Lambda_L L^{\nu}}{W} \qquad (۱۳)$$

همچنین فرض می‌کنیم که یک تولیدکنندهٔ نماینده وجود دارد که با بهره‌گیری از تابع تولید کاب‌ـداگلاس از نهاده‌های نیروی کار (L) و دستهٔ دوم مخارج دولت (G_P) ستادهٔ Y را تولید می‌کند.[۲]

$$Y = L^{\alpha} G_P^{\beta} \qquad (۱۴)$$

در این الگو فرض می‌شود که تمام بار مالیاتی ناشی از افزایش مخارج دولت را خانوار تحمل می‌کند و بنگاه‌ها با استفاده از کالاهای عمومی دولت که به‌صورت رایگان ارائه می‌شود، کالاها و

۱. برای ساده‌ترشدن کار، اندیس t از همهٔ متغیرها حذف شده است.

۲. لینمن و شوبرت (۲۰۰۶) و دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) کل مخارج دولت را وارد تابع تولید کاب‌ـداگلاس کرده‌اند؛ ولی در اینجا فقط گروه دوم مخارج دولت به‌عنوان عامل اثرگذار بر تولید خصوصی وارد تابع تولید کاب‌ـداگلاس شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

خدمات تولید می‌کنند؛ بنابراین تابع هدف تولیدکننده، یعنی تابع سود را می‌توانیم به‌صورت زیر بنویسیم:

$$\pi = P_Y L^{\alpha} G_P{}^{\beta} - WL \qquad (۱۵)$$

که در آن، P_Y شاخص ضمنی قیمت تولیدات و بقیهٔ متغیرها همانند قبل است. شرط بیشینه‌سازی سود نسبت‌به ساعات کار (L) عبارت است از:

$$W = \alpha P_Y L^{\alpha-1} G_P{}^{\beta} \qquad (۱۶)$$

با جایگذاری رابطهٔ ۱۶ در ۱۳، به معادلهٔ زیر می‌رسیم:

$$\alpha\varphi\Lambda_{C^*} C^{\varphi(1-\gamma)-1} G_C{}^{(1-\varphi)(1-\gamma)} = \frac{\Lambda_L (P_C/P_Y)}{L^{\alpha-(1+\nu)} G_P{}^{\beta}} \qquad (۱۷)$$

با توجه به رابطهٔ ۱۴ می‌توانیم بنویسیم:

$$L = Y^{1/\alpha} G_P{}^{-\beta/\alpha} \qquad (۱۸)$$

حال با جایگذاری رابطهٔ ۱۸ در رابطهٔ ۱۷ به فرمول زیر می‌رسیم:

$$\varphi\alpha C^{\varphi(1-\gamma)-1} G_c{}^{(1-\varphi)(1-\gamma)} = \left(\Lambda_L/\Lambda_{C^*}\right)\left(P_C/P_Y\right) Y^{(\nu-\alpha+1)/\alpha} G_p{}^{-\beta(1+\nu)/\alpha} \qquad (۱۹)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از دو طرف معادلهٔ ۱۹ و مرتب‌کردن آن، معادله عبارت خواهد بود از:

$$\begin{aligned} LnC = &-\frac{Ln(\varphi\alpha)}{\varphi(1-\gamma)-1} - \frac{(1-\varphi)(1-\gamma)}{\varphi(1-\gamma)-1} LnG_C + \frac{1}{\varphi(1-\gamma)-1} Ln(P_C/P_Y) \\ &+ \frac{\nu-\alpha+1}{\alpha(\varphi(1-\gamma)-1)} LnY - \frac{\beta(1+\nu)}{\alpha(\varphi(1-\gamma)-1)} LnG_P + \frac{\ln(\Lambda_L/\Lambda_{C^*})}{\varphi(1-\gamma)-1} \end{aligned} \qquad (۲۰)$$

با توجه به اینکه $\frac{\ln(\Lambda_L/\Lambda_{C^*})}{\varphi(1-\gamma)-1}$ فرایندی ماناست، می‌توانیم پس از تعریف شاخص‌های جدید، رابطهٔ اقتصادسنجی[۱] را به‌صورت زیر ارائه کنیم:[۲]

$$LnC_t = \delta_1 + \delta_2 LnG_{Ct} + \delta_3 LnP_t + \delta_4 LnY_t + \delta_5 LnG_{Pt} + u_t \qquad (۲۱)$$

---

۱. برای مشاهدهٔ الگوهای استفاده‌شده در مطالعات تجربی پیشین درجهت بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی نک: جدول ۱ پیوست.

۲. آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷)، چیو (۲۰۰۱)، نیه و هو (۲۰۰۶)، کوان (۲۰۰۷) و آتری و کستانتینی (۲۰۱۰) نیز از تکانه‌های ترجیحات برای استخراج جزء اخلال رگرسیون استفاده کرده‌اند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

وجوه تشابه الگوی ۲۱ و الگوی دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) در شکل لگاریتمی معادله و استفاده از متغیر درآمد (Y) در کنار متغیر مخارج دولت، عوامل توضیح‌دهندهٔ مصرف خصوصی است. تفاوت‌های این دو الگو را نیز می‌توان در چهار موضوع زیر خلاصه کرد:

۱. در الگوی پیشنهادی ۲۱، آثار دو گروه از مخارج دولت (G_P و G_C) به‌طور مجزا بررسی می‌شود، درحالی‌که در الگوی دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) فقط اثر کل مخارج دولت (G) بر مصرف خصوصی ارزیابی می‌شود.

۲. در الگوی ۲۱، متغیر لگاریتم نسبت قیمت ضمنی مصرف خانوار به قیمت ضمنی تولید خصوصی $LnP = \mathrm{Ln}(P_C/P_Y)$ وارد الگو شده است.[۱]

۳. در فرایند تدوین الگوی پیشنهادی ۲۱، جزء اخلال رگرسیون به‌طور درون‌زا و با استفاده از مفهوم تکانه‌های ترجیحات استخراج شده است، درحالی‌که دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) جزء اخلال رگرسیون را بدون اثبات و به‌طور برون‌زا وارد الگوی نهایی کرده است.

۴. در مطالعهٔ دی‌آلساندرو (۲۰۱۰)، تعریف روشنی از ضرایب لگاریتم مخارج دولت و لگاریتم درآمد ارائه نشده است و دو ضریب مذکور به‌ترتیب با عنوان‌های «کشش درازمدت مخارج دولت» و «کشش درآمدی درازمدت» معرفی شده‌اند؛ ولی ضرایب الگوی ۲۱ با استفاده از مفاهیم اقتصادی به‌طور دقیق و کامل تعریف‌شدنی است که در ادامه به آن می‌پردازیم.

در معادلهٔ ۲۱، همانند بیشتر مطالعات پیشین،[۲] متغیر درآمد (Y) عاملی اثرگذار بر مصرف خصوصی است. با توجه به مطالعات گراهام (۱۹۹۳) و هو (۲۰۰۱) واردکردن متغیر درآمد در تابع مصرف خصوصی باعث افزایش ثبات ضرایب برآوردی شده و چنین معادله‌ای برای بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی مناسب‌تر است. ازطرفی بنابه مطالعات اوانس و کاراس (۱۹۹۶، ۱۹۹۸) متغیر درآمد ممکن است به‌عنوان شاخصی از وجود مصرف‌کنندگان غیرریکاردویی مطرح شود و معنی‌داری ضریب آن تأییدی بر وجود این گروه از مصرف‌کنندگان باشد.

---

۱. در مطالعات آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷، ۱۹۹۸)، چیو (۲۰۰۱)، اوکوبو (۲۰۰۳)، استیو و سانچزـلوپز (۲۰۰۵)، نیه و هو (۲۰۰۶)، کوان (۲۰۰۷) و آتری و کستانتینی (۲۰۱۰) نسبت قیمت ضمنی مخارج دولت به قیمت ضمنی مصرف خصوصی (P_G/P_C) وارد الگوی نهایی شده و ضریب مربوطبه آن برآورد شده است. در اینجا نیز متغیر P_C/P_Y وارد الگوی نهایی شده است.

