فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران: انتظارات تطبیقی در برابر عقلایی (رهیافت کالمن فیلتر)

محمدرضا منجذب * و مهرنوش علیمردانی **

* دانشیار اقتصاد، گروه آموزشی اقتصاد امور عمومی، دانشکده ی اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول).
** فارغ التحصیل کارشناسی ارشد، گروه آموزشی اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱ مرداد ۱۳۹۷
تاریخ بازنگری: ۲۵ بهمن ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۳۰ بهمن ۱۳۹۹
انتشار آنلاین از تاریخ ۳۰ بهمن ۱۳۹۹

طبقه‌بندی JEL: C5،E31،P24 ،D12،D84

واژگان کلیدی:
انتظارات تورمی، انتظارات تطبیقی، انتظارات عقلایی، درآمد، مصرف

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: dr_monjazeb@yahoo.com
0000-0002-8696-610X
آدرس پستی: تهران، خیابان طالقانی شماره ۲۲، منطقه ۷، تهران، استان تهران، کدپستی ۱۵۶۳۶۶۶۴۱۱، ایران.

چکیده

رشد مداوم سطح عمومي قيمت ها در ايران، حاكي از روند افزايش كلي قيمت ها است. پويايي تورم كوتاه مدت و تعامل ادواري با متغيرهاي واقعي اقتصادي، يک مسأله محوري در اقتصاد كلان و تجزيه و تحليل سياست هاي پولي است. با توجه به اهمیت انتظارات تورمی، این مطالعه به بررسی چگونگی شکل گیری آن با در نظر گرفتن انتظارات تورمی تطبیقی و عقلایی می پردازد. ازآن جایی که ارتباط بین انتظارات تورمی و مصرف کاربرد مهمی در تعیین سیاست های اقتصادی دارد، این ارتباط طی دوره زمانی ۱۳۶۷:۱ الی ۱۳۹۵:۴ با در نظر گرفتن لگاریتم مصرف، لگاریتم درآمد و لگاریتم تورم به عنوان متغیرهای تحقیق بررسی می شود. از آنجا که در میان مدل‌های مختلف مصرف، فریدمن در وارد نمودن نقش انتظارات به نظریه مصرف نقش مهمی داشته از تئوری وی در مدل استفاده شده است. به منظور مدل سازی متغیرهای غیرقابل مشاهده همچون انتظارات تورمی عقلایی از مدل های فضا-حالت که این امکان را به وجود می‌آورند که متغیرهای مشاهده نشده، هم در تخمین مدل مورداستفاده قرار گیرند و هم اینکه بتوان آن‌ها را در مدل تخمین زد استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می دهد که در اقتصاد ایران تاثیر انتظارات تورمی عقلایی در بلندمدت بر مصرف مثبت و معنی دار بوده؛ بدین صورت که با یک درصد افزایش در سطح تورم انتظاری حدود ۶ درصد میزان مصرف افزایش خواهد یافت اما در کوتاه مدت رابطه معنی داری میان انتظارات عقلایی و مصرف وجود ندارد. تاثیر انتظارات تورمی تطبیقی بر مصرف نیز مثبت و معنی دار تخمین زده شده است؛ بدین صورت که یک درصد افزایش تورم انتظاری تطبیقی منجر به افزایش مصرف به میزان ۲ درصد خواهد شد.در مورد تورم انتظاری تطبیقی وجود رابطه مثبت میان تورم انتظاری و مصرف تایید می‌شود، به گونه‌ای که کشش مصرف نسبت به تورم انتظاری ۲ درصد است. به بیانی دیگر یک درصد افزایش تورم انتظاری تطبیقی منجر به افزایش مصرف به میزان ۲ درصد خواهد شد.

