

اثرات ناطمینانی نسبت به مخارج دولت بر مخارج مصرفی خانوارها در ایران

سعید شفیعی^۱

کاظم یاوری^۲

بهرام سحابی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۱۵

چکیده

بر اساس نظریه‌های اقتصادی، افزایش ناطمینانی سبب کاهش رشد مخارج مصرفی خانوارها می‌شود. هدف این تحقیق، مطالعه چگونگی تغییر مخارج مصرفی خانوارها در ایران در اثر افزایش ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت است. برای این منظور، با استفاده از داده‌های سالانه ۹۱-۱۳۵۷ ابتدا شاخصی برای سنجش ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت معرفی شد و سپس اثرات این شاخص بر رفتار مصرفی خانوارها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت، اثر منفی و معنی‌داری بر رشد مخارج مصرفی خانوارها دارد. از طرف دیگر، اثرات افزایش ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت بر مخارج مصرفی کالاهای بادوام نشان می‌دهد که بر خلاف نظریه‌های مرسوم اقتصادی، اثر ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت بر رشد مخارج مصرفی کالاهای بادوام مشتبث است. به عبارت دیگر، خانوارها در شرایط اقتصاد ایران در صورت افزایش ناطمینانی، با افزایش رشد مخارج مصرفی کالاهای با دوام خود مواجه می‌شوند. بنابراین، لازم است دولت با ایجاد شفافیت در سیاست‌های مالی خود، ناطمینانی خانوارها نسبت به این سیاست‌ها را تا حد ممکن کاهش دهند.

واژگان کلیدی: هزینه‌های دولت، ناطمینانی، مصرف، نوسان پویا

طبقه‌بندی JEL: D80, H50, E21

shafiei.saeid@gmail.com

kyavari@gmail.com

sahabi_b@modares.ac.ir

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

۳. استادیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

۱. مقدمه

از زمان طرح اولیه مفاهیم ریسک و ناطمینانی در فعالیت‌های اقتصادی توسط کنت ارو (Arrow, 1971) بیش از چهار دهه می‌گذرد. وی در تبیین دقیق مفهوم ریسک در فعالیت‌های اقتصادی معتقد بود که ریسک و ناطمینانی امری ذاتی در انجام فعالیت‌های اقتصادی است. امروزه ریسک و ناطمینانی به عنوان دو پدیده اجتناب ناپذیر نه تنها در حوزه‌های نظری و تجربی اقتصادی، بلکه در بسیاری دیگر از رشته‌ها، جایگاه ویژه‌ای را به خود اختصاص داده است. سیاست‌های بخش عمومی از عوامل ایجاد کننده ریسک و ناطمینانی در سطح اقتصاد کلان می‌باشند. مشخص است که در شرایط عدم اطمینان به سیاست‌های دولت، فعالان اقتصادی نمی‌توانند چشم‌انداز دقیقی از آینده اقتصاد داشته باشند و بنابراین، احتمال دارد در تصمیم‌گیری‌های خود با مشکلاتی مواجه شوند (Federici & Montalbano, 2012). از این رو، لازم است اثرات ناطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت به عنوان یکی از اثرات شوک‌های اقتصادی مورد بررسی قرار گیرند.

«صرف» یکی از مهم‌ترین متغیرهایی است که هنگام تصمیم‌گیری در خصوص هر سیاست اقتصادی، لازم است مورد توجه سیاستگذاران قرار گیرد؛ زیرا مصرف به طور کامل با سطح «رفاه» خانوارها در ارتباط است. اما پدیده «پس‌انداز مفرط^۱» بویژه در کشورهای در حال توسعه - که به طور مستقیم باعث کاهش سطح مصرف خانوارها می‌شود - انگیزه‌ای برای تحقیق بیشتر در زمینه این پدیده شده است (Furth, 2010). مطالعات تجربی زیادی در توضیح «پس‌انداز مفرط» و تبعات اقتصادی آن انجام شده است (Caballero, 1990)، اما به نظر می‌رسد که یکی از عوامل اصلی افزایش سطح پس‌انداز خانوارها، ناطمینانی آنها نسبت به وضعیت آینده اقتصاد است (Gunning, 2010). بر این اساس و در چارچوب اقتصاد ایران، سؤال تحقیق این است که ارتباط میان ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت (به عنوان یکی از ابزارهای سیاست مالی) و رفتار مصرفی خانوارها چگونه است؟ پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری تحقیق بیان می‌شود. بخش سوم، مروری بر مطالعات انجام شده دارد. بخش چهارم، الگوی پیشنهادی را معرفی می‌کند. در بخش پنجم، مدل تجربی تحقیق برآورده، و نتایج تفسیر می‌شود. بخش آخر، به نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق اختصاص یافته است.

1. Excessive saving

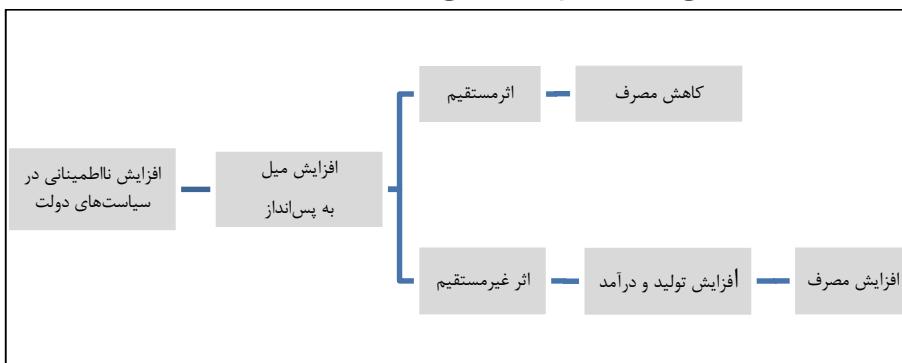
۲. مبانی نظری تحقیق

نااطمینانی، از طریق اثر پس‌انداز احتیاطی^۱ می‌تواند میزان مصرف خانوارها را تحت تأثیر قرار دهد. اثر پس‌انداز احتیاطی به این معنا است که هرچه عدم اطمینان نسبت به آینده بیشتر باشد، میزان پس‌انداز احتیاطی افراد نیز بیشتر خواهد بود (Leland, 1968). در مواجهه با عدم اطمینان بیشتر، واحدهای اقتصادی ممکن است مصرف خود را کاهش، و سطح فعالیت خود را افزایش دهند؛ تا خود را در مقابل شوک‌های احتمالی آینده بیمه نمایند (Kimball, 1990; Garcia et al., 2007) و بنابراین، می‌توان انتظار داشت که در شرایط عدم اطمینان، پس‌انداز احتیاطی آنها افزایش یابد. از نظر ریاضی، پس‌انداز احتیاطی زمانی اتفاق می‌افتد که مشتق دوم تابع مطلوبیت نسبت به مصرف منفی باشد یا به بیان دیگر، مصرف‌کننده ریسک‌گریز باشد. موضوع پس‌انداز احتیاطی به طور مفصل در کتاب‌های رومر (Romer, 2011) و جانگکویست و سارجنت (Ljungqvist and Sargent, 2004) توضیح داده شده است.