۲. بیلی (۱۹۷۱)، کورمندی (۱۹۸۳)، کورمندی و مگویر (۱۹۸۶، ۱۹۹۰ و ۱۹۹۵)، بارث و همکاران (۱۹۸۶)، مودیگلیانی و استرلینگ (۱۹۸۶، ۱۹۹۰)، فلدستین و المندورف (۱۹۹۰)، گراهام و هیماریوس (۱۹۹۱)، گراهام (۱۹۹۳ و ۱۹۹۵)، آشور (۱۹۹۳)، اوانس و کاراس (۱۹۹۶، ۱۹۹۸)، کوهلوین (۱۹۹۸)، هو (۲۰۰۱)، دی‌آلساندرو (۲۰۱۰)، توکلی و حقیقی‌فر (۱۳۷۲)، حسینی (۱۳۷۹)، تقوی و رضایی (۱۳۸۳) و علوی‌راد و حسینی‌راد (۱۳۸۴) متغیر درآمد را به‌عنوان عاملی مؤثر بر مصرف خصوصی وارد تابع مصرف کرده‌اند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

نکتهٔ درخور توجه دیگر دربارهٔ رابطهٔ ۲۱، تقسیم مخارج مصرفی دولت به دو دستهٔ مجزاست. محققانی نظیر کورمندی (۱۹۸۳) و گراهام (۱۹۸۳) و اوانس و کاراس (۱۹۹۸) در مطالعات خود، مخارج دولت را به دو دستهٔ مخارج نظامی و غیرنظامی تفکیک کرده‌اند. کورمندی (۱۹۸۳) مخارج نظامی دولت را عامل اثرگذار بر ثروت کل درنظر گرفته است. در مطالعات اوانس و کاراس (۱۹۹۸) و گراهام (۱۹۹۳) مخارج نظامی در کنار مخارج غیرنظامی به‌صورت عامل مؤثر بر مطلوبیت خانوار وارد تابع مطلوبیت خانوار شده است، درحالی‌که در الگوی ۲۱ تأثیر مخارج نظامی، در کنار مخارج آموزشی و بهداشتی و خدمات اقتصادی، بر مصرف خصوصی به‌عنوان عامل مؤثر بر مصرف بررسی می‌شود.

عبارت $\varphi(1-\gamma)-1$ برابر با کشش مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی به مصرف خصوصی بوده و همواره مقداری کوچک‌تر از صفر است. ازآنجاکه این عبارت در مخرج تمامی ضرایب الگوی ۲۰ ظاهر شده است، نتیجه می‌گیریم که هرچه با افزایش نسبی مصرف خصوصی، مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی به‌نسبت بیشتری کاهش یابد، تمایل افراد به واحدهای اضافی مصرف خصوصی کمتر شده و از اثر، مثبت یا منفی، متغیرهای توضیحی الگو بر مصرف خانوار کاسته می‌شود.

بر این اساس، عبارت $(1-\varphi)(1-\gamma)$ که از تقسیم $-\delta_2$ بر δ_3 محاسبه می‌شود، برابر با کشش مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی به مخارج دولت[1] و تعیین‌کنندهٔ علامت δ_2 است. اگر مخارج دولت و مصرف خصوصی مکمل اجورث باشند، γ بین صفر و یک و $(1-\varphi)(1-\gamma)$ بزرگ‌تر از صفر خواهد بود و ضریب δ_2 مقداری بزرگ‌تر از صفر برآورد می‌شود. در این وضعیت، هرچقدر شدت مکملی بیشتر باشد، γ به صفر نزدیک‌تر شده و $(1-\varphi)(1-\gamma)$ مقدار مثبت بزرگ‌تری خواهد بود. به‌همین‌ترتیب اگر مخارج دولت و مصرف خصوصی جانشین اجورث باشند، $(1-\varphi)(1-\gamma)$ منفی بوده و با افزایش شدت جانشینی، مقدار منفی کوچک‌تری به خود خواهد گرفت. اگر دو متغیر مستقل اجورث باشند، ضریب مخارج دولت صفر، یعنی بی‌معنی می‌شود.

شاخص φ نقشی در تعیین علامت ضریب δ_2 ندارد، ولی در تعیین مقدار این ضریب اهمیت چشمگیری دارد. به‌منظور بررسی اثر φ لازم است که ضریب δ_2 را به‌صورت $1-\frac{\gamma}{1-\varphi(1-\gamma)}$ بازنویسی کنیم. با افزایش φ این عبارت کاهش یافته و قدر مطلق δ_2 کمتر می‌شود؛ بنابراین می‌توان

۱. کشش مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی به مخارج دولت را می‌توان با استفاده از فرمول $(u_{CG}\times G)/u_C$ محاسبه کرد. چنانچه این کشش عددی بزرگ‌تر از صفر برآورد شود، افزایش مخارج دولت باعث افزایش مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی می‌شود و رابطهٔ بین C و G از نوع مکملی اجورث است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

نتیجه گرفت که با افزایش سهم مصرف خصوصی در سبد مصرف مؤثر (φ) از قابلیت اثرگذاری مخارج دولت بر مصرف خصوصی کاسته می‌شود. از دیگر سو، هرچه سهم مخارج دولت در سبد مصرف مؤثر ($1-\varphi$) بیشتر باشد، تغییر در مخارج دولت باعث تغییر شدیدتری در مصرف خصوصی می‌شود؛ اما جهت این تغییر وابسته به ماهیت رابطهٔ مخارج دولت و مصرف خصوصی است.

در وضعیتی که افزایش مخارج دولت باعث افزایش جذابیت مصرف خصوصی برای خانوار می‌شود، یعنی رابطهٔ مکملی اجورث، با افزایش $1-\varphi$ رابطهٔ مکملی مصرف خصوصی و مخارج دولت تشدید می‌شود؛ ولی در وضعیتی که افزایش مخارج دولت از رغبت خانوار برای مصرف خصوصی می‌کاهد، یعنی رابطهٔ جانشینی اجورث، با افزایش $1-\varphi$ قابلیت جانشینی مخارج دولت به‌جای مصرف خصوصی نیز بیشتر می‌شود. ازطرفی با توجه به رابطهٔ ۸ می‌توان نتیجه گرفت که δ_2 برابر با $-\frac{(u_{CG}\times G)/u_C}{(u_{CC}\times C)/u_C}$ بوده و با نسبت $-u_{CG}/u_{CC}$ رابطهٔ مستقیم دارد؛ بنابراین هرچه مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی درنتیجهٔ افزایش یک‌واحدی مصرف خصوصی بیشتر کاهش یابد، یعنی هرچه قدر مطلق U_{CC} بیشتر باشد، از میزان اثرگذاری مخارج دولت بر مصرف خصوصی کاسته می‌شود. ازطرفی هراندازه افزایش مخارج دولت باعث افزایش مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی شود، رابطهٔ بین مخارج دولت و مصرف خصوصی به حالت مکملی نزدیک‌تر می‌شود. علاوه‌براین، با توجه به رابطهٔ ۸ می‌توان نتیجه گرفت که عبارت $-u_{CG}/u_{CC}$ با ضریب برآوردی δ_2 در الگوی ۲۱ رابطهٔ مستقیم دارد.

حال به‌منظور بررسی ضریب درآمد (δ_4)، بر نقش عرضهٔ نیروی کار (L) تمرکز می‌کنیم. چنانچه در نزد خانوار، عدم مطلوبیت ناشی از عرضهٔ نیروی کار (ناشی از کاهش فراغت) کمتر از بازدهی حاصل از افزایش عرضهٔ نیروی کار (ناشی از افزایش درآمد) باشد، خانوار ترجیح می‌دهد ساعات بیشتری کار کرده و با تکیه بر درآمد بیشتر، عدم مطلوبیت ناشی از افزایش ساعات کار را با افزایش مصرف جبران کند. در چنین وضعیتی، مصرف خانوار به میزان بالایی تحت‌تأثیر درآمد جاری حاصل از عرضهٔ نیروی کار قرار دارد؛ ولی چنانچه عدم مطلوبیت ناشی از افزایش ساعات کار برای افراد زیاد بوده و ازطرفی بازدهی نیروی کار کم باشد، افراد به میزان کمتری کار کرده و درآمد جاری کمتری به‌دست می‌آورند. در این وضعیت، آن‌ها مجبورند به‌منظور جبران عدم مطلوبیت ناشی از ساعات کار با تکیهٔ کمتر بر درآمد حاصل از نیروی کار، مصرف خود را با استفاده از ثروت خصوصی به میزان چشمگیری افزایش دهند. در چنین وضعیتی از میزان وابستگی مصرف خانوار به

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

درآمد جاری حاصل از نیروی کار کاسته می‌شود. با توجه به تابع مطلوبیت ۷، عدم مطلوبیت ناشی از افزایش ساعات کار با $1+\nu$ رابطهٔ مستقیم دارد و براساس تابع تولید ۱۴ بازدهی نسبت‌به مقیاس نیروی کار برابر با α است. بنابراین وقتی $\alpha > 1+\nu$ باشد، عدم مطلوبیت ناشی از ساعات کار بیشتر به‌وسیلهٔ افزایش مصرف خصوصی، با تکیه بر درآمد حاصل از کار جبران می‌شود. در این وضعیت، ضریب δ_4 مقداری مثبت و معنی‌دار محاسبه می‌شود؛[1] ولی چنانچه بازدهی نسبت‌به مقیاس به‌قدر کافی زیاد نباشد، ضریب مدنظر بی‌معنی برآورد خواهد شد.