ارجاع به مقاله:
منجذب، محمدرضا و علیمردانی، مهرنوش. (۱۴۰۰). بررسی تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران: انتظارات تطبیقی در برابر عقلایی (رهیافت کالمن فیلتر). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، *۱۸* (۲)، ۲۷-۴۲.
10.22055/jqe.2021.26608.1914

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

تورم از معضلات اقتصادي ایران طی سه دهه اخیر و ارقام اعلام‌شده حاکی از وجود تورم بالا در حیات اقتصادی ایران بوده است. ازآنجاکه بر اساس مطالعات، تورم در ایران دارای سکون (اینرسی) بالایی است پس نسبت به تغییرات پیش‌بینی‌نشده در اقتصاد، تطبیق آهسته ای انجام می دهد. در این شرایط، مقادیر گذشته یا انتظارات گذشته درباره ی مقدار جاری، تأثیر مستقیم بر مقدار جاری تورم دارد. انتظارات افراد درباره رفتارهای آتی متغیرهای اقتصادی، نقش مؤثری بر عملکرد آن متغیرها می تواند داشته باشد، بنابراین مطالعه چگونگی شکل گیری انتظارات عوامل اقتصادی دارای اهمیت ویژه ای است. در این راستا نقش و تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف یکی از مباحث پر اهمیت اقتصاد کلان قابل طرح و بررسی است (Burke & Ozdagli ,2013).

در میان اصلی ترین و مهم‌ترین عوامل به وجود آورنده تورم یعنی افزایش کسری بودجه دولت، افزایش حجم نقدینگی، افزایش نرخ ارز، کاهش رشد اقتصادی و وجود انتظارات تورمی؛ لازم است که نقش بیش تری برای پدیده انتظارات تورمی قائل باشیم، چراکه یکی از مهم‌ترین عوامل تشدید تورم و تلاطم قیمت ها است. به عبارتی در هر بسته سیاستی برای کنترل تورم باید انتظارات تورمی را پررنگ تر دید زیرا چنانچه انتظارات تورمی در جامعه شکل گیرد موجب افزایش هم‌زمان تقاضا و کاهش عرضه می شود و به‌این‌ترتیب موجب تشدید افزایش قیمت ها خواهد شد و به دلیل تصور افزایش قیمت ها در آینده پول نقش و اهمیت خود را از دست می دهد و تب خرید بالا می رود و به دنبال آن خریدوفروش حالت غیرمنطقی به خود گرفته و مصرف دچار تغییرات اساسی خواهد شد، ازآن جایی‌که ارتباط بین انتظارات تورمی و مصرف نیز کاربرد مهمی در تعیین سیاست های پولی دارد در این تحقیق به بررسی تأثیر انتظارات تورمی تطبیقی و عقلایی بر مصرف به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی پرداخته می شود و این فرضیه که آیا در اقتصاد ایران افزایش انتظارات تورمی باعث افزایش مصرف می‌شود یا خیر مورد بررسی قرار می گیرد، آن چه این تحقیق را از تحقیق های گذشته متمایز می نماید محاسبه انتظارات عقلایی بر مبنای مدل های فضا-حالت بوده زیرا فضای حالت در پاسخ به این سوال و این واقعیت بیرونی است که چرا آینده دقیقا مثل گذشته نیست که این بر مبنای انتقاد لوکاس (برنده جایزه نوبل اقتصاد و رهبر مکتب انتظارات عقلایی) توجیه میشود. این سوال برگرفته از بی نهایت مشاهده ما از جهان خارج و واقعیت بیرونی است. سپس در پاسخ به این سوال مدل های فضا حالت معرفی شده اند. کار این مدل ها تولید داده ها بر اساس این مشاهده (عدم شباهت دقیق آینده به گذشته) است.

ادامه تحقیق به ترتیب شامل مباحث مبانی نظری، مروری بر مطالعات انجام شده، روش تحقیق، نتایج برآورد مدل انتظارات تورمی در اقتصاد ایران، و نهایتا جمع بندی است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- تابع مصرف

رابطه بین مصرف و عوامل مختلف (متغیرها) تابع مصرف نامیده می‌شود. درآمد مهم‌ترین متغیر تابع مصرف است؛ اما درآمد، یک واژه کلی است و می‌توان برداشت‌های متفاوتی از آن داشت؛ به‌عبارت‌دیگر درآمد را می‌توان به‌صورت درآمد مطلق، دائمی، نسبی، در طول زندگی و ... تعبیر نمود که با توجه به هریک از این تعبیرها، نظریات متفاوتی ارائه می‌شود. مشهورترین نظریات مصرف به شرح زیر مرور می شود که وجه مشترک تمامی آنها تاثیر درآمد (به انحاء مختلف) بر مصرف است.