در سال‌های اخیر، محققان سعی نموده‌اند با تعمیم نظریه پس‌انداز احتیاطی، اثرات نااطمینانی نسبت به سیاست‌های مالی دولت را بر مصرف و پس‌انداز خانوارها مورد بررسی قرار دهند. به عنوان مثال، یوهانسن (Johannsen, 2013) بر این باور بود که نااطمینانی و موقع شوک‌های پیش‌بینی نشده در مخارج دولت باعث افزایش نرخ تزریل ذهنی خانوارها شده و بدین ترتیب، میل به پس‌انداز در آنها را افزایش می‌دهد. خانوارها به منظور افزایش سطح پس‌انداز خود ناچارند یا سطح مصرف خود را کاهش، و یا سطح درآمد خود را- از طریق افزایش تولید- افزایش دهند و یا ترکیبی از این دو روش را انتخاب نمایند. بنابراین، اثرات نااطمینانی بر مصرف خانوارها را می‌توان به دو بخش اثرات مستقیم و غیرمستقیم تفکیک نمود. در اثرات مستقیم، افزایش نااطمینانی به سیاست‌های دولت از طریق افزایش میل به پس‌انداز، موجب کاهش میزان مصرف خانوارها می‌شود. اما از طرف دیگر، افزایش عدم اطمینان به سیاست‌های دولت، باعث افزایش تولید در جامعه شده و بدین ترتیب، میزان درآمد جامعه را افزایش می‌دهد. این افزایش درآمد جامعه نیز، با فرض مثبت بودن میل نهایی به مصرف، به نوبه خود موجب افزایش مصرف خانوارها، از طریق اثرات غیرمستقیم، می‌شود. بنابراین، اثر خالص عدم اطمینان به سیاست‌های دولت بر مصرف خانوارها مشخص نیست. مدل مفهومی در شکل (۱) ارتباط میان عدم اطمینان به سیاست‌های دولت و مصرف خانوارها را نشان می‌دهد.

1. Precautionary saving

شکل ۱. مدل مفهومی ارتباط میان ناطمینانی در سیاست‌های دولت و مصرف خانوارها



مأخذ: Johannsen & Benjamin, 2013

اثر خالص عدم اطمینان به سیاست‌های دولت بر مصرف خانوارها در مطالعات مختلف مبهم است.

همان طور که جدول (۱) نشان می‌دهد، در برخی از مطالعات، ناطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت، تأثیر قابل توجهی بر متغیرهای واقعی اقتصاد نظیر تولید ناخالص داخلی، مصرف و اشتغال داشته، اما در برخی دیگر از مطالعات، ناطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت هیچ تأثیری بر مصرف نداشته، و به همین جهت، شناسایی اثرات عدم اطمینان نسبت به سیاست‌های دولت، نیازمند مطالعات موردنی بیشتر است.

جدول ۱. اثرات متفاوت ناطمنانی در سیاست‌های دولت بر مصرف خانوارها

محققان	عنوان تحقیق	روش	نتایج تحقیق
الکسوبولوس و کوهن ^۱ (۲۰۰۹)	Uncertain times, uncertain measures	الگوی خودتوضیح برداری (VAR)	افزایش ناطمنانی در سیاست‌های اقتصادی موجب کاهش مصرف، سرمایه‌گذاری و اشتغال می‌شود.
بچمن و بایر ^۲ (۲۰۱۱)	Uncertainty business cycles - really?	تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)	افزایش ناطمنانی در سیاست‌های اقتصادی، هیچ تأثیری بر مصرف ندارد.
بچمن و همکاران ^۳ (۲۰۱۳)	Uncertainty and economic activity: evidence from business survey data	الگوی خودتوضیح برداری (VAR)	افزایش ناطمنانی در سیاست‌های اقتصادی، باعث کاهش تولید در دو کشور آلمان و ایالات متحده می‌شود؛ اما هیچ تأثیری در مصرف ندارد.
بیکر و همکاران ^۴ (۲۰۱۳)	Measuring economic policy uncertainty	الگوی خودتوضیح برداری (VAR)	ناطمنانی در سیاست‌های اقتصادی، باعث کاهش مصرف خانوارها می‌شود.
بلوم و همکاران ^۵ (۲۰۱۰)	Really uncertain business cycles	تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)	شوک‌های ناطمنانی باعث کاهش تولید و مصرف می‌شوند. ضمن اینکه شوک‌های ناطمنانی، میزان تأثیرگذاری سیاست‌های دولت را کاهش می‌دهد.
فرنandez و همکاران ^۶ (۲۰۱۳)	Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity	مدل کینزی جدید و کالیبره کردن آن	شوک‌ها و نوسانات مالی، باعث کاهش فعالیت‌های بخش واقعی اقتصاد (نطیر تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و اشتغال) می‌شود.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳. مروری بر مطالعات پیشین

تأثیر ناطمنانی بر رفتار اقتصادی افراد، مورد مطالعه اغلب محققان قرار گرفته است (Bernanke, 2013; Abel, 1983; Hartman, 1972 اثرات اقتصادی آن، توجهات زیادی را به خود معطوف نموده است.

گادماندsson و ناتویک (2012) Gudmundsson and Natvik، اثر ناطمنانی اقتصادی بر مصرف خانوارها در نروژ را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش یک انحراف معیار در متغیر ناطمنانی، باعث کاهش معنی‌دار در سطح مصرف خانوارها می‌شود. این کاهش پس از گذشت یک سال، بالغ بر ۶٪ درصد می‌شود. همچنین، این کاهش در مورد کالاهای بادام بیشتر بوده و مصرف این گونه کالاهای را تا حدود ۲ درصد کاهش می‌دهد.

-
1. Alexopoulos, Michelle and Jon Cohen (2009).
 2. Bachmann, Rüdiger and Christian Bayer (2011).
 3. Bachmann, Rüdiger, Steffen Elstner, and Eric R. Sims (2013).
 4. Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2013).
 5. Bloom, Nicholas, Max Floetotto, and NirJaimovich (2010).
 6. Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P. A., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2013).

فردیچی و مونتالبانو (Federici & Montalbano, 2012) در مطالعه خود ارتباط بلندمدت میان ناطمینانی اقتصاد کلان و رفتار مصرفی را در کشورهای مختلف مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه بر دو بخش استوار است: از یک طرف، نوسانات اقتصاد کلان باعث انحراف مصرف از سطح بلندمدت خود شده و با افزایش سطح پسانداز، میزان مصرف در دوره‌های آینده را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. از طرف دیگر، بویژه در کشورهای با درآمد پایین‌تر، افراد در مواجهه با شرایط ناطمینانی، بخش بیشتری از درآمد خود را به پسانداز اختصاص می‌دهند که این عامل، باعث ایجاد پدیده «پسانداز مفرط» در این کشورها می‌شود. در مجموع نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، ناطمینانی در اقتصاد کلان، نه تنها باعث نوسانات میزان مصرف حول سطح میانگین آن می‌شود، بلکه میانگین سطح مصرف را نیز جا به جا می‌کند.

در مطالعه‌ای جدیدتر، مورای (Murray, 2014) اثرات ناطمینانی در سیاست‌های مالی را بر متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار داد. متغیرهای توضیحی این تحقیق عبارت بودند از: سیاست مالی با وقفه، بدھی دولت با وقفه، GDP واقعی، مصرف، سرمایه‌گذاری و اشتغال. او با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان داد که ناطمینانی در سیاست‌های مالی در سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۰۹ باعث کاهش تولید ناخالص داخلی به میزان ۲ درصد شده، همچنین اثر ناطمینانی در سیاست‌های مالی بر مصرف، سرمایه‌گذاری و تورم نیز منفی است.

مطالعات انجام‌شده در داخل کشور به طور عمده به بررسی آثار سیاست‌های اقتصادی بر مصرف می‌پردازند. به عنوان مثال، تقوی و رضایی (۱۳۸۳) در مطالعه خود، اثرات مخارج دولت و مالیات‌ها را بر دو متغیر مصرف و اشتغال با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری و آمار سری زمانی سالهای ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان داد که بین اشتغال و متغیرهای سیاست مالی و همچنین بین مصرف و متغیرهای سیاست مالی، روابط بلند مدتی وجود دارد. این رابطه از طریق آزمون هم انباشتگی یوهانسون تأیید شد. همچنین اثرات پویای حاصل از شوک سیاست مالی در کوتاه مدت و میان مدت، با استفاده از تحلیل‌های توابع عکس‌العمل مشخص و پارامترهای کوتاه مدت نیز در قالب مدل تصحیح خطای برآورد شد. بر این اساس، می‌توان بیان نمود که در اثر شوک مثبت مخارج دولت، مصرف و اشتغال هر دو افزایش می‌یابند. در حالی که شوک منفی مالیاتی (افزایش مالیات‌ها) مصرف را کاهش می‌دهد و اشتغال، واکنش معنی‌داری در برابر این شوک از خود نشان نمی‌دهد.