مقدار ضریب مربوط‌به دستهٔ دوم مخارج دولت (δ_5) نیز مقداری غیرمنفی است. زیرا عبارت $\beta(1+\nu)/\alpha$ همواره مقداری غیرمنفی است. با توجه به این عبارت، هرچه بازدهی دستهٔ دوم مخارج دولت (β) بیشتر باشد، نقش این دسته از مخارج در افزایش درآمد خانوار بیشتر می‌شود و افزایش مصرف خصوصی را به دنبال دارد. ازطرفی می‌توان دریافت که با افزایش عدم مطلوبیت حاصل از عرضهٔ نیروی کار ($1+\nu$) و کاهش بازدهی نیروی کار (α)، تقاضا برای نیروی کار کاهش یافته و اثر دستهٔ دوم مخارج دولت در تابع تولید پررنگ‌تر می‌شود.

۳.۲. روش تحقیق

نخستین گام در انجام‌دادن کارهای تجربی سری زمانی، اجرای آزمون‌های ریشهٔ واحد و تشخیص مانایی و نامانایی متغیرهاست. برای این منظور، درصورت وجود شکست ساختاری، از آزمون‌های خاص مانند آزمون زیوت‌ـاندریوز (۱۹۹۶)[2] برای حالت وجود یک شکست ساختاری و آزمون لامسداین‌ـپاپل (۱۹۹۷)[3] برای حالت وجود دو شکست ساختاری و سایر آزمون‌ها استفاده می‌شود. درغیر این‌صورت، می‌توان از آزمون‌های متعارف مانند ADF, PP, KPSS و... استفاده کرد.

به‌منظور بررسی رابطهٔ درازمدت بین متغیرها، درصورت نبود شکست ساختاری، می‌توان از آزمون‌های هم‌جمعی مانند انگل‌ـگرنجر،[4] یوهانسن‌ـجوسلیوس[5] و... استفاده کرد؛ اما درصورت

---

۱. توضیحات ارائه‌شده برای ضریب δ_4 با استدلال اوانس و کاراس (۱۹۹۶، ۱۹۹۸) درخصوص رابطهٔ مستقیم بین اندازهٔ ضریب δ_4 و وجود مصرف‌کنندگان غیریکاردویی سازگار است؛ چراکه براساس این تحلیل‌ها با افزایش اتکای مصرف‌کنندگان بر درآمد حاصل از نیروی کار، ضریب درآمد در تابع مصرف افزایش می‌یابد.

2. Zivot and Andrews Unit Root test
3. Lumsdain and Papell Unit Root test
4. Engle and Granger Cointegration Test
5. Johansen and Joselius Cointegration Test

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

وجود یک شکست ساختاری می‌توان از آزمون‌های گریگوری-هانسن[1] و سایر آزمون‌ها همانند ARDL با اِعمال متغیرهای مجازی استفاده کرد.[2]

با توجه به وجود شکست‌های ساختاریِ عمده در اقتصاد ایران نظیر تکانهٔ نفتی (۱۳۵۲)، وقوع انقلاب اسلامی (۱۳۵۷)، جنگ تحمیلی (۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷) و آزادسازی قیمت‌ها (۱۳۷۱)، لازم است در خلال تحلیل‌های سری زمانی، اعم از بررسی مانایی و هم‌جمعی و برآورد ضرایب، به این مهم توجه شود؛ ازاین‌رو به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای الگوها از آزمون لامسداین-پاپل(۱۹۹۷) استفاده شده است. گفتنی است این آزمون فرض صفر مانایی متغیرهای سری زمانی را با وجود دو شکست ساختاری درون‌زا آزمون می‌کند. در مرحلهٔ بعد، به‌منظور بررسی هم‌جمعی الگوها از آزمون کرانهٔ پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱) استفاده شده است. در این روش، به‌صورت برون‌زا امکان درنظرگرفتن اثر شکست‌های ساختاری وجود دارد. در برآورد شاخص‌های درون‌دوره‌ای تابع مطلوبیت، ضرایب درازمدت الگوها با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده(ARDL)[4] پسران و شین (۱۹۹۹) برآورد شده است.

۳. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و نتایج تجربی

۳.۱. داده‌های استفاده شده

مجموعهٔ داده‌های استفاده‌شده در این تحقیق (۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶) از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. همچنین برای برآورد معادلهٔ ۲۱ از هزینه های مصرفی سرانهٔ خانوارها به‌عنوان متغیر مصرف خصوصی (C) استفاده شده است. همان‌طورکه پیش‌ازاین بیان شد، می‌توان مخارج دولت را ازنظر اثرگذاری بر مصرف خصوصی به دو گروه مجزا تقسیم کرد: دستهٔ اول، مخارج دولت (G_C) که به‌طور مستقیم بر مطلوبیت خانوار مؤثر بوده و انتظار می‌رود جانشین مصرف خصوصی باشند و دستهٔ دوم، مخارج دولت (G_P) که بر تولید ناخالص ملی اثرگذار بوده و باعث افزایش مصرف خصوصی می‌شوند. ازآنجاکه مخارج بهداشتی دولت، هم در سبد مصرفی خانوار جانشین مصرف خصوصی بوده و هم در درازمدت با بهبود سرمایهٔ انسانی جامعه

1. Gregory and Hansen Cointegration Test

۲. برای مطالعهٔ بیشتر این روش‌ها و سایر روش‌ها و حصول اطمینان از کاذب‌نبودن نتایج، نک: صمدی و پهلوانی (۱۳۸۸) و صمدی (۱۳۸۸).

3. Pesaran, Shin and Smith's Bound Test
4. Auto-Regressive Distributed Lags

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

تأثیری مثبت بر تولید ملی می‌گذارد، قابلیت قرارگرفتن در هریک از دو گروه مخارج دولت را دارد؛ ازاین‌رو می‌توان دستهٔ دوم مخارج دولت و به‌تبع آن دستهٔ اول مخارج دولت را به دو صورت تعریف کرد:

متغیر G_{P1} : شامل مخارج سرانهٔ امنیت و نظم عمومی، مخارج دفاعی، آموزش‌وپرورش، خدمات اقتصادی و بهداشت.

متغیر G_{P2} : شامل مخارج سرانهٔ امنیت و نظم عمومی، مخارج دفاعی، خدمات اقتصادی و آموزش‌وپرورش.

دستهٔ اول مخارج دولت در هر دو حالت (G_{C1} و G_{C2}) شامل سایر مخارج سرانهٔ دولت است که در دستهٔ دوم جای نمی‌گیرند.[1] تولید ناخالص داخلی خصوصی سرانه[2] نیز به‌عنوان متغیر نمایندهٔ تولید خصوصی (Y) استفاده شده است. نسبت قیمت‌ها (P) با تقسیم قیمت ضمنی مصرف خصوصی بر قیمت ضمنی تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود و قیمت ضمنی نیز به تبعیت از آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷)، از تقسیم مقدار اسمی هر متغیر بر مقدار واقعی آن به‌دست می‌آید.

۲.۳. برآورد الگو و نتایج تجربی

در گام اول، با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد لامسداین-پاپل (۱۹۹۷) مانایی یا نامانایی متغیرهای الگو را بررسی می‌کنیم. نتایج به‌دست‌آمده با لحاظ تغییر هم‌زمان در عرض از مبدأ و شیب تابع روند (الگوی CC) در جدول ۱ ارائه شده است. همان‌طورکه در جدول ۱ مشاهده می‌شود، به‌جز متغیرهای LnG_{C2} و LnC، مانایی تمام متغیرهای الگوی ۲۱ با وجود دو شکست ساختاری در سطح ۵درصد تأیید می‌شود. با توجه به نتایج این جدول، شکست‌های ساختاری عمده برای متغیرهای الگوی ۲۱ عبارت است از: تکانهٔ اول نفتی (۱۳۵۲ تا ۱۳۵۳) که با افزایش درآمدهای نفتی دولت و به‌تبع آن افزایش مخارج مصرفی سرانهٔ دولت همراه بود؛ وقوع انقلاب اسلامی ایران (۱۳۵۷)؛ پس‌ازآن، وقوع جنگ تحمیلی (۱۳۵۹)؛ تکانهٔ سوم نفتی (۱۳۶۴ تا ۱۳۶۵) درنتیجهٔ کاهش قیمت جهانی نفت؛ پایان جنگ تحمیلی (۱۳۶۷) و آزادسازی قیمت‌ها (۱۳۷۱ تا ۱۳۷۳).