تابع و تئوری مصرف، تصویری عالی از نمونه مراحل توسعه دانش در علم اقتصاد را ارائه می‌دهد. این مراحل ابتدا با پیشرفت و کشف مهم مفهومی توسط کینز در سال۱۹۳۶ آغاز می‌شود و بعدازآن دانشمندانی مانند فریدمن، دوزنبری و مادیگلیانی، نظریه‌های دقیق‌تری از مصرف ارائه داده‌اند و برای مدت‌های طولانی رابطه مصرف با درآمد و مخارج مصرفی یک رابطه کلیدی در تحلیل‌های اقتصاد کلان به شمار می‌رفت.

کینز معتقد بود که عوامل مختلفی بر تصمیمات مصرف تأثیرگذار است؛ اما در کوتاه‌مدت مهم‌ترین عامل تأثیرگذار، درآمد است. کینز براین باور بود که نرخ بهره در این خصوص، نقشی نخواهد داشت. این دیدگاه، برخلاف نظریات کلاسیک‌های قبل از وی بود؛ که اعتقاد داشتند نرخ بهره بالا، باعث افزایش پس‌انداز و کاهش مصرف می‌شود.

جیمز دوزنبری معتقد است فرد بعد از عادت کردن به یک سطح مصرف در مقابل کاهش آن مقاومت نشان می‌دهد و به‌سختی حاضر است از آن سطح مصرف بکاهد این روحیه را اثر چرخ‌دنده[1] می‌نامند. این نظریه چنین استدلال می‌کند که مصرف جاری نه‌تنها به درآمد جاری بلکه به درآمد گذشته نیز بستگی دارد و الگوی مصرفی افراد با توجه به حداکثر درآمد آنان شکل می‌گیرد.

فرضیه درآمد دائمی فریدمن، توسط فرانکو مودیگیلانی و ریچارد برامبرگ و مجدداً توسط آلبرت آندو و مودیگیلانی در سال با روش دیگری موردبررسی قرار گرفت. این نظریه معتقد است که علاوه بر تغییر موجودی ثروت خانوار که سطح مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، رفتار مصرفی و درآمدی مردم در طول عمر نیز در چگونگی آن مؤثر است (Nayebi, 2014).

۲-۲- تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در قالب روابط ریاضی

$$p_0 c_0 + \frac{1}{1+i} p_0 (1+\pi_e) c_{1e} = y_0 + \frac{1}{1+i} y_{1e} \quad (۱)$$

دو دوره زمانی حال و آینده را برای یک واحد مصرف از یک کالا در نظر می‌گیریم، قیمت فعلی کالا برابر با p_0 می‌باشد، π_0 بیانگر نرخ تورم انتظاری میان حال و آینده و قیمت مورد انتظار کالا در آینده برابر $p_0(1+\pi_0)$ می‌باشد، همچنین مصرف‌کننده مقدار مشخص درآمد اسمی که با y_0 بیان می‌شود را دریافت می‌کند که مقدار مورد انتظار آن در آینده برابر y_{1e} بوده که شامل پس‌اندازهای حاصل از دوره فعلی نمی‌شود. مصرف‌کننده می‌تواند پس‌انداز و قرض گرفتن را با نرخ بهره اسمی i انجام دهد. c_0 نیز بیانگر مصرف فعلی و c_{1e} مصرف برنامه‌ریزی شده در آینده می‌باشد که با توجه به مفروضات، محدودیت بودجه به صورت زیر نوشته می‌شود:

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

باهدف شناخت روند شکل‌گیری انتظارات و ارتباط بین انتظارات تورمی و مصرف در اقتصاد ایران، به‌مرور مطالعات صورت گرفته در ارتباط با موضوع پرداخته و تعدادی از تحقیقات صورت گرفته در ایران و جهان که ارتباط بیش‌تری با موضوع دارد در این قسمت ذکر می‌گردد.