عباسیان و همکاران (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی اثر عدم اطمینان مالیات‌ها بر اشتغال بخش‌های عمدۀ اقتصادی ایران»، ناطمینانی حاصل از نوسانات مالیات‌ها را با استفاده از روش GARCH محاسبه نموده و اثر آن را بر بخش‌های مختلف اقتصادی مورد بررسی قرار دادند. بر اساس

نتایج این مطالعه، تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های مالی- بُعد مالیاتی سیاست‌های مالی- بر بخش صنعت، خدمات و کشاورزی، منفی است.

موسوی جهرمی و زائر (۱۳۸۷) اثر کسری بودجه دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در ایران مورد بررسی قرار داده اند. نتایج مطالعه آنها با استفاده از روش ARDL برای دوره زمانی ۱۳۴۲-۸۴ نشان می‌دهد که کسری بودجه در ایران، با عنایت به ماهیت مخارج دولت، سبب جانشینی مخارج مصرفی دولت با مخارج مصرفی بخش خصوصی (اثر منفی روی مصرف بخش خصوصی) می‌شود و از سوی دیگر، از آنجا که روش تأمین مالی این کسری، عمدتاً استقراض از سیستم بانکی می‌باشد، موجب افزایش حجم نقدینگی و افزایش قدرت خرید اسمی بخش خصوصی (اثر مثبت) می‌شود؛ اما اثر کل که تحت تأثیر دو نیروی مخالف هم قرار دارد، مثبت بوده که به نوبه خود، نشان می‌دهد اثر درآمدی ناشی از کسری بودجه (که از محل تأمین مالی آن ناشی می‌شود)، بر اثر جانشینی آن (که به ماهیت مخارج دولت بستگی دارد)، غلبه می‌کند. همچنین بر اساس مدل برآورده شده، اثرات کسری بودجه بر سرمایه‌گذاری، منفی است که عمدت‌ترین دلیل آن، کاهش سطح دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات بانکی به دلیل تأمین مالی کسری بودجه دولت از سیستم بانکی است که خود اساساً دولتی می‌باشد.

احمد و همکاران (۱۳۸۷) تابع مصرف بخش خصوصی را با هدف استخراج میل نهایی به مصرف بلندمدت و کوتاه‌مدت از درآمد قابل تصرف، برآورد نمودند. در این مطالعه، از اطلاعات سالانه دوره زمانی ۱۳۳۸-۸۲ و از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای تخمین مدل استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد میل نهایی به مصرف بلندمدت و کوتاه‌مدت بخش خصوصی از درآمد قابل تصرف، به ترتیب برابر با ۰,۴۹ و ۰,۳۷ است؛ بدان معنا که یک واحد افزایش در درآمد قبل تصرف با فرض ثبات سایر شرایط، منجر به افزایش هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی به میزان ۰,۳۷ واحد در کوتاه‌مدت و ۰,۴۹ واحد در بلندمدت می‌شود. از سویی، حجم نقدینگی واقعی به میزان ۰,۱ (به عنوان جانشینی برای ثروت حقیقی جامعه)، دارای اثر مثبت و معنادار بر روی هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی است.

غیاثوند و یاهو (۱۳۸۷) فرضیه عدم تقارن رابطه میان تغییرات قیمت نفت و مصرف بخش خصوصی و دولتی در اقتصاد ایران را در دوره ۱۳۵۰-۸۶ مورد بررسی قرار دادند. با توجه به تکنیک‌های تجزیه قیمت نفت و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و تفکیک اثرات درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت بر روی مصرف در دو بخش خصوصی و دولتی اقتصاد ایران، مشخص شد، اثر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر روی مصرف در بخش دولتی و بخش خصوصی، نامتقارن است. همچنین، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مصرف بخش دولتی از تکانه‌های نفتی

تأثیرپذیری بیشتری نسبت به مصرف بخش خصوصی داشته و تفاوت واکنش مخارج دولتی به افزایش و کاهش درآمد نفت، در مقایسه با مصرف بخش خصوصی بیشتر است. همچنین، ایجاد حساب ذخیره ارزی از سال ۱۳۷۹ تأثیر معناداری بر اثرگذاری نوسان قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی و دولتی نداشته است.

ناصری و ناصری (۱۳۹۰) روابط بین مصرف و سرمایه‌گذاری را با استفاده از تکنیک‌های اقتصادستنجی برآورد کرده و در گام بعدی، با استفاده از «نظریه کنترل بهینه»، مسیر بهینه برای متغیرهای هدف (مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی) و ابزار (نقدینگی و مخارج دولت) را در قالب سناریوهای مختلف به دست آورده‌اند. در این مطالعه، از نقدینگی و مخارج دولت به عنوان نمایندگان سیاست‌های پولی و مالی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که به دلیل وجود پدیده اثر جبرانی بین مخارج دولتی و سرمایه‌گذاری دولتی، عملأً چنانچه هدف، سرمایه‌گذاری خصوصی باشد، نمی‌توان از طریق ابزار مخارج دولتی اقدام نمود و وزن سیاستی بر دوش ابزار پولی خواهد بود. چنانچه انکا بر استفاده از ابزار پولی قرار گیرد، مسیر بهینه مصرف خصوصی به سطحی بالاتر از مسیر اسمی می‌رسد که نشان از تورمزا بودن این سیاست دارد.

منجدب (۱۳۹۰) نظریه بارو - ریکاردو^۱ را در تابع مصرف ایران مورد آزمون قرار داد. نتایج حاصل از برآورد تابع مصرف ایران، نشان‌دهنده تأیید نظریه بارو - ریکاردو در مورد ایران می‌باشد؛ اما چون به طور معمول در ایران، کسری بودجه عمده‌ای از طریق گسترش نقدینگی و از طریق استقراض از بانک مرکزی یا فروش ارز و نه استقراض از مردم، تأمین شده است، لذا می‌باید به دنبال دلایلی دیگر مبنی بر خنثی بودن کسری بودجه دولت در ایران بود.

امامی و دربانی (۱۳۹۰) عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوما را طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۶ مورد بررسی قرار دادند. عوامل مؤثر بر هزینه‌های مصرفی نهایی کالاهای بی‌دوما، شامل درآمد قابل تصرف، ثروت، تورم، شاخص قیمت نسبی کالاهای بادوم به بی‌دوما و نرخ بهره حقیقی می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش الگوی خودبازگشت برداری، نشان‌گر این است که با افزایش ثروت و افزایش درآمد، مصرف کالاهای بی‌دوما افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش شاخص کالاهای بادوم به کالاهای بی‌دوما، مصرف کالاهای بی‌دوما افزایش می‌یابد.

رضایی‌پور و آقایی (۱۳۹۰) در مطالعه خود، آثار شوک‌های مالی ناشی از افزایش یارانه‌های دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران را با استفاده از تکنیک خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده

۱. نظریه بارو - ریکاردو حکایت از عدم تأثیر کسری بودجه دولت بر مصرف دارد. این دو، با الهام از نظریه دوره زندگی و درآمد دائمی بیان می‌دارند، چون دولت از طریق استقراض از مردم، کسری بودجه خود را تأمین می‌کند و در آینده برای پرداخت این بدھی از طریق افزایش مالیات، آن را تأمین می‌نماید، لذا مصرف تغییری نمی‌کند.

(ARDL) مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از برآوردهای مدل، نشان می‌دهد که روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف واقعی بخش خصوصی و شوک‌های یارانه‌ای وجود دارد و سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت مصرف واقعی بخش خصوصی، زمانی که شوک‌های یارانه‌ای به اقتصاد وارد می‌شوند، معادل $65,0 - 65,0$ است، به این معنا که در هر دوره، واحد از عدم تعادلهای مصرف واقعی بخش خصوصی (که در اثر شوک‌های یارانه‌ای ایجاد شده است) برطرف، و به تعادل بلندمدت منجر می‌شود.