---

۱. هر دو گروه مخارج شامل خدمات عمومی، رفاه اجتماعی، مسکن، خدمات تفریحی‌فرهنگی، خدمات اقتصادی، شهرداری‌ها، سازمان تأمین اجتماعی و... است. ضمن اینکه در گروه G_{c2} ارقام بهداشت نیز اضافه شده است.

۲. در اینجا به تبعیت از تقوی و رضایی (۱۳۸۳) از متغیر تولید ناخالص داخلی خصوصی استفاده شده است. این متغیر با تفریق مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت از تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت پایه به‌دست آمده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

جدول ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد لامسداین-پاپل برای متغیرهای الگوی ۲۱ ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶

متغیرها	سال‌های شکست	α	θ	γ	ω	ψ
LnC	۱۳۶۴ ۱۳۷۷	−۱/۲۱ (−۵/۹۸)	۰/۰۸۸ (۱/۷۲)	−۰/۰۸۵ (−۲/۱۱)	−۰/۰۶۶ (−۴/۷۸)	۰/۰۵۵ (۴/۸۹)
LnG_{C1}	۱۳۵۴ ۱۳۵۹	−۰/۹۶ (−۸/۰۷)	۰/۰۶ (۰/۵۶)	−۰/۶۶ (−۶/۵۰)	−۰/۱۳ (−۳/۸۲)	−۰/۰۶۷ (−۲/۰۱)
LnG_{C2}	۱۳۵۳ ۱۳۵۹	−۰/۹۸ (−۶/۶۴)	۰/۲۷ (۲/۷۱)	−۰/۵۲ (−۵/۴۹)	−۰/۱ (−۳/۳۷)	−۰/۰۸ (−۲/۶۴)
$Ln(P^C/P^Y) = LnP$	۱۳۵۲ ۱۳۶۸	−۱/۳۶ (−۱۱/۸۷)	۰/۱۱ (۳/۶۲)	−۰/۰۶۸ (−۲/۸۲)	−۰/۰۷۶ (−۹/۴۵)	۰/۰۴۶ (۱۱/۲۲)
LnY	۱۳۵۷ ۱۳۷۱	−۱/۱۲ (−۷/۴۴)	۰/۱۶ (۲/۴۰)	−۰/۰۷۹ (−۱/۷۰)	−۰/۰۲۶ (−۴/۷۴)	۰/۰۴۵ (۶/۵۰)
LnG_{P1}	۱۳۵۳ ۱۳۷۳	−۰/۶۴ (−۷/۷۶)	۰/۴۸ (۵/۴۸)	۰/۰۰۵ (۰/۰۸۸)	−۰/۱۱ (−۶/۸۵)	۰/۰۴۳ (۵/۳۸)
LnG_{P2}	۱۳۵۲ ۱۳۷۲	−۰/۵۷ (−۷/۶۵)	۰/۱۹ (۲/۳۱)	۰/۰۸۷ (۱/۲۴)	−۰/۱۳ (−۶/۸۷)	۰/۰۶ (۶/۸۹)

یادداشت‌ها:
ـ مقادیر داخل پرانتز آمارهٔ t محاسباتی‌اند.
ـ مقدار بحرانی معرفی‌شده توسط لامسداین و پاپل (۱۹۹۷) در سطح ۵درصد برای الگوی CC برابر با ۶/۸۲- است.

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GAUSS 10 (کد نوشته‌شده توسط Lee).

با توجه به اینکه متغیرهای الگوی ۲۱ ترکیبی از متغیرهای مانا و نامانا هستند، بهتر است برای بررسی رابطهٔ درازمدت بین متغیرها در این الگوها از آزمون کرانهٔ پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شود. الگوی ECM نامقید، الگوی ۲۱ را با حداکثر وقفهٔ ۲ و با درنظرگرفتن شکست‌های تکانهٔ اول نفتی (۱۳۵۲تا۱۳۵۳) و تکانهٔ سوم نفتی (۱۳۶۴ تا ۱۳۶۵) و آزادسازی قیمت‌ها (۱۳۷۱) می‌توان در قالب الگوهای ۲۲ و ۲۳ نوشت. در حالت اول، یعنی الگوی ۲۲، مخارج بهداشتی دولت جزئی از دستهٔ دوم مخارج دولت و در حالت دوم، یعنی الگوی ۲۳، مخارج بهداشتی جزء دستهٔ اول مخارج دولت درنظر گرفته شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

$$\Delta \ln C_t = a_0 + \pi_1 \ln C_{t-1} + \pi_2 \ln Gc1_{t-1} + \pi_3 \ln(P^C/P^Y)_{t-1} + \pi_4 \ln Y_{t-1} + \pi_5 \ln Gp1_{t-1} + \sum_{i=1}^{2} \varphi_i' \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} \vartheta_i' \Delta \ln Gc1_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} \omega_i' \Delta \ln(P^C/P^Y)_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \lambda_i' \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} \theta_i' \Delta \ln Gp1_{t-i} + a_1 t + a_2 D52 + a_3 DT64 + a_4 D71 + u_t \quad (۲۲)$$

$$\Delta \ln C_t = a_0 + \pi_1 \ln C_{t-1} + \pi_2 \ln Gc2_{t-1} + \pi_3 \ln(P^C/P^Y)_{t-1} + \pi_4 \ln Y_{t-1} + \pi_5 \ln Gp2_{t-1} + \sum_{i=1}^{2} \varphi_i' \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} \vartheta_i' \Delta \ln Gc2_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} \omega_i' \Delta \ln(P^C/P^Y)_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \lambda_i' \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} \theta_i' \Delta \ln Gp2_{t-i} + a_1 t + a_2 D52 + a_3 DT64 + a_4 D71 + u_t \quad (۲۳)$$

آمارهٔ F محاسباتی برای آزمون فرض صفر $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = \pi_5 = 0$ در الگوهای ۲۲ و ۲۳ به‌ترتیب برابر با ۴/۴۲ و ۴/۵۹ است. با توجه به اینکه در الگوی ۲۲ تمام متغیرهای توضیحی مانا هستند و فقط متغیر وابسته نامانا‌ست، مقدار آمارهٔ محاسباتی با کرانهٔ پایین جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود؛ ازاین‌رو مقدار بحرانی این آزمون در سطح ۱درصد برابر با ۴/۴ بوده و رابطهٔ درازمدت بین متغیرها برای الگوی ۲۲ در سطح ۱درصد تأیید می‌شود؛ ولی چون در الگوی ۲۳ یکی از متغیرهای توضیحی نامانا‌ست، باید برای بررسی رابطهٔ هم‌جمعی از کرانهٔ بالای جدول استفاده شود؛ بنابراین با توجه به اینکه آمارهٔ F محاسباتی از مقدار بحرانی این آزمون در سطح ۵درصد، برابر با ۴/۵۷، بالاتر است، رابطهٔ درازمدت بین متغیرهای الگوی ۲۳ نیز تأیید می‌شود.[۱]

با توجه به تعریف ارائه‌شده از متغیرهای LnC، LnG_{C1}، LnG_{P1}، LnG_{C2}، LnG_{P2}، LnY و $Ln(P^C/P^Y)$ و همچنین با درنظرگرفتن شکست‌های ساختاری ناشی از تکانهٔ اول نفتی (۱۳۵۲) و تکانهٔ سوم نفتی (۱۳۶۴) و آزادسازی قیمت‌ها (۱۳۷۱)، الگوی ۲۱ را به دو صورت زیر معرفی می‌کنیم:

$$LnC_t = \delta_1 + \delta_2 LnG_{C1t} + \delta_3 Ln(P^C/P^Y)_t + \delta_4 LnY_t + \delta_5 LnG_{P1t} + a_1 t + a_2 D52 + a_3 DT64 + a_4 D71 + u_t \quad (۲۴)$$

۱. این نتایج با استفاده از آزمون گریگوری‌ـهانسن نیز به‌دست آمده است. در اینجا به‌دلیل کمبود فضا نتایج گزارش نشده و نزد نویسندگان موجود است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

$$LnC_t = \delta_1 + \delta_2 LnG_{C2t} + \delta_3 Ln(\mathrm{P^C}/\mathrm{P^Y})_t + \delta_4 LnY_t + \delta_5 LnG_{P2t} + a_1 t + a_2 D52 + a_3 DT64 + a_4 D71 + u_t \quad (۲۵)$$

نتیجهٔ برآورد ضرایب درازمدت این الگوها به روش ARDL، با درنظرگرفتن حداکثر وقفهٔ ۲ و با استفاده از معیار انتخاب وقفهٔ شوارزـبیزین،[1] در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. نتایج برآورد درازمدت ضرایب الگوهای ۲۴ و ۲۵ به روش ARDL ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶

الگوی ۲۴ ARDL(۰، ۲، ۱، ۱)		الگوی ۲۵ ARDL(۰، ۲، ۰، ۱، ۱)	
نام متغیر	ضریب برآوردی	نام متغیر	ضریب برآوردی
عرض از مبدأ	۱/۵۸۹ (۰/۰۰۴)	عرض از مبدأ	۱/۵۳۷ (۰/۰۰۶)
LnG_{C1}	۰/۱۷۶ (۰/۱۵۲)	LnG_{C2}	۰/۱۷۵ (۰/۲۱۲)
$Ln(P^C/P^Y)$	−۰/۸۰۳ (۰/۰۵۹)	$Ln(P^C/P^Y)$	−۰/۷۹۲ (۰/۰۶۱)
LnY	۰/۴۴۳ (۰/۰۵۳)	LnY	۰/۴۸۱ (۰/۰۳۵)
LnG_{P1}	۰/۴۸۶۲ (۰/۰۰)	LnG_{P1}	۰/۴۷۱ (۰/۰۰)
t	−۰/۰۳۳ (۰/۰۰۴)	t	−۰/۰۳۳ (۰/۰۰۶)
D52	۰/۲۶۳ (۰/۰۰۹)	D52	۰/۲۷۱ (۰/۰۰۷)
DT64	۰/۰۷ (۰/۰۰۲)	DT64	۰/۰۶۷ (۰/۰۰۳)
D71	−۰/۳۳۷(۰/۰۲)	D71	−۰/۳۱۶ (۰/۰۲۹)

یاداشت‌ها:
ـ برای معادلات ۲۴ و ۲۵، مقدار R^2 به‌ترتیب برابر با ۰/۹۹۱ و ۰/۹۹۲ و مقدار R^2_{adj} به‌ترتیب برابر با ۰/۹۸۸ و ۰/۹۸۹ به‌دست آمده است.
ـ نتایج آزمون‌های تشخیصی و ثبات ضرایب که در پیوست‌های ۲ و ۳ گزارش شده است، حاکی از برقراری فروض کلاسیک، در سطح ۱۰درصد و تأیید ثبات ضرایب، در سطح ۵درصد است.
ـ حداقل سطح معنی‌داری داخل پرانتز آمده است.

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Microfit4

همان‌طورکه در جدول ۲ مشخص است، ضریب دستهٔ اول مخارج دولت (G_{C1}) همواره مثبت و بی‌معنی به‌دست آمده است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که دستهٔ اول مخارج مصرفی دولت و مصرف خانوار مستقل اجورث‌اند. همچنین مشاهده می‌شود که با واردکردن مخارج بهداشتی به گروه اول مخارج دولت، تغییر چشمگیری در ضریب δ_2 برآوردی ایجاد نشده است.

همان‌طورکه پیش‌ازاین اشاره شد، ضریب نسبت قیمت‌ها (δ_3) به‌دلیل برقراری شرط مرتبهٔ دوم بیشینه‌سازی در هر دو الگو عددی منفی برآورد شده است. این ضریب بیانگر عکس کشش

1. Schwarz Bayesian Criteria

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

مطلوبیت نهایی مصرف خانوار به مصرف خانوار بوده و باعث کاهش اثرگذاری سایر عوامل بر مصرف خانوار می‌شود. با توجه به اینکه ضریب δ_3 تقریباً برابر با ۰/۸- برآورد شده، می‌توان نتیجه گرفت که کشش مطلوبیت نهایی مصرف خانوار به مصرف خانوار برابر با ۱/۲۵- است؛[1] بنابراین نتیجه می‌گیریم که با افزایش ۱درصدی مصرف خانوار، مطلوبیت نهایی حاصل از آن به میزان ۱/۲۵درصد کاهش می‌یابد. این پدیده به‌نوبهٔ خود مانعی برای افزایش مصرف خانوار بوده و از قابلیت اثرگذاری سایر متغیرها بر مصرف خانوار می‌کاهد.

ضریب δ_4 نیز برابر با ۰/۴۴ و ۰/۴۸ برآورد شده است که طبق مطالعات اوانس و کاراس (۱۹۹۶ و ۱۹۹۸) نشان‌دهندهٔ وجود خانوارهایی با محدودیت نقدینگی، یعنی خانوارهای غیرریکاردویی است که با تکیه بر درآمد جاری، مصرف خصوصی را افزایش می‌دهند. وجود چنین مصرف‌کنندگانی ممکن است باعث برقراری رابطهٔ مثبت بین مخارج دولت و مصرف خصوصی شود.

ضریب δ_5 نیز برابر با ۰/۴۷ و ۰/۴۸ برآورد شده است. مثبت و معنی‌دارشدن این ضریب نیز دلیلی بر وجود رابطهٔ مستقیم بین دستهٔ دوم مخارج دولت و مصرف خانوار بوده است؛ بنابراین افزایش این گروه از مخارج دولت در درازمدت با افزایش بهره‌وری عوامل تولید باعث افزایش تولید ملی و درنتیجهٔ آن باعث افزایش مصرف خانوار می‌شود؛ ولی با توجه به اینکه ضریب برآوردی عددی کوچک‌تر از ۱ است، نامساوی $\beta(1+\nu)<\alpha$ برقرار است. این نامساوی بیانگر این است که بازدهی دستهٔ دوم مخارج دولت درمقایسه‌با بازدهی نیروی کار پایین‌تر بوده و همین موضوع از اثر درآمدی این دسته کاسته است. همچنین مشاهده می‌شود که با خارج‌کردن مخارج بهداشتی دولت از گروه دوم مخارج، ضریب برآوردی از ۰/۴۸ در الگوی ۲۴ به ۰/۴۷ در الگوی ۲۵ کاهش یافته است. این موضوع بیانگر نقش تولیدی مخارج بهداشتی دولت و اثر مثبت آن بر مصرف خانوار است. نکتهٔ درخور توجه دیگر اینکه ضریب متغیر مجازی D52 همواره عددی مثبت و معنادار برآورد شده که تأییدی بر اثر مثبت تکانهٔ نفتی بر مصرف خانوار است. همچنین ضریب متغیر DT64 مثبت و معنی‌دار برآورد شده است. این ضریب بیش از آنکه منعکس‌کنندهٔ اثر تکانهٔ نفتی سوم باشد، مؤید نظر فلدستین و المندورف (۱۹۹۰)[2] درخصوص اثر جیره‌بندی‌ها و کمبودهای دوران جنگ بر مصرف خصوصی است؛ چراکه روند پرنوسان مصرف سرانهٔ خانوار که از سال ۱۳۵۴ آغاز شده بود تا سال ۱۳۶۴ ادامه می‌یابد. بدیهی است که در چنین وضعیتی باید ضریب این

۱. این رقم برابر با معکوس ضریب δ_3 برآوردی است.

2. Feldstein and Elmendorf

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

متغیر مجازی عددی بزرگ‌تر از صفر برآورد شود. منفی‌شدن ضریب متغیر D71 نیز بیانگر تأثیر منفی آزادسازی قیمت‌ها بر مصرف خانوار است.

نتایج حاصل از برآورد ضرایب کوتاه‌مدت شکل اصلاح خطای ARDL نیز در جدول ۳ گزارش شده است. با توجه به نتایج این جدول، ضریب گروه اول مخارج دولت مقداری مثبت و معنی‌دار، یعنی ۰/۱۵۵ و ۰/۱۹۱، برآورد شده است. بنابراین در کوتاه‌مدت، گروه اول مخارج دولت مکمل اجورث مصرف خانوار است؛ ازاین‌رو انتظار می‌رود که در کوتاه‌مدت، با افزایش گروه اول مخارج دولت مصرف خانوار افزایش یابد؛ ولی در درازمدت، این افزایش خنثی شده و مصرف خانوار تحت‌تأثیر افزایش این گروه از مخارج قرار نگیرد. این نتیجه با پیش‌بینی الگوی رمزی-کاس-کوپمنز[1] درخصوص اثرگذاری مخارج دولت بر مصرف خصوصی همسوست. براساس این الگو، اثر ثروتی افزایش مخارج دولت در کوتاه‌مدت برای خانوار خفیف بوده و افراد تمایل کمتری به کاهش مصرف نشان می‌دهند؛ ولی در درازمدت درنتیجهٔ احساس اثر ثروتی مخارج دولت، مصرف خصوصی کاهش بیشتری می‌یابد. همچنین مشاهده می‌شود که با واردکردن مخارج بهداشتی دولت به گروه اول مخارج، ضریب این گروه از ۰/۱۵۵ به ۰/۱۹۱ افزایش می‌یابد. این نتیجه نیز تأییدی بر قابلیت اندک جانشینی مخارج بهداشتی دولت به‌جای مصرف خانوار است.