۳-۱- پیشینیه مطالعات خارجی

فیشر در بررسی‌های خود نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه مثبتی میان نرخ سود اسمی و نرخ تورم وجود دارد تا جایی که میزان نرخ سود اسمی، تقریباً بازتابی از روند تورمی است. رابطه مثبت میان نرخ سود اسمی و تورم مورد انتظار، یک نظریه کلاسیک منسوب به ایروینگ فیشر است که در ادبیات اقتصادی معروف به اثر فیشر است. هرچند این رابطه اولین بار توسط تورنتون در سال ۱۸۰۲ مطرح شد، اما بعدها در سال ۱۹۳۰ بود که توسط فیشر در کتاب معروف او (نظریه بهره) مطرح شد. اثر فیشر بیان می‌دارد که یک واحد افزایش در نرخ تورم انتظاری، نرخ بهره اسمی را یک واحد افزایش می‌دهد و نرخ بهره واقعی مورد انتظار ثابت می‌ماند.

$$I = r + \beta\mu \qquad \beta = 1 \quad (۲)$$

فیشر سپس بحث انتظارات را مطرح می‌کند، از نظر او فرض پیش‌بینی کامل و تطبیق انتظارات در کوتاه‌مدت بسیار ایده آل است و فرض واقعی‌تر این است که پیش‌بینی را تأخیری و انتظارات را در بلندمدت، تطبیقی بدانیم. فیشر بر این باور بود که مدت‌زمان زیادی نزدیک به ۳۰ سال طول می‌کشد تا اقتصاد با میزان تورم جدید تطبیق یابد اما خاطرنشان می‌کرد که با پیشرفت اقتصاد و در دنیای جدید، پیش‌بینی هرروز نسبت به گذشته کامل‌تر و تطبیق انتظارات سریع‌تر انجام می‌گیرد؛ بنابراین، در بلندمدت نرخ تورم انتظاری با نرخ تورم واقعی برابر خواهد بود (Fisher ,1930).

[1] Ratchet effect

آفتالیون با انتقاد از تئوری مقداری و نظریه درآمدی فون وایزر، تأثیر متغیرهای روانی را بر روی نرخ تورم مطرح ساخت. وی معتقد بود که علاوه بر حجم پول، متغیرهای انتظارات در مورد قیمت‌ها و عوامل اجتماعی و سیاسی نیز بر نرخ تورم مؤثر هستند. این اقتصاددان فرانسوی متذکر شد که هرگاه صاحبان درآمد، افزایش قیمت‌ها را در آینده پیش‌بینی کنند، پول‌های خود را به‌سرعت به کالا تبدیل می‌کنند و با افزایش تقاضای فعلی کالاها و خدمات باعث افزایش قیمت آن‌ها در زمان حال می‌شوند. از سوی دیگر تولیدکنندگان و بازرگانان نیز در مواقعی که انتظار افزایش قیمت‌ها را داشته باشند، به ذخیره انبار خود می‌افزایند و عرضه کالاها و خدمات خود را به آینده موکول می‌کنند که این موضوع نیز از طریق کاهش عرضه، تورم را دامن می‌زند (Aftalion ,1934).

رومر و رومر بیان می دارند که در موقعیت فعلی (زمانی که شدت رکود باعث شود که نرخ سیاستی بهینه بهره، پایین‌تر از مرز پایینی دامنه، یعنی صفر قرار گیرد)، افزایش اندکی در انتظارات تورمی می‌تواند کمک‌کننده باشد، این افزایش می‌تواند موجب کاهش هزینه‌های استقراض واقعی و نیز تشویق مصرف اقلامی همچون خودرو و تجهیزات کسب‌وکار گردد. در این استدلال، موقعیت فعلی به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن نرخ سیاستی بهینه بهره پایین‌تر از مرز پایینی دامنه، یک محدودیت الزام‌آور به نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت مشاهده‌شده تحمیل می‌کند (Romer & Romer ,2013).