صمدی و سیدی (۱۳۹۱) پس از اعمال تغییراتی درتابع مطلوبیت خانوار و تابع تولید، تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی را با توجه به آثار جبرانی مخارج دولت به صورت نظری و مجزا مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۸۶ تا ۱۳۳۸) نتیجه گرفتند که مخارج دولتی در کوتاه مدت، مکمل اجورت مصرف خصوصی و در بلندمدت، مستقل اجورت آن است؛ اما سایر مخارج دولت که به عنوان نهاده در فرایند تولید وارد می‌شوند، در کوتاه‌مدت و بلندمدت با مصرف خصوصی رابطه مستقیم دارد. بنابراین، پیشنهاد خاص این مطالعه، توجه دولت به تغییر در ترکیب مخارج دولت به نفع مخارج به عنوان نهاده، به جای مخارج اثرباره بر مطلوبیت خانوارها است.

اما مقلى پور و عاقلی (۱۳۹۱) اثر ثروت (دارایی) مالی بر مصرف بخش خصوصی را مورد آزمون قرار دادند. برآوردهای مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزيعی (ARDL) با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۵:۱ تا ۱۳۸۹:۴ نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد قابل تصرف، به ترتیب $0/۲۶۱$ و $0/۶۸۶$ و میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت مالی، به ترتیب $0/۴۹۷$ و $0/۲۶۱$ همچنین الگوی تصحیح خطأ، نشان‌دهنده تعديل عدم تعادلهای کوتاه‌مدت با ضریب $-0/۵۲۵$ است که سرعت تعديل نسبتاً مناسبی محسوب می‌شود.

درخشنان (۱۳۹۱) با استفاده از معادله بازگشتی تابعی در قالب برنامه‌ریزی پویای بلمن^۱ و تابع تعییم‌یافته همیلتون با کمک اصل حداکثر پونترایگین^۲، شرایط بهینه برای رفتار مصرف را با قید محدودیت نقدینگی به دست آورده و نشان داد که فرضیه گام تصادفی هال برای مصرف‌کنندگانی که با محدودیت نقدینگی مواجه‌اند، رد می‌شود. او در مطالعه خود، به یک رابطه صریح ریاضی رسید که نشان‌دهنده تأثیر محدودیت‌های نقدینگی است و دلالت بر این دارد که تحت شرایط معین، محدودیت نقدینگی می‌تواند مصرف بهینه را به سمت جلو تغییر مکان دهد؛ حتی زمانی که نرخ ترجیح زمانی از نرخ بهره بیشتر باشد.

1. Bellman
2. Pontryagin

۴. معرفی مدل

کارول (Carroll, 2001) در مطالعه خود در مورد تابع مصرف با و بدون محدودیتهای نقدینگی، نشان داد که زمانی که ناظمینانی معنی‌داری نسبت به درآمد در آینده وجود دارد، رفتار بهینه مصرف‌کنندگان با استفاده از مدل درآمد دائمی فریدمن (Friedman, 1957) بهتر توضیح داده می‌شود.

هال (Hall, 1978) نیز نشان داده بود که اگر محدودیت نقدینگی وجود نداشته باشد و واحدهای اقتصادی دارای انتظارات عقلابی باشند و بر اساس معادله اول ر مصرف از یک فرایند «گام تصادفی» پیروی کند، آنگاه مصرف کنونی بهترین پیش‌بینی‌کننده از مصرف آینده است. نظریه هال در مطالعات بعدی تأیید نشد. همچنین «فرضیه حساسیت مفرط»^۱ فلاوین (Flavin, 1981) با یافته‌های اقتصادستنی به چالش کشیده شد (Deaton, 1992).

بر این اساس، به نظر می‌رسد که مدل کلاسیک فریدمن (1957) یکی از مناسب‌ترین مدل‌های اقتصادی در بررسی رفتار مصرفی افراد باشد. این مدل مکمل «فرضیه چرخه زندگی مو迪گلیانی^۲» است. در این مدل، برای اینکه مصرف تنها به درآمد کنونی بستگی نداشته باشد، از تئوری ایروبنگ فیشر^۳ استفاده شده است؛ ولی بر خلاف فرضیه چرخه زندگی که مطابق با آن، درآمد در سراسر عمر روند منظمی دارد، در الگوی مصرف فریدمن، درآمد افراد در سال‌های مختلف منفاوت است.

فریدمن معتقد است که مردم تمايل دارند حتی اگر درآمد طول عمرشان یکسان نباشد، مصرف خود را به طور یکنواخت حفظ کنند و لذا بر نقش ثروت در تابع مصرف تأکید می‌کند. به بیان دیگر، مردم رفتار مصرفی خود را نه تنها به سطح درآمد جاری، بلکه به فرصت‌های مصرفی بلندمدت و دائمی ارتباط می‌دهند. مردم در طول زندگی خود، طوری برنامه‌ریزی می‌کنند که با این درآمد، مصرف در طول عمر تغییر نکند. در این نگاه، درآمدهای موقت و یا کاهش‌های احتمالی در مصرف دائمی منظور نمی‌شود و فقط درآمدهای دائمی و قطعی در مصرفِ مصرف‌کننده مؤثر است. مدل فریدمن در شکل ساده آن، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} C_t &= C_t^P + C_t^T \\ Y_t &= Y_t^P + Y_t^T \end{aligned} \quad (1)$$

که C_t^P و Y_t^P مصرف و درآمد دائمی در زمان t و C_t^T و Y_t^T نیز مصرف و درآمد موقتی هستند. فرض می‌شود که مصرف دائمی برابر با نسبتی از درآمد دائمی ($C_t^P = k Y_t^P$) است. درآمد دائمی، یک

1. Excess Sensitivity Hypothesis
2. Modigliani Life Cycle Hypothesis
3. Irving Fisher

متغیر پنهان است اما می‌توان انتظار داشت که از یک فرایند انتظارات طبیعی به صورت زیر پیروی کند:

$$Y_t^P - Y_{t-1}^P = \lambda(Y_t - Y_{t-1}^P) \quad (2)$$

که λ نشان دهنده نرخ تعدیل انتظارات است. رابطه فوق بیان می‌دارد که افراد برای پیش‌بینی درآمد دائمی در زمان t ، تفاوت میان درآمد واقعی در زمان t و درآمد دائمی انتظاری در زمان $t-1$ را مورد توجه قرار می‌دهند. پس از جایگذاری رابطه (2) در رابطه (1) و ساده کردن روابط، فرم نهایی تابع مصرف دائمی به صورت رابطه (3) ارائه می‌شود:

$$C_t = \gamma Y_t + (1-\lambda)C_{t-1} + C_t^T - (1-\lambda)C_{t-1}^T \quad (3)$$

که در آن، γ میل نهایی به مصرف در کوتاه‌مدت است. از آنجا که C^T قابل مشاهده نمی‌باشد، بنابراین رابطه فوق را نمی‌توان برآورد نمود. یک راه حل عملی، این است که رابطه فوق را تقریب لگاریتمی بزنیم؛ بنابراین داریم:

$$c_t = \hat{\beta}_1 y_t + \hat{\beta}_2 c_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4)$$

که در آن، c_t و y_t لگاریتم طبیعی درآمد و مصرف می‌باشند. مدل فوق، رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان را به صورت کلی نشان می‌دهد و میان شرایط اطمینان یا عدم اطمینان، تفاوتی قائل نمی‌شود. به عبارت دیگر، مصرف‌کنندگان در هر دو صورت، تصمیم مشابهی را اتخاذ می‌کنند. این نتیجه، بویژه در شرایط وجود رفتار محاطانه، چندان صحیح نیست (Deaton, 1992). به عنوان مثال، عدم اطمینان به سیاست‌های دولت، بر رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان مؤثر است (Johannsen, 2013). از سیاست‌های پولی و مالی دولت تحت عنوان سیاست‌های طرف تقاضا یاد می‌شود و طبیعی است که هرگونه تغییری در این سیاست‌ها می‌تواند باعث تغییر در رفتار مصرف‌کنندگان شود. بنابراین، لازم است اثرات این ناطمینانی مورد توجه قرار گیرد. برای مطالعه عدم اطمینان به سیاست‌های دولت در تابع مصرف، فدریچی و مونتالبانو (Federici & Montalbano, 2012) با افزودن متغیر ناطمینانی به تابع (4)، مدل (5) را پیشنهاد کردند^۱:

$$c_t = \hat{\beta}_1 y_t + \hat{\beta}_2 c_{t-1} + \hat{\beta}_3 un_t + \hat{u}_t \quad (5)$$

که در آن، un_t متغیر ناطمینانی (عدم اطمینان) است.