ازطرفی مشاهده می‌شود که گروه دوم مخارج دولت در کوتاه‌مدت نیز باعث افزایش مصرف خانوار می‌شود؛ ولی ضریب کوتاه‌مدت این گروه از مخارج، یعنی ۰/۱۷ و ۰/۱۶۵، درمقایسه‌با ضریب درازمدت آن، یعنی ۰/۴۸ و ۰/۴۷، کمتر است. همان‌طورکه پیش‌ازاین اشاره شد، گروه دوم مخارج دولت با افزایش بازدهی عوامل تولید خصوصی باعث افزایش درآمد خانوار می‌شود و افزایش درآمد خانوار نیز افزایش مصرف خصوصی را به دنبال دارد؛ ازاین‌رو انتظار می‌رود اثرگذاری این گروه از مخارج دولت بر تولید خصوصی و به‌تبع آن بر مصرف خانوار در درازمدت بیشتر از کوتاه‌مدت باشد. همچنین در کوتاه‌مدت همانند درازمدت مشاهده می‌شود که با خارج‌کردن مخارج بهداشتی دولت از گروه دوم، ضریب این گروه از ۰/۱۷ به ۰/۱۶۵ کاهش می‌یابد. این یافته مؤید نقش مولد مخارج بهداشتی دولت است.

1. Ramsey-Cass-Koopmans Model

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

جدول ۳. نتایج برآورد شکل اصلاح خطای ARDL برای الگوهای ۲۴ و ۲۵؛ ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶

الگوی ۲۴ ARDL(۰، ۲، ۰، ۱، ۱)		الگوی ۲۵ ARDL(۰، ۲، ۰، ۱، ۱)	
نام متغیر	ضریب برآوردی	نام متغیر	ضریب برآوردی
عرض از مبدأ	۰/۵۵۸ (۰/۰۰)	عرض از مبدأ	۰/۵۳۹ (۰/۰۰)
$dLnG_{C1}$	۰/۱۵۵ (۰/۰۰۱)	$dLnG_{C2}$	۰/۱۹۱ (۰/۰۰)
$dLn(P^C/P^Y)$	−۰/۰۱ (۰/۹۴۲)	$dLn(P^C/P^Y)$	−۰/۰۵۵ (۰/۶۹۵)
$dLn(P^H/P^Y)1$	۰/۳۷۷ (۰/۰۰۳)	$dLn(P^H/P^Y)1$	۰/۳۸۱ (۰/۰۰۲)
dLnY	۰/۱۵۶ (۰/۰۹۹)	dLnY	۰/۱۶۹ (۰/۰۷۳)
$dLnG_{P1}$	۰/۱۷ (۰/۰۰۱)	$dLnG_{P2}$	۰/۱۶۵ (۰/۰۰۲)
dt	−۰/۰۱۲ (۰/۰۰۱)	dt	−۰/۰۱۱ (۰/۰۰۱)
dD52	۰/۰۹۲ (۰/۰۴)	dD52	۰/۰۹۵ (۰/۰۴۲)
dDT64	۰/۰۲۴ (۰/۰۰)	dDT64	۰/۰۲۴ (۰/۰۰)
dD71	−۰/۱۲(۰/۰۰۳)	dD71	−۰/۱۱ (۰/۰۰۵)
ect(-1)	−۰/۳۵ (۰/۰۰۱)	ect(-1)	−۰/۳۵ (۰/۰۰۱)
یاداشت: حداقل سطح معنی‌داری داخل پرانتز آمده است.			

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Microfit4

ضریب درآمد در کوتاه‌مدت نیز در سطح ۱۰درصد، مثبت و معنی‌دار است؛ ولی مقدار ضرایب و میزان معنی‌داری آن‌ها درمقایسه‌با حالت درازمدت کاهش یافته است. همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، دو ضریب کوتاه‌مدت برای متغیر لگاریتم نسبت قیمت‌ها گزارش شده است. ضریب دورهٔ فعلی منفی و بی‌معنی به‌دست آمده و ضریب دورهٔ قبل مثبت و معنی‌دار محاسبه شده است. مثبت‌شدن ضریب دورهٔ قبل به این‌صورت توجیه‌پذیر است که چنانچه مطلوبیت نهایی افراد در دورهٔ پیشین به‌علت افزایش مصرف کاهش یابد، خانوارها از مصرف خود در دورهٔ قبلی کاسته و آن را به دورهٔ فعلی منتقل می‌کنند.

ضریب جملهٔ اصلاح خطا[1] ((ect(-1)) برابر با ۰/۳۵- برآورد شده است. این ضریب نشان می‌دهد که درصورت انحراف از مسیر تعادلی درازمدت، متغیرها به مسیر تعادلی درازمدت بازخواهند

1. Error Correction Term

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

گشت. ازطرفی منفی و معنی‌دارشدن این ضریب دلیلی بر وجود رابطهٔ درازمدت بین متغیرهای الگوست (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸).

٤. جمع‌بندی و پیشنهادها

دیدگاه‌های کینزی و نئوکلاسیک و الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، رویکردهای متفاوتی در الگوسازی تأثیر مخارج دولت بر مصرف بخش خصوصی دارند.گروه عمدهٔ مطالعات و الگوسازی‌ها بر مبانی نظری نئوکلاسیک تکیه کرده‌اند. این گروه از مطالعات به‌لحاظ نحوهٔ استخراج تابع مصرف نهایی به سه دسته تقسیم می‌شوند. در بعضی از مطالعات مانند مطالعات آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷ و ۱۹۹۸)، نیه و هو (۲۰۰۶)، کوان(۲۰۰۷)، آتری و کستانتینی(۲۰۱۰) و دی آلساندرو (۲۰۱۰) در قالب الگوهای درآمد دائمی و در کنار بیشینه‌سازی بین‌دوره‌ای مطلوبیت، به بیشینه‌سازی ایستای مطلوبیت نیز توجه کرده‌اند. در الگوی ارائه‌شده در مطالعهٔ دی‌آلساندرو (۲۰۱۰)، فقط تأثیر کل مخارج دولت بر مصرف خصوصی بررسی شده است؛ اما می‌توان براساس پیشنهاد بارو تأثیر خدمات اثرگذار بر مطلوبیت، یعنی دستهٔ اول مخارج و خدمات به‌عنوان نهاده در فرایند تولید بخش خصوصی، یعنی دستهٔ دوم مخارج را از هم مجزا کرد.

در مقالهٔ حاضر با استفاده از چارچوب مطالعهٔ دی‌آلساندرو (۲۰۱۰) و پس از اِعمال تغییراتی، الگوی وی تعمیم داده شده و اثر مجزای دو گروه از مخارج دولت بر مصرف خصوصی بررسی شده است. بدین‌منظور مخارج دولت به دو طریق تقسیم‌بندی و دو الگوی مشابه با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۳۸تا۱۳۸۶) برآورد شده است.

نتیجهٔ حاصل از تخمین روابط نشان می‌دهد که در درازمدت، دستهٔ اول مخارج مصرفی دولت و مصرف خانوار مستقل اجورث‌اند؛ اما دستهٔ دوم مخارج مثبت و معنادار برآورد شده است. مثبت و معنی‌دارشدن این ضریب دلیلی بر وجود رابطهٔ مستقیم بین دستهٔ دوم مخارج دولت و مصرف خانوار است. دستهٔ دوم مخارج دولت به‌واسطهٔ افزایش سرمایهٔ انسانی خانوار، یعنی مخارج بهداشتی و آموزشی و بهبود امنیت داخلی، یعنی مخارج دفاعی و امنیت، باعث افزایش درآمد خانوار و به‌تبع آن باعث افزایش تمایل خانوار به مصرف خصوصی می‌شود.

ازاین‌رو افزایش این گروه از مخارج دولت در درازمدت، با افزایش بهره‌وری عوامل تولید باعث افزایش تولید ملی و درنتیجه باعث افزایش مصرف خانوار می‌شود؛ اما در کوتاه‌مدت، گروه اول مخارج دولت مکمل اجورث مصرف خانوار است و گروه دوم مخارج دولت رابطهٔ مستقیم با

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

مصرف خصوصی دارد؛ بنابراین انتظار می‌رود در کوتاه‌مدت، با افزایش هر دو گروه مخارج دولت، مصرف خانوار افزایش یابد؛ ولی در درازمدت، این افزایش خنثی شود و مصرف خانوار تحت‌تأثیر افزایش این گروه از مخارج قرار نگیرد. این نتیجه با پیش‌بینی الگوی رمزی-کاس-کوپمنز درخصوص اثرگذاری مخارج دولت بر مصرف خصوصی همسوست.