بورکه و اوزدگلی در یک بررسی، رفتار مصرفی برای کالاهای بادوام و بی‌دوام را تخمین زده و شاهدی مبنی برافزایش مصرف مصرف‌کنندگان در پاسخ به افزایش انتظارات تورمی آنان در مورد کالاهای بادوام مشاهده نکرده و حتی کاهش نیز مشاهده شده است و در بسیاری از مدل‌ها، اثرات تخمینی کوچک، منفی و ازلحاظ آماری قابل‌اغماض بوده است. علاوه بر این، مصرف کالاهای بی‌دوام همراه با افزایش تورم انتظاری در برخی مدل‌ها افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به نتایج، پشتیبانی محدودی برای این فرضیه که انتظارات تورمی بالاتر ممکن است مصرف جاری را افزایش دهد، پیشنهاد دادند. در مدل پیشنهادی، افزایش انتظارات تورمی کوتاه‌مدت، مصرف جاری ماهانه فرد را در خصوص اقلام بی‌دوام ۱.۱ درصد و یا به طور میانگین۲۱ دلار افزایش می‌دهد، همچنین مصرف اقلامی مانند اقلام بادوام که به نظر رسیده نسبت که به انتظارات تورمی حساس باشند همراه با انتظارات تورمی افزایش نمی‌یابد، تنها خریدخودرو پاسخ مثبت به انتظارات تورمی بالاتر می‌دهد، دلایلی مبنی بر اینکه چرا تاثیرات انتظارات تورمی بر مصرف ممکن است از لحاظ اقتصادی کمتر مورد توجه و ضعیف‌تر از تئوری باشد وجود دارد مانند توهم نرخ اسمی، که توسط بچمن مورد بررسی قرار گرفته است (Burke & ozdagli ,2013).

ایچی و نیشیگوچی برخلاف نظراتی که پیش‌تر و بعدتر در خصوص رابطه انتظارات تورمی و مصرف عنوان گردیده بود، اذعان داشت که مصرف‌کنندگان با انتظارات تورمی بالاتر، تمایل به مصرف بیش‌تر در سال جاری و مصرف کم‌تر در سال بعد را دارند؛ همچنین عنوان شد که این تاثیر میان صاحبان دارایی و افراد مسن قوی‌تر است (Ichiu & ,Nishiguchi 2015).

لوانا، دوکا و رویتر در یک بررسی تجربی در منطقه اروپا طی سال‌های۲۰۰۸ الی۲۰۱۵، رابطه مصرف وانتظارات تورمی را مورد بررسی قرار دادند، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که انتظارات تورمی بالاتر که نرخ بهره واقعی را کاهش می‌دهد با افزایش تمایل مصرف مصرف‌کنندگان در ارتباط است. به صورت دقیق‌تر، ۱ درصد نقطه افزایش در انتظارات تورمی،۰/۱۶ الی۰/۳۳ درصد نقطه افزایش در مصرف در دوره جاری را به همراه داشته است (Ioana A. & Duca G. & Reuter A. ,2018).

پرمیک و استانیسلاسکا به بررسی ارتباط بین انتظارات تورمی مصرف‌کنندگان و رفتار آن‌ها در زمینه مصرف و پس‌انداز پرداخته و نتایج حاکی از این است که انتظارات تورمی تاثیر منفی بر رویکرد پس‌انداز داشته و این رفتار به خصوص در میان گروه‌های مصرف‌کننده با موقعیت مالی بالاتر، بیش‌تر مشاهده می‌شود. علاوه‌بر این نقش انتظارات تورمی از زمان شروع بحران مالی جهانی افزایش یافته است (Premik & Stanisławska, 2017).

حکیم به بررسی تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در اندونزی پرداخته اند. در این مطالعه از داده های آماری سال ۲۰۰۳ الی ۲۰۱۸ استفاده شده است و آزمون شکست ساختاری چاو استفاده شده است. نتایج نشان می دهد انتظارت تورمی در دو دوره بر مصرف تاثیری نداشته است. همچنین بطور کلی می توان گفت انتظارات تورمی بعنوان یک ابزار کنترلی مصرف عمومی قابل استفاده نیست.(Hakim & Bustaram ,2019)

۲-۳- پیشینیه مطالعات داخلی

نصر اصفهانی و یاوری عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران را با استفاده از روش خود رگرسیون برداری بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که تورم در ایران صرفاً پولی نبوده و متغیر تورم انتظاری در میان‌مدت بر پایداری تورم ایران مؤثر است. به‌علاوه تکانه‌های بخش واقعی در بلندمدت در نرخ تورم تأثیرگذار است (Nasresfahani & Yavari, 2003).