۱. ورود متغیر ناطمینانی در تابع مصرف، در مطالعات دیگر نیز دیده می‌شود. برای مثال، بهمنی اسکوبی و خی (Bahmani- Oskooee & Xi, 2012) ناطمینانی در نرخ ارز را برای تخمین تابع مصرف ژاپن با کمک داده‌های فصلی دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۸ در کنار سایر متغیرها (درآمد حقیقی، نرخ بهره و نرخ ارز مؤثر) وارد کرده و نتیجه گرفته‌اند که افزایش ناطمینانی در نرخ ارز، سبب افزایش مصرف حقیقی در ژاپن شده است.

۵. تخمین مدل و تفسیر نتایج

۱-۵. داده ها و اطلاعات آماری مدل

داده های مورد استفاده در این مطالعه، از اطلاعات سری های زمانی مرکز آمار ایران^۱ استخراج شده اند. این داده های سالانه بازه زمانی ۱۳۵۷-۹۱ را در بر می گیرند. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق، عبارتند از: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت های ثابت (LGDP)، لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها به قیمت های ثابت (LC)، لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها بر روی کالاهای بادوام به قیمت های ثابت (LCD)، هزینه های دولت (G)، میزان بدھی های دولت (b) و درآمدهای نفتی (OIL).

۲-۵. معرفی شاخص ناطمینانی نسبت به هزینه های دولت

نکته بسیار مهم در معرفی شاخص ناطمینانی نسبت به هزینه های دولت، این است که دولت ممکن است در طول دوره مورد بررسی، به صورت اعلام شده یا اعلام نشده، میزان بدھی های خود را تغییر دهد. به عبارت دیگر، ممکن است دولت با استفاده از ابزارهای سیاستی خود نسبت به بازپرداخت بدھی های خود اقدام نماید و یا بالعکس، میزان بدھی های خود را افزایش دهد. در هر صورت، تغییر در میزان بدھی ها باعث تغییر در توازن بودجه خواهد شد و دولت ناگزیر است به هر نحو ممکن، توازن بودجه را مجدداً برقرار نماید. ایجاد توازن در بودجه از طریق تغییر در هزینه های دولت، تغییر در درآمدهای مالیاتی دولت و یا ترکیبی از این دو روش خواهد بود. با این حال، زمان ایجاد این توازن در بودجه و نیز نوع ابزار سیاستی که دولت به منظور ایجاد توازن اتخاذ خواهد نمود، نامشخص است و این خود باعث ایجاد ناطمینانی بیشتر نسبت به سیاست های مالی خواهد بود. به همین دلیل، لازم است تا شاخص عدم اطمینان نسبت به هزینه های دولت، به گونه ای تعریف شود که نشان دهنده نوسانات در طول زمان^۲ نیز باشد. برای حل این مشکل می توان از قانون حرکت^۳ برای ابزار سیاستی هزینه های دولت استفاده نمود (Bohn, 1998).

در این مطالعه، قانون حرکت برای متغیر سهم هزینه های دولت از تولید ناخالص داخلی (G_t) از مطالعه بوهن (Bohn, 1998) استخراج شده است. به منظور سازگاری بیشتر مدل پیشنهادی با شرایط و ساختار اقتصاد ایران، متغیر درآمدهای نفتی نیز به این مدل اضافه شده است.

1. <http://www.amar.org.ir>
 2. Time-Varying Volatility
 3. Law of Motion

$$g_t - \bar{g} = \rho(g_{t-1} - \bar{g}) + \phi_y \tilde{y}_{t-1} + \phi_o \tilde{o}_{t-1} + \phi_b \left(\frac{b_{t-1}}{y_{t-1}} - \frac{b}{y} \right) + \exp(\sigma_t) \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0,1) \quad (6)$$

که در آن، \tilde{y} تولید ناخالص داخلی روندزدایی شده، \tilde{o} درآمدهای نفتی روندزدایی شده، \bar{g} میانگین سهم هزینه‌های دولت، b بدھی دولت و $\frac{b}{y}$ میانگین نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی y و ρ ، ϕ_y ، ϕ_o و ϕ_b ضرایب متغیرهای توضیحی می‌باشند. ویژگی معادله (6) این است که در آن، نوسانات پویا در قالب یک نوسان تصادفی ارائه می‌شود. به عبارت دیگر، لگاریتم انحراف معیار (σ_t) شوک وارد شده به هر ابزار سیاستی، تصادفی بوده و عدد ثابتی نمی‌باشند. سؤال مهم این است که آیا جمله خطای معادله (6) فروض استاندارد کلاسیک را تأمین می‌کند یا خیر؟ طبق تعریف، عبارت ε_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ۱ می‌باشد، اما شناسایی وضعیت σ_t مستلزم بررسی بیشتری است.

آزمون واریانس ناهمسانی بر روی جمله خطای معادله (6) برای متغیر هزینه‌های دولت، نشان می‌دهد که واریانس ناهمسانی وجود دارد. آزمون ARCH بر روی جمله خطای نیز نشان می‌دهد که ε_t دارای یک فرایند خودتوضیح مرتبه دو یا AR(2) است. بنابراین، می‌توان معادله (7) را برای جمله خطای معادله (6) به صورت زیر تعریف نمود.

$$\sigma_t = \sigma + \rho_\sigma \sigma_{t-1} + \rho_\sigma \sigma_{t-2} + (1 - \rho_\sigma^2)^{(1/2)} \eta u_t \quad u_t \approx N(0,1) \quad (7)$$

در روابط (6) و (7)، دو متغیر ε_t و u_t می‌توانند میزان هزینه‌های دولت را تحت تأثیر قرار دهنند. نشان دهنده تغییر در سطح خود ابزار سیاست مالی است، در حالی که u_t دامنه مقادیر ابزارهای مالی (برای مثال، دامنه هزینه‌های دولت) را نشان می‌دهد.

مقادیر ε_t برابر با تغییرات مشاهده شده در هزینه‌های دولت نمی‌باشد، بلکه نشان دهنده میزان انحراف داده‌ها با توجه به تخمین معادله (6) می‌باشد. بنابراین، ε_t ها، علاوه بر ارائه تغییرات صریح در قوانین و مقررات مالی دولت، طیف گسترده‌ای از اقدامات مالی را در زمان انحراف دولت از مقادیر پیش‌بینی شده نشان می‌دهند. به عبارت دیگر، بر اساس میزان هزینه‌های دولت در دوره گذشته، دوره‌های تجاری و سطح بدھی‌های دولت، می‌توان برآورده از اقدامات مالی دولت در نظر گرفت؛ و هرگاه اقدامات دولت، از این مقادیر انتظاری منحرف شود، این انحراف در ε_t ها نمود پیدا خواهد کرد. پارامترهای σ و η به ترتیب، نشان دهنده میانگین انحراف معیار شوک واردہ بر هزینه‌های دولت و یک انحراف معیار غیرشرطی حاصل از «شوک نوسانات^۱» هزینه‌های دولت می‌باشند. η نیز دوام یا پایداری شوک‌های ایجاد شده را کنترل می‌کند.