براساس یافته‌های این مقاله پیشنهاد می‌شود که دولت برای افزایش تولید و مصرف و بنابراین افزایش رفاه جامعه به تغییر در ترکیب مخارج مصرفی دولت به نفع مخارج به‌عنوان نهاده، یعنی دستهٔ دوم مخارج، به‌جای مخارج اثرگذار بر مطلوبیت خانوارها توجه و اهتمام ویژه‌ای داشته باشد.

منابع و مآخذ

تقوی، مهدی، ابراهیم رضایی، ۱۳۸۳، «بررسی اثر سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال در اقتصاد ایران»، *پژوهش‌نامهٔ اقتصادی*، ش۱۵، صص ۱۰۹تا۱۳۲.

توکلی، اکبر، آرزو حقیقی‌فر، ۱۳۷۲، «توان سیاست مالی؛ پدیدهٔ دفع ازدحامی در اقتصاد ایران (۱۳۷۰تا۱۳۳۸)»، *مجلهٔ دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد*، س۷، ش۲، صص۳۷تا۵۰.

حسینی، سیدجواد، ۱۳۷۹، *بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی؛ مورد ایران (۱۳۴۷تا۱۳۷۶)*، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

صمدی، علی حسین، ۱۳۸۸، *روابط کاذب در اقتصادسنجی*، دانشگاه علوم اقتصادی.

صمدی، علی حسین و پهلوانی، مصیب، ۱۳۸۸، *هم‌جمعی و شکست ساختاری در اقتصاد*، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

علوی‌راد، عباس، رضا حسینی‌راد، ۱۳۸۴، «بررسی پدیدهٔ دفع ازدحامی در اقتصاد ایران (۱۳۳۹تا۱۳۷۹)»، *مجلهٔ اطلاعات سیاسی‌اقتصادی*، ش۲۱۴-۲۱۳، صص۲۳۲تا۲۴۱.

مفتوح، مهنوش، ۱۳۸۳، *بررسی تأثیر سیاست مالی تغییر در هزینه‌های مصرفی دولت بر اجزاء مصرف بخش خصوصی؛ تحلیلی به روش هم‌جمعی*، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

Amano, Robert. A. and Tony S. Wirjanto, 1997, "Intratemporal Substitution and Government Spending", *the Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 4, pp. 605-609.

Amano, Robert. A. and Tony S. Wirjanto, 1998, "Government Expenditures and the Permanent Income Model", *Review of Economic Dynamics*, Vol. 1, pp.719-730.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

Aschaur, David Alan, 1985, "Fiscal Policy and Aggregate Demand", *the American Economic Review*, Vol. 75, No. 1, pp. 117-127.

Auteri, Monica, and Mauro Costantini, 2010, "A Panel Cointegration Approach to Estimating Substitution Elasticities in Consumption", *Economic Modeling*, Vol. 27, pp. 782–787.

Bailey, Martin. J., 1971, *National Income and the Price Level: A Study in Macroeconomic Theory, Second edition*, New York: McGraw-Hill.

Barro, Robert. J., 1981, "Output Effects of Government Purchases", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 6, pp. 1086-1121.

Barth, James R., George Iden and Frank S. Russek, 1986, "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Comment", *the American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, pp. 1158-1167.

Chiu, Ru-lin., 2001, "the Intratemporal Substitution between Government Spending and Private Consumption: Empirical Evidence from Taiwan", *Asian Economic Journal*, Vol. 15, No. 3, pp. 313-323.

d'Alessandro, Antonello, 2010, "How Can Government Spending Affect Private Consumption? A Panel Cointegration Approach", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, Vol. 18, pp. 40-57.

Esteve, Vicente and Juan Sanchis-LlopisJuan, 2005, "Estimating the Substitutability between Private and Public Consumption: the Case of Spain, 1960–2003", *Applied Economics*, Vol. 37, pp. 2327–2334.

Evans, Paul and Georgios Karras, 1996, "Private and Government Consumption with Liquidity Constraints", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 2, pp. 255-266.

Evans, Paul and Georgios Karras, 1998, "Liquidity Constraint and the Substitutability between Private and Government Consumption: the Role of Military and Non-Military Spending", *Economic Inquiry*, vol. 36, pp. 203-214.

Feldstein, Martin and Douglas W. Elmendorf, 1990, "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: A Further Comment", *the American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, pp. 589-599.

Gali, Jordi, J. David Lopez-Salido and Javier, Vales, 2004, "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption", *ECB Working Paper Series*, No. 339.

Gali, Jordi, J. David Lopez-Salido and Javier, Vales, 2007, "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 5, No. 1, pp. 227-270.

Ganelli, Giovanni and Juha Tervala, 2009, "Can Government Spending Increase Private Consumption? the Role of Complementarity", *Economics Letters*, Vol. 103, pp. 5–7.

Graham, Fred C., 1993, "Fiscal Policy and Aggregate Demand: Comment", *the American Economic Review*, Vol. 83, No.3, pp. 659-666.

Graham, Fred C., 1995, "Government Debt, Government Spending and Private-Sector Behavior: Comment", *the American Economic Review*, Vol. 85, No. 5, pp. 1348-1356.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

Graham, Fred C. and Daniel Himarios, 1991, "Fiscal Policy and Private Consumption: Instrumental Variables Tests of the Consolidated Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, No. 1, pp. 53-67.

Hicks, John. Richard, 1946, *Value and Capital*, Oxford, Calderon Press.

Ho, Tsung-wu, 2001, "the Government Spending and Private Consumption: A Panel Cointegration Analysis", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 10, pp. 95-108.

Horvath, Michal, 2009, "the Effects of Government Spending Shocks on Consumption under Optimal Stabilization", *European Economic Review*, Vol. 53, pp. 815–829.

Karras, Georgios, 1994, "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 26, No. 1, pp. 9-22.

Kormendi, Roger C., 1983, "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior", *the American Economic Review*, Vol. 73, No. 5, pp. 994-1010.

Kormendi, Roger C. and Philip Meguire, 1986, "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Reply", *the American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, pp. 1180-1187.

Kormendi, Roger C. and Philip Meguire, 1990, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: Reply and Update", *the American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, pp. 604-6017.

Kormendi, Roger C. and Philip Meguire, 1995, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: Reply", *the American Economic Review*, Vol. 80, No. 5, pp. 1357-1361.

Kuehlwein, Michael, 1998, "Evidence on the Substitutability between Government Purchases and Consumer Spending Within Specific Spending Categories", *Economics Letters*, Vol. 58, pp. 325–329.

Kwan, Yum. K., 2007, "the Direct Substitution between Government and Private Consumption in East Asia", *NBER-EASE*, Vol. 16, pp. 45-58.

Linnemann, Ludger and Andreas Schabert, 2004, "Can Fiscal Spending Stimulate Private Consumption?" *Economics Letters*, Vol. 82, pp. 173–179.

Linnemann, Ludger and Andreas Schabert, 2006, "Productive Government Expenditure in Monetary Business Cycle Models", *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 53, No. 1, pp. 28-46.

Lumsdaine, Robin L. and David H. Papell, 1997, "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *the Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, pp. 212-218.

Modigliani, Franco and Arlie Sterling, 1986, "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior: Comment", *the American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, pp. 1168-1187.

Modigliani, Franco and Arlie Sterling, 1990, "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: A Further Comment", *the American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, pp. 600-603.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

Ni, Shawn, 1995, "An Empirical Analysis on the Substitutability between Private Consumption and Government Purchases", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, pp. 593-605.

Nieh, Chien-Chung and Tsung-wu Ho, 2006, "Does the Expansionary Government Spending Crowd out the Private Consumption? Cointegration Analysis in Panel Data", *the Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 46, pp. 133–148.

Okubo, Masakatsu, 2003, "Intratemporal Substitution between Private and Government Consumption: the Case of Japan", *Economics Letters*, Vol. 79, pp. 75–81.

Philips, Peter C. B. and Bruce E. Hansen, 1990, "statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *the Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 1, pp. 99-125.

Romer, David, 2006, *Advanced Macroeconomics*, Third Edition, New York, McGraw-Hill.

Van Dalen, P. Hendrik, 1999, "Intertemporal Substitution in Public and Private Consumption: Long-run Evidence from the US and the UK", *Economic Modeling*, Vol. 16, pp. 355-370.

فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

پیوست ۱

در جدول ۱، تعدادی از الگوهای استفاده‌شدهٔ محققان به‌منظور بررسی رابطهٔ بین مخارج دولت و مصرف خصوصی آمده است.