فخرایی و منصوری در خصوص مصرف می گویند باید اذعان داشت مصرف مقوله‌ای است که نه‌تنها برای مطالعات و بررسی‌های اقتصادی اهمیت زیادی دارد، در الگو گذاری مکاتب، شرایط فرهنگی، بررسی‌های جامعه‌شناسی از اهمیت خاص خود برخوردار است. پس از ارائه نظریه کینز در دهه ۱۹۳۰، تحلیل‌های اقتصاد کلان بر مصرف که در اکثر کشورها بیش از نیمی از محصول ناخالص داخلی را شامل می‌شود، توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب کرد (Fakhrai ,& Mansouri, 2010).

منجذب بیان می کند اساساً نظریه انتظارات در اوایل دهه ۱۹۷۰ به‌عنوان بیانی از منحنی فیلیپس مطرح می‌گردد و دربرگیرنده انتظارات قیمت است. الگوی انتظارات تطبیقی به‌عنوان جانشین‌های تجربی برای متغیر انتظارات قیمت غیرقابل مشاهده مورداستفاده مردم قرارمی‌گیرد و مردم انتظارات خود را از طریق متوسط وزنی ناشی از تجربه گذشته قیمت‌ها شکل می‌دهند. یکی از عمده‌ترین ایرادات بر انتظارات تطبیقی عبارت است از اینکه معمولاً اطلاعاتی که دقت انتظارات کارگزاران را افزایش می‌دهد، نادیده گرفته می‌شود. به‌عنوان‌مثال اگر در اقتصادی نرخ رشد تورم در هر دوره بین صفر الی ده درصد نوسان داشته باشد، در این صورت دیگر الگوی نرخ تورم واضح نیست. در این صورت چرا مردم تورمی را باید انتظار داشته باشند که هرگز اتفاق نیفتاده است یا اینکه انتظار ندارند که اتفاق افتد؟ انتقاد دیگر این است که اگر متغیری که شکل‌دهنده انتظارات است به‌طور مستمری افزایش یا کاهش داشته باشد، در این شرایط فرضیه انتظارات تطبیقی انتظارات آن متغیر را به ترتیب کم‌تر یا بیش‌تر از خودش پیش‌بینی خواهد کرد. نقایص نظریه انتظارات تطبیقی موجب گسترش دامنه نظریه انتظارات عقلایی گردید. بر طبق فرضیه انتظارات عقلایی، هنگامی‌که افراد مبادرت به پیش‌بینی قیمت می‌کنند، تمایل به استفاده از تمامی اطلاعات مرتبط موجود در فرآیند تورمی را دارند. در صورت صحت این امر، خطاهای پیش‌بینی تنها از طریق بروز ضربه‌های تصادفی است و پیش‌بینی‌ها مرتکب خطا نمی‌شوند (Monjazeb, 2010).

خواجه روشنایی در بررسی ارتباط سیاست های پولی و نوسات اقتصاد ایران (چارچوب انتظارات عقلایی) به محاسبه انتظارات قیمت در چارچوب انتظارات عقلایی می پردازند. در این مطالعه با بررسی مدل ساختاری تورم، آن را تابعی از متغیرهای نرخ ارز موثر حقیقی، درآمد نفت و ارزش حقیقی اعتبارات اعطایی بانک مرکزی به دولت در نظر می گیرند و بر این مبنا انتظارات تورمی بر مبنای انتظارت عقلایی را اندازه گیری می کنند (Khajeh Roshanai, 2010).

حسینی و شکوهی به بررسی عوامل مؤثر بر تورم با تأکید بر نقش انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر در ایران را برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۵ با استفاده از روش گشتاوری تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته و بر اساس نتایج این پژوهش، انتظارات گذشته‌نگر تأثیر برجسته‌ای در تورم کشور دارد و مدیریت انتظارات تورمی در کنار مدیریت نقدینگی می‌تواند جهت رسیدن به ثبات قیمت‌ها موردتوجه سیاست‌گذاران قرار گیرد (Hosseini & Shokohi, 2015).