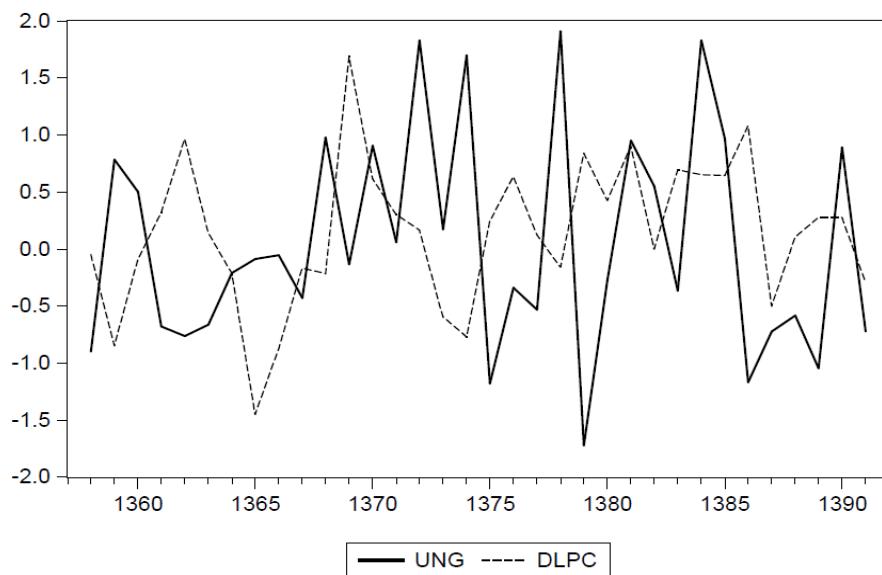
1. Volatility Shock

پس از برآورد معادلات (۶) و (۷)، می‌توان با ایجاد سری جملات باقیمانده معادله (۶)، متغیر ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت را تولید کرد. بنابراین، داده‌های این سری می‌توانند به عنوان نماینده‌ای از عدم اطمینان نسبت به هزینه‌های دولت باشند. در نمودار (۱) روند ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت رسم شده است.



روند رشد^۱ مخارج مصرفی سرانه خانوارها به قیمت‌های ثابت در مقابل روند ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت، در نمودار (۲) ترسیم شده که می‌تواند ارتباط کلی این دو متغیر را نشان دهد.

۱. رشد مخارج مصرفی خانوارها بر حسب تفاضل لگاریتم آنها حساب شده است.



نمودار ۲. روند رشد مخارج مصرفی سرانه خانوارها (DLPC) و روند ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت (UNG)

بر اساس نمودار (۲)، این دو متغیر در اغلب موارد در جهت عکس یکدیگر حرکت می‌کنند. به عبارت دیگر، زمانی که ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت بالا است، رشد مخارج مصرفی خانوارها در حداقل خود قرار دارد و بالعکس.

۳-۵. آزمون ریشه واحد

آزمون ریشه واحد، یکی از معمول‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص مانایی متغیرها است. در این تحقیق، از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌شود. نتایج آزمون مانایی بر روی متغیرهای لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها به قیمت‌های ثابت (LC)، لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها بر روی کالاهای بادوام به قیمت‌های ثابت (LCD)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت (LGDP) و ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت (UNG) در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرها با روش دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	سطح		با یک بار تفاضل گیری	
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند
LC	-۰,۶۱ (۰,۸۵)	-۲,۳۸ (۰,۳۷)	-۳,۹۲ (۰,۰۰)	-۴,۰۲ (۰,۰۱)
LCD	-۰,۷۱ (۰,۸۲)	-۲,۰۴ (۰,۵۵)	-۴,۱۵ (۰,۰۰)	-۳,۹۸ (۰,۰۱)
LGDP	۰,۹۸ (۰,۹۹)	-۲,۴۱ (۰,۳۶)	-۳,۴۱ (۰,۰۱)	-۳,۳۵ (۰,۰۷)
UNG	-۶,۵۰ (۰,۰۰)	-۶,۳۹ (۰,۰۰)	-	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال می‌باشند).

مطابق با جدول (۲)، آزمون ریشه واحد بر روی متغیرها نشان می‌دهد که متغیرهای لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها به قیمت‌های ثابت، لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها بر روی کالاهای بادوام به قیمت‌های ثابت و لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند، اما متغیر ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت، در سطح مانا است.

۴-۵. تخمین مدل

بعد از معرفی شاخص عدم اطمینان نسبت به هزینه‌های دولت و بررسی مانایی متغیرها، گام بعدی، برآشش مدل (۵) می‌باشد. با توجه به مطالعه فرناندز و همکاران (Fernández-Villaverde et al., 2013)، از مدل EGARCH^۱ (مدل GARCH نمایی) برای برآورد ارتباط میان متغیرها استفاده شده و بعد از به کارگیری مدل‌های EGARCH مختلف و مقایسه آنها با یکدیگر بر اساس شاخص‌های خوبی برآشش، در نهایت مدل EGARCH(2,1) انتخاب شد. این مدل به صورت رابطه (۸) گزارش می‌شود:

$$\begin{aligned} DLC_t &= \alpha + \beta_1 DLC_{t-1} + \beta_2 DLGDP_t + \beta_3 UNG_t \\ LOG(GARCH) &= \gamma_1 + \gamma_2 ABS(RESID_{t-1}/@SQRT(GARCH_{t-1})) + \gamma_3 ABS(RESID_{t-1}/@SQRT(GARCH_{t-2})) + \gamma_4 RESID_{t-1}/@SQRT(GARCH_{t-1}) + \gamma_5 LOG(GARCH_{t-1}) \end{aligned}$$

1. Exponential Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity (EGARCH)

که در آن، DLC تفاضل لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها به قیمت ثابت، DLGDP تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت و UNG شاخص عدم اطمینان نسبت به هزینه‌های دولت می‌باشند. نتایج حاصل از تخمین در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. تأثیر عدم اطمینان نسبت به هزینه‌های دولت بر مخارج مصرفی سرانه خانوارها

متغیر وابسته: تفاضل لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها به قیمت ثابت (DLC)			
متغیر	ضرایب	Z آماره	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۰,۳۶	-۲,۳۴	۰,۰۱
DLC(-1)	۰,۳۵	۲,۴۰	۰,۰۱
DLGDP	۰,۲۶	۳,۸۲	۰,۰۰
UNG	-۰,۳۰	-۳,۳۹	۰,۰۰
R^2		۰/۴۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، متغیر عدم اطمینان نسبت به هزینه‌های دولت در سطح ۱ درصد معنی‌دار بوده و علامت آن منفی می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که شاخص عدم اطمینان نسبت به هزینه‌های دولت، اثر منفی بر رشد مخارج مصرفی خانوارها داشته است. به عبارت دیگر، هرچه عدم اطمینان نسبت به هزینه‌های دولت بیشتر باشد، مصرف کنندگان سعی می‌کنند که از رشد مخارج مصرفی خود بکاهند.

متغیرهای تفاضل لگاریتم مخارج مصرفی سرانه خانوارها به قیمت‌های ثابت با وقفه و تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت نیز معنی‌دار بوده و دارای علامت مثبت می‌باشند که با توجه به مدل درآمد دائمی فریدمن (Friedman., 1957) این نتایج مورد انتظار می‌باشند. به بیان دیگر، افزایش رشد اقتصادی موجب افزایش رشد مخارج مصرفی خانوارها می‌شود. با توجه به ضریب ۰/۲۶، کشن مخارج مصرفی خانوارها به رشد اقتصادی کمتر از واحد می‌باشد.