جدول ۱. الگوهای استفاده‌شده در مطالعات پیشین برای بررسی رابطهٔ بین مخارج دولت و مصرف خصوصی

الگوی استفاده‌شده	مطالعات مرتبط
متغیر وابسته: مصرف خصوصی کل **متغیرهای توضیحی:** تولید خالص ملی، وقفهٔ مرتبهٔ اول تولید خالص ملی، مخارج دولت، ثروت خصوصی، پرداخت‌های انتقالی، مالیات، سود تقسیم‌نشدهٔ شرکت‌ها، بدهی‌های دولت، بهرهٔ پرداختی دولت بابت بدهی	کورمندی (۱۹۸۳) مودیگلیانی و استرلینگ (۱۹۸۶)
متغیر وابسته: مصرف خصوصی کل **متغیرهای توضیحی:** تولید خالص ملی، وقفهٔ مرتبهٔ اول تولید خالص ملی، مخارج دفاعی دولت، مخارج مصرفی دولت، مخارج سرمایه‌گذاری دولت، ثروت خصوصی، پرداخت‌های انتقالی	کورمندی (۱۹۸۳)
متغیر وابسته: مصرف خصوصی کل **متغیرهای توضیحی:** تولید خالص ملی، وقفهٔ مرتبهٔ اول تولید خالص ملی، وقفهٔ مرتبهٔ اول مصرف خصوصی، مخارج دولت، مالیات	توکلی و حقیقی‌فر (۱۳۷۲) علوی‌راد و حسینی‌راد (۱۳۸۴)
متغیر وابسته: لگاریتم مصرف خصوصی خانوار روستایی/شهری **متغیرهای توضیحی:** لگاریتم مخارج مصرفی خانوار روستایی/شهری، لگاریتم درآمد تصرف‌پذیر خانوار روستایی/شهری، لگاریتم ثروت خانوار شهری، لگاریتم مخارج جاری دولت و لگاریتم مخارج عمرانی دولت	حسینی (۱۳۷۹)
متغیر وابسته: مصرف خصوصی کل **متغیرهای توضیحی:** وقفهٔ مرتبهٔ اول مخارج دولت، وقفهٔ مرتبهٔ اول مصرف خصوصی، سطح انتظاری مخارج دولت	آشور (۱۹۸۵) کاراس (۱۹۹۴)
متغیر وابسته: مصرف خصوصی سرانه **متغیرهای توضیحی:** مخارج دفاعی دولت فدرال، مخارج غیردفاعی دولت فدرال، مخارج دولت‌های ایالتی و محلی، درآمد تصرف‌پذیر سرانه	گراهام (۱۹۹۳)
متغیر وابسته: مصرف خصوصی کل **متغیرهای توضیحی:** مخارج دفاعی دولت، مخارج غیردفاعی دولت، درآمد تصرف‌پذیر	اوانس و کاراس (۱۹۹۸)
متغیر وابسته: لگاریتم نسبت مصرف خصوصی به مخارج دولت **متغیر توضیحی:** لگاریتم نسبت قیمت مخارج دولت به قیمت مصرف خصوصی	آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۸) اوکوبو[1] (۲۰۰۳) استیو و سانچزـلوپز (۲۰۰۵)[2] کوان (۲۰۰۷)

1. Masakatsu Okubo
2. Esteve and Sanchis-LlopisJuan

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]

ادامه جدول ۱. الگوهای استفاده‌شده در مطالعات پیشین برای بررسی رابطهٔ بین مخارج دولت و مصرف خصوصی

الگوی استفاده‌شده	مطالعات مرتبط
متغیر وابسته: لگاریتم مصرف خصوصی سرانه **متغیرهای توضیحی:** لگاریتم مخارج دولت سرانه، لگاریتم قیمت مخارج دولت به مصرف خصوصی	آمانو و ویرجانتو (۱۹۹۷) چیو (۲۰۰۱)، نیه و هو (۲۰۰۶) آتری و کستانتینی (۲۰۱۰)
متغیر وابسته: لگاریتم مصرف خصوصی کل **متغیرهای توضیحی:** لگاریتم مخارج دولت و لگاریتم درآمد تصرف‌پذیر واقعی	دی‌آلساندرو (۲۰۱۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

پیوست ۲. نتایج آزمون‌های تشخیصی

جدول ۲. آزمون‌های تشخیصی در تخمین‌های ARDL؛ ۱۳۳۸ تا ۱۳۸٦

الگو	خودهمبستگی‌سریالی		شکل تابعی		توزیع‌نرمال	واریانس ناهمسانی	
	آمارهٔ LM	آمارهٔ F	آمارهٔ LM	آمارهٔ F	آمارهٔ LM	آمارهٔ LM	آمارهٔ F
الگوی ۲٤	۱/۳۷۱ (۰/۲۴۲)	۰/۹۹۱ (۰/۳۲۷)	۰/۶۰۵ (۰/۴۳۷)	۰/۴۳۰ (۰/۵۱۶)	۱/۴۱ (۰/۴۹۴)	۱/۲۹۴ (۰/۲۵۵)	۱/۲۷۴ (۰/۲۶۵)
الگوی ۲۵	۱/۶۰۳ (۰/۲۰۵)	۱/۱۶۵ (۰/۲۸۸)	۰/۰۸۳ (۰/۷۷۳)	۰/۰۵۸ (۰/۸۱۰)	۱/۱۸۵ (۰/۵۵۳)	۱/۴۳۷ (۰/۲۳۱)	۱/۴۱۹ (۰/۲۴۰)

یادداشت‌ها:
ـ حداقل سطح معنی‌داری داخل پرانتز آمده است.
ـ فرض صفر آزمون‌های چهارگانه بیانگر برقراری فروض کلاسیک است.

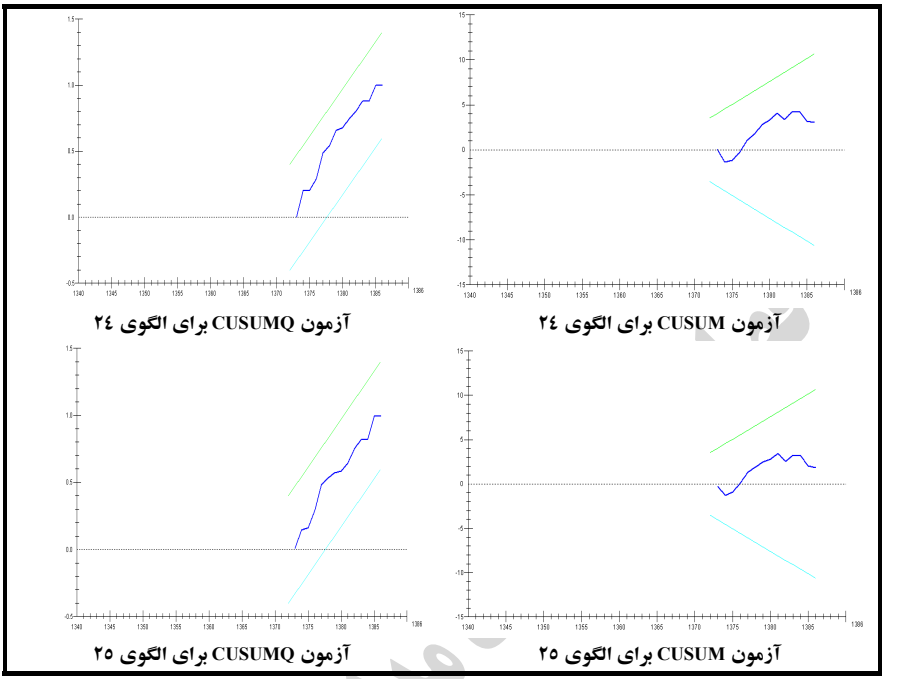
منبع: نتایج تحقیق با استفاده از نرم افزار Microfit 4

پیوست ۳. آزمون‌های ثبات ضرایب CUSUM[1] و CUSUMQ[2]

آزمون‌های ثبات به‌منظور بررسی پایداری ضرایب رگرسیون استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون‌ها بیان می‌کند که بردار ضرایب همیشه و در طول هر دوره یکسان بوده و فرضیهٔ مقابل خلاف این موضوع را بیان می‌کند (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۳۰۱). خطوط مرزی در شکل‌های زیر نشان‌دهندهٔ سطح اطمینان ۵درصدند و با توجه به اینکه آماره‌های CUSUM و CUSUMQ همواره بین این خطوط مرزی قرار گرفته‌اند، فرض صفر در هیچ‌یک از برآوردهای ARDL رد نمی‌شود. گفتنی است معادلهٔ رگرسیونی به‌درستی تصریح شده است.

1. Cumulative Sum of Recursive Residuals
2. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]



شکل ۱. آزمون‌های ثبات ضرایب CUSUM و CUSUMQ

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-06-10]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.1.0]