شاه آبادی و همکاران به بررسی ارتباط تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با تاکید بر انتظارات تورمی پرداخته اند. در این مطالعه برای مدلسازی نوسانات از مدل های خانواده گارچ، و برای بررسی علیت تورم و تورم انتظاری از تحلیل علیت رگرسیون خود توضیح برداری بهره برده اند. این مطالعه نتیجه می گیرند که با افزایش نااطمینانی تورمی نرخ تورم انتظاری که ناشی از رفتار عقلایی عاملان اقتصادی است افزایش می یابد (Shahabadi & Salman & Valencia, 2015).

زارعی و همکاران در بررسی عوامل موثر بر مصرف بخش خصوصی در ایران به بررسی اثرات مخارج جاری و عمرانی دولت می پردازند. نتایج این بررسی نشان می هد که تکانه های درآمدهای مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه های تجاری معنادار نبوده و مخارج جاری دولت در دوره های رونق و رکود اقتصادی و مخارج عمرانی تنها در دوره رکود اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی داشته است (Zarei & Ebrahim & Hematy, 2019).

در بیان نوآوری تحقیق حاضر می توان گفت این مطالعه با الهام از مقاله بورکه [۲] و ازدگلی[۳] (Burke & ozdagli ,2013) و سایر مقالات مشابه انجام شده است و فرضیه اصلی مورد بررسی در تحقیق که بیانگر افزایش مصرف به دنبال افزایش انتظارات تورمی است برگرفته از نتایج مقالات این دو فرد و لوانا[٤] و همکاران (Ioana A. & et al. ,2018) بوده است. البته در تحقیق پیش رو تمرکز اصلی بر روش های مختلف محاسبه انتظارات تورمی (بویژه به تفکیک شکل گیری انتظارات بصورت تطبیقی و عقلایی) و تاثیر آن بر مخارج مصرفی در ایران است. از این نظر این تحقیق در مقایسه با مطالعات دیگر چه داخلی و چه خارجی از نوآوری خاصی برخوردار شده است. در این راستا با در نظر گرفتن مدل فضا - حالت به محاسبه انتظارات تورمی پرداخته است. درحالی‌که در مقالات پیشین تمرکز اصلی بر مجزا سازی اقلام مورد استفاده مصرف‌کنندگان اعم از بادوام و بی‌دوام، مدیریت بدهی‌ها و انتظارات درآمدی و مباحث سرمایه‌گذاری و بیکاری بوده است. لذا تاکنون چنین مطالعه ای در مورد اقتصاد ایران صورت نگرفته است.

۴- روش تحقیق

روش مطالعه تحقیق حاضر به لحاظ هدف، از نوع تحقیق کاربردی و به لحاظ روش تجزیه‌وتحلیل از نوع تحقیقات تحلیلی است.
در این تحقیق روش مطالعه به روش کتابخانه ای است. داده های جامعه ایران از طریق سایت رسمی بانک مرکزی جمع آوری شده است.
روش آزمون فرض به روش آماری و اقتصادسنجی است. آزمون فرضیات با کمک تخمین و نرم افزار ایویوز صورت گرفته است.

دو شکل مشهور و معمول در مدل‌سازی انتظارات، انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی است. به‌طورمعمول اگر انتظارات برمبنای رفتار گذشته متغیر شکل گیرد انتظارات به‌صورت تطبیقی شکل‌گرفته است و اگر انتظارات بر مبنای رفتار ساختاری متغیر شکل گیرد در این صورت انتظارات عقلایی شکل‌گرفته است.

جان مینارد کینز، اولین اقتصاددانی بود که به‌روشنی به نقش ویژه انتظارات و تغییرات آن در عملکرد اقتصادی پی برد و برای الحاق مقوله انتظارات به نظریه اقتصادی و تحلیل اثرات و پیامدهای این مقوله تلاش نمود.