مساله بعدی، چگونگی واکنش مخارج مصرفی روی کالاهای بادوام در اثر ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت است. برای تبیین این مساله، از متغیر رشد مخارج مصرف کالاهای بادوام (DLCD) استفاده کرده و رابطه (۸) را مجدداً برای این متغیر برآورد می‌کنیم. نتایج حاصل از این برآورد، با استفاده از مدل EGARCH(2,2) در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. تأثیر عدم اطمینان نسبت به هزینه‌های دولت بر مخارج مصرفی سرانه کالاهای بادوام

متغیر وابسته: تفاضل لگاریتم مخارج مصرفی سرانه کالاهای بادوام به قیمت ثابت (DLCD)			
متغیر	ضرائب	آماره Z	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۰,۲۰	-۰,۹۰	۰,۳۶
DLCD(-1)	۰,۲۴	۳,۳۴	۰,۰۰
DLGDP	۰,۲۲	۱,۷۷	۰,۰۷
UNG	۰,۱۷	۱,۷۸	۰,۰۷
R ²		.۱۸	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقایسه اثر ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت بر مخارج مصرفی (۰,۳۹) و مخارج مصرفی کالاهای بادوام (۰,۱۷)، نشان می‌دهد که بر خلاف نظریه‌های مرسوم اقتصادی، اثر ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت بر رشد مصرف کالاهای بادوام مثبت است. بر اساس نظریه‌های اقتصادی، معمولاً در زمان افزایش ناطمینانی، مصرف کنندگان انجام مخارج مصرفی خود، بویژه مخارجی که حداقل در کوتاه‌مدت برگشت‌ناپذیر می‌باشند (کالاهای بادوام) را به آینده موكول می‌کنند. اما نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که خانوارها در شرایط اقتصاد ایران، در مواجهه با ناطمینانی بیشتر، سعی می‌کنند تا رشد مخارج مصرفی کالاهای بادوام خود را افزایش دهند. به عبارت دیگر، اگرچه خانوارها در شرایط افزایش ناطمینانی، از رشد مخارج مصرفی خود می‌کاهند، اما این کاهش در رشد مصرف، مربوط به کالاهای مصرفی بادوام نمی‌باشد. این نتیجه را می‌توان این‌گونه توضیح داد که خانوارهای ایرانی به دلیل پوشش رسیک ناشی از این ناطمینانی، به جای افزایش سطح پس‌انداز، مخارج مصرفی بر روی کالاهای بادوام نظیر مسکن، طلا و ... را به طور پیوسته افزایش می‌دهند. از این‌رو، می‌توان انتظار داشت که افزایش ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت، علاوه بر اثرگذاری بر میزان مصرف و پس‌انداز جامعه، احتمال دارد باعث افزایش نوسانات در بازار کالاهای مصرفی بادوام شود.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه، ارتباط میان ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت و مخارج مصرفی خانوارها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج برآورد مدل تحقیق نشان می‌دهد افزایش ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت باعث کاهش معنی دار در رشد مخارج مصرفی خانوارها می‌شود. این نتیجه، منطبق با تئوری‌های اقتصادی می‌باشد. اما بررسی اثرات افزایش ناطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت بر مخارج مصرفی کالاهای بادوام، نشان می‌دهد که بر خلاف نظریه‌های مرسوم اقتصادی، اثر ناطمینانی نسبت به

هزینه‌های دولت بر رشد مخارج مصرفی کالاهای بادوام، مثبت است. به عبارت دیگر، خانوارها در شرایط اقتصاد ایران در مواجهه با افزایش نااطمینانی، از رشد مخارج مصرفی خود می‌کاهند، اما به جای افزایش پسانداز، مخارج مصرفی بر روی کالاهای بادوام را به طور پیوسته افزایش می‌دهند. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که افزایش نااطمینانی نسبت به هزینه‌های دولت، احتمال دارد سبب افزایش نوسانات در بازار کالاهای مصرفی بادوام شود.

از طرف دیگر، افزایش نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت، ممکن است در بلندمدت نیز اثرات مخربی را از خود بر جای گذارد. میزان فعالیت‌های واقعی اقتصاد به میزان گسترهای به اعتماد میان عاملان اقتصادی، از یکسو و دولت، از سوی دیگر بستگی دارد. تداوم وجود نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت طی سال‌های متناوب می‌تواند حتی نتایجی متضاد با تبعات سیاستی برنامه‌ریزی شده به دنبال داشته باشد. به عنوان مثال، در شرایطی که فعالان اقتصادی به شدت نسبت به سیاست‌های دولت نامطمئن هستند، اعلام و یا اعمال سیاست‌های انقباضی برای کنترل تورم، ممکن است توسط فعالان اقتصادی به عنوان یک سیاست انبساطی تلقی شود. در نتیجه، تورم انتظاری بالایی شکل می‌گیرد و در نهایت، عملأً تورم بالایی تحقق می‌یابد. بنابراین، استمرار عدم اطمینان به سیاست‌های دولت، ممکن است باعث شود نتایج یک سیاست اقتصادی، کاملاً برخلاف پیش‌بینی‌های معمول درآید.

بر اساس نتایج تحقیق و به عنوان یک توصیه سیاستی، می‌توان بیان نمود که دولت‌ها ممکن است در برخی مواقع، سیاست‌های مالی خود را بدون اطلاع فعالان اقتصادی جامعه اعمال نمایند، چراکه در نظریه انتظارات عقلایی، یک سیاست اقتصادی زمانی می‌تواند اثرگذار باشد که توسط افراد جامعه ناشناخته باقی بماند؛ اما باید توجه داشت که تداوم این وضعیت و تکرار این سیاست‌ها در سال‌های متمادی ممکن است اثراتی کاملاً متضاد پیش‌بینی‌های اقتصادی به دنبال داشته باشد. بنابراین، لازم است دولتها در این زمینه با احتیاط بیشتری رفتار نموده و با ایجاد شفافیت در رفتار اقتصادی خود، نااطمینانی فعالان اقتصادی نسبت به سیاست‌های مالی را تا حد ممکن کاهش دهند.

منابع و مأخذ

- احمد، مولود؛ تشكینی، احمد و سوری، امیرضا، (۱۳۸۷)، «تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران»؛ پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱ (پیاپی ۲۸): ۳۹-۱۵.
- اما مقلى پور، سارا و عاقلى، لطفعلی، (۱۳۹۱)، «تأثیر ثروت بر مصرف بخش خصوصی در ایران»؛ مدلسازی اقتصادی، شماره ۲ (پیاپی ۱۸): ۸۱-۶۱.
- اما می، کریم و دربانی، سمن، (۱۳۹۰)، «عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوم در اقتصاد ایران»؛ مدلسازی اقتصادی، شماره ۲ (پیاپی ۱۴): ۱۱۰-۹۱.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری‌های زمانی: <http://tsd.cbi.ir>
- تقوی، مهدی و رضایی، ابراهیم، (۱۳۸۳). «بررسی اثر سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال در اقتصاد ایران»؛ پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۵: ۱۳۲-۱۰۹.
- درخشنان، مسعود، (۱۳۹۱)، «ویژگی‌های مصرف بهینه با قید محدودیت نقدینگی: نتایج جدید با استفاده از رویکرد نظریه کنترل»؛ پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۵۰: ۴۲-۱.
- رضایی‌پور، محمد و آقایی خوندابی، مجید، (۱۳۹۰)، «اثر شوک‌های مخارج بارانهای دولت بر مصرف واقعی بخش خصوصی ایران»؛ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۰: ۱۵۹-۱۳۹.
- صمدی علی حسین و سیدی، سیدمحمد، (۱۳۹۱)، «بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف خصوصی با توجه به آثار جبرانی مخارج دولت با کاربردی برای ایران»؛ تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۸: ۸۶-۵۷.
- عباسیان، عزت‌الله؛ مرادپور اولادی، مهدی و هاشم‌بیگی، حجت‌الله، (۱۳۸۴)، «بررسی اثر عدم اطمینان مالیات‌ها بر اشتغال بخش‌های عمدۀ اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۵۷-۸۳»؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵: ۹۶-۱۷۱.
- غیاثوند، ابوالفضل و یاهو، مسعود، (۱۳۸۷)، «اثرات نامتقارن تغییرات در قیمت نفت بر روی مصرف بخش خصوصی و دولتی در ایران»؛ علوم اقتصادی، دوره ۲، شماره ۵: ۵۲-۳۱.
- منجب محدث‌زاده، (۱۳۹۰)، «آزمون نظریه بارو-ریکاردو در تابع مصرف ایران»؛ پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۱۱، شماره ۲: ۹-۱.
- موسوی جهرمی، یگانه و زائر، آیت، (۱۳۸۷)، «بررسی اثر کسری بودجه دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران»؛ پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳: ۱۹-۱.
- ناصری سیدمه‌دی و ناصری، سیدعلی، (۱۳۹۰)، «کنترل بهینه سرمایه‌گذاری و مصرف خصوصی با اتکا به ابزارهای پولی و مالی در چارچوب اهداف برنامه چهارم توسعه»؛ تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۴: ۶۰-۱۷۵.

- Abel, Andrew B. (1983). Optimal Investment under Uncertainty; *American Economic Review* 73 (1): 228-33.
- Agenor, P. R.; McDermott, C. J., & Prasad, E. S. (2000). Macroeconomic fluctuations in Developing Countries: some Stylized Facts; *World Bank Economic Review*, 14(2): 251-285
- Aizenman, J., & B. Pinto (eds). (2005). Managing Economic Volatility and Crises: a Practitioner's Guide; Cambridge: Cambridge University Press.
- Alexopoulos, Michelle and Jon Cohen. (2009). Uncertain Times, Uncertain Measures; Working Papers, University of Toronto, Department of Economics
- Arellano, M., and S. Bond. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations; *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Arrow, Kenneth J. (1971). Essays in the Theory of Risk-Bearing; North Holland Pub. Co., Amsterdam.
- Bachmann, Rüdiger and Christian Bayer (2011). Uncertainty Business Cycles-really?; NBER Working Papers 16862.
- Bachmann, Rüdiger; Steffen Elstner, and Eric R. Sims. (2013). Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data; *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(2): 217-249.
- Bahmani-Oskooee, M., & Xi, D. (2012). Exchange Rate Volatility and Domestic Consumption: Evidence from Japan; *Economic Systems*, Vol. 36, Iss. 2: 326-335.
- Baker, S. R.; Bloom, N., & Davis, S. J. (2013). Measuring Economic Policy Uncertainty; Chicago Booth Research Paper: No. 13-02.
- Bekaert, G.; Harvey., C. R., & Lundblad, C. (2004). Growth Volatility and Financial Liberalization; Duke University.
- Bekaert, Geert; Marie Hoerova, and Marco Lo Duca. (2010). Risk, Uncertainty and Monetary Policy; NBER Working Papers 16397.
- Bernanke, Ben S. (1983). Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment; *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97, No. 1: 85-106.
- Bloom, Nicholas; Max Floetotto, and NirJaimovich. (2010). Really Uncertain Business Cycles; Mimeo, Stanford University.
- Bohn, H. (1998). Technical Appendix to: The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits, Available at: <http://www.econ.ucsb.edu/~bohn/papers/qje98app.pdf>.
- Bohn, H. (1998). The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits; *Quarterly Journal of Economics*, 113(3): 949-963.

- Caballero, R. J. (1990). Consumption Puzzles and Precautionary Savings; *Journal of Monetary Economics* 25: 113-136.
- Caldern, C. and R., Fuentes. (2010). Characterizing the Business Cycles of Emerging Economies; Policy Research Working Paper, 5343, The World Bank, DC, June.
- Carroll, C. D. (2001). A Theory of the Consumption Function with and without Liquidity Constraints; *The Journal of Economic Perspectives*, 15(3): 23-45.
- Cogley, T. and T. J. Sargent. (2005). Drift and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S. *Review of Economic Dynamics* 8 (2): 262-302.
- Deaton, A. (1992). Understanding Consumption; Clarendon, Oxford
- Denizer, C.; Iyigun, M. F., & Owen A. L. (2002). Finance and Macroeconomic Volatility; *Contributions to Macroeconomics*, 2(1).
- Easterly, W.R.; Islam, R., & Stiglitz, J.E. (2001). Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility; In Pleskovic B. & N., Stern (eds) Annual Bank Conference on Development Economics 2000, Washington, DC: World Bank: 191-211.
- Fatas, A. (2000). Do Business Cycles Cast Long Shadows? Short-run Persistence and Economic Growth; *Journal of Economic Growth*, 5: 147-162.
- Federici, A., & Montalbano, P. (2012). Macroeconomic Volatility, Consumption Behaviour and Welfare: A Cross-country Analysis (No. 3612).
- Fernández-Villaverde, J.; Guerrón-Quintana, P. A.; Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2013). Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity (No. w17317). National Bureau of Economic Research.
- Ferreira da Silva, G. (2002). The Impact of Financial System Development on Business Cycles Volatility: Cross-country Evidence; *Journal of Macroeconomics*, 24: 233-253.
- Friedman, M. (1957). A Theory of the Consumption Function; Princeton: Princeton University Press.
- Furth, S. B. (2010). Terms of Trade Volatility and Precautionary Savings in Developing Economies; In DEGIT Conference Papers c015_013, DEGIT, Dynamics, Economic Growth, and International Trade, Chicago.
- Garcia, Carlos; Jorge Restrepo, and Evan Tanner. (2007). Designing Fiscal Rules for Commodity Exporters; ILADES-Georgetown University Working Papers 199, Ilades-Georgetown University, School of Economics and Business.
- Gudmundsson, J. and Natvik, G. J. (2012). That Uncertain Feeling - How Consumption Responds to Economic Uncertainty in Norway; Norges Bank: Staff Memo.
- Gunning, J. W. (2010). Risk and Savings: A Taxonomy; *Economics Letters*, 107: 39-41.

- Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence; *Journal of Political Economy*, 96: 971-87.
- Hartman, Richard. (1972). The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment; *Journal of Economic Theory* 5 (2): 258-266.
- Hlouskova, J. and Wagner, M. (2006). The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study; *Econometric Reviews*, 25: 85-116.
- Johannsen, B. K. (2013). When are the Effects of Fiscal Policy Uncertainty Large?; Board of Governors of the FRS, Mimeo.
- Kimball, Miles S. (1990). Precautionary Saving in the Small and in the Large; *Econometrica* 58 (1): 53-73.
- Kose, M. A.; Prasad, E., S. & Terrones, M., E. (2003). Financial Integration and Macroeconomic Volatility; IMF Staff Papers, 50, Special Issue, International Monetary Fund.
- Leland, Hayne E. (1968). Saving and Uncertainty: the Precautionary Demand for Saving; *Quarterly Journal of Economics* 82 (3): 465-473.
- Ljungqvist, L. and Sargent, T. (2004). Recursive Macroeconomics; MIT Press.
- Loayza N.; Ranciere, R.; Serven, L. and J. Ventura, J. (2007). Macroeconomic Volatility and Welfare in Developing Countries: An introduction; *The World Bank Economic Review*, 21(3): 343-357.
- Murray, J. (2014). Fiscal Policy Uncertainty and Its Macroeconomic Consequences; Munich Personal RePEc Archive.
- Popescu, Adina and Frank Smets. (2010). Uncertainty, Risk-taking, and the Business Cycle in Germany; *CESifo Economic Studies* 56 (4): 596-626.
- Romer, D. (2011). Advanced Macroeconomics; McGraw Hill.
- Wolf, H. (2005). Volatility: Definitions and Consequences. In Aizenman, J., and B., Pinto (eds), *Managing Volatility and Economic Crises: a Practitioner's Guide*; New York: Cambridge University Press.