پس از کینز این مهم بر دوش میلتون فریدمن، اقتصاددان پول‌گرا افتاد تا با ارائه فرضیه انتظارات تطبیقی و وارد نمودن آن در تحلیل اقتصاد کلان، نتایج جدیدی را از نقش ویژه انتظارات در عملکرد اقتصادی و نیز نظریه اقتصاد کلان ارائه کند. فریدمن واضع فرضیه انتظارات تطبیقی نبود، اما با کارهای مهم و تأثیرگذار او بود که فرضیه انتظارات تطبیقی برای مدت‌زمانی به فرضیه مسلط و معروف در مورد انتظارات در محافل آکادمیک اقتصاد بدل گشت. فریدمن فرضیه انتظارات تطبیقی را در نظریه‌پردازی‌های خود در حوزه‌های مختلف اقتصاد وارد نمود که یکی از مهم‌ترین آن‌ها ورود انتظارات تطبیقی به نظریه مصرف و از آن مهم‌تر، منحنی فیلیپس بود.

ایده اصلی انتظارات تطبیقی ساده است: شخص انتظارات خود در هر دوره زمانی در مورد هر متغیر اقتصادی مانند تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و مانند آن را با توجه به تفاوت میان مقدار واقعی آن متغیر در دوره گذشته و آنچه در مورد آن انتظار داشت، تغییر خواهد داد؛ فرد این تغییر در انتظاراتش را با جبران بخشی از این تفاوت میان مقدار واقعی متغیر و مقدار انتظاری آن در دوره گذشته، صورت می‌دهد؛ بنابراین شکل‌گیری انتظارات فعالان اقتصادی طی زمان، تطبیقی خواهد بود به این معنی که انتظارات به‌مرورزمان و با توجه به تغییرات مقدار واقعی متغیرها، تغییر نموده و خطاها در برآورد و پیش‌بینی متغیرها به‌صورت مستمر و البته تدریجی و گام‌به‌گام اصلاح می‌گردد. کم‌کم اهمیت روزافزون نقش انتظارات در نظریه اقتصادی روشن شد تا آنکه نظریه‌پردازان کلاسیک جدید با ارائه فرضیه انتظارات عقلایی، انقلابی را هم در بحث انتظارات و هم در نظریه اقتصاد کلان به راه انداختند (Snowden, & Wayne. 2005).

اقتصاددانان کلاسیک جدید، مدل های مبتنی برفرض انتظارات عقلایی و تعادل بازارها پایه گذاری کرده و با توجه به آن، کارایی سیاست های اقتصادی را در بسیاری از زمینه ها زیر سؤال بردند. کینزین های جدید نیز فرض شکل گیری انتظارات به شیوه ای عقلایی را پذیرفته اند؛ اما آن‌ها فرض تعادل بازارها را رد کرده و با مطرح کردن چسبندگی قیمت ها و دستمزدها، همچنان از کارایی سیاست های اقتصادی

[2] Burke
[3] Ozdagli
[4] Loana

دولت برای نیل به اهداف کلان حمایت می کنند. پس به جرات می توان گفت در حال حاضر تمامی مکاتب اقتصادی فرض انتظارات عقلایی را به رسمیت شناخته اند.

فرضیه انتظارات عقلایی، ابتدا در سال ۱۹۶۱ توسط جان میوت، اقتصاددان آمریکایی و در چارچوب نظریه اقتصاد خرد بیان گشت. میوت در مقاله اولیه خود اظهار می‌دارد که ازآنجایی‌که انتظارات، پیش‌بینی وقایع آینده هستند، الزاماً با پیش‌بینی‌های نظریه‌های اقتصادی مربوطه، یکسان می‌باشند. مقاله میوت، به لحاظ فنی بسیار پیچیده بود و ایده اساسی او، ابتدا توسط اقتصاددانان دیگر موردپذیرش قرار نگرفت. تقریباً ۱۰ سال طول کشید تا اقتصاددانانی مانند لوکاس و سارجنت، ایده انتظارات عقلایی را در نظریه اقتصاد کلان وارد نمودند؛ پس‌ازآن انتظارات عقلایی به یکی از پایه‌های بسیاری از مدل‌های اقتصاد کلان بدل گشت.

البته فرضیه انتظارات عقلایی به این معنا نیست که فعالان اقتصادی می‌توانند آینده را دقیقاً پیش‌بینی کنند. ازآنجاکه اطلاعات در دسترس، کامل نیستند، بنابراین عوامل اقتصادی در پیش‌بینی خود دچار خطا خواهند شد، اما این خطا صرفاً دارای یک فرآیند تصادفی خواهد بود و هرگز دربردارنده یک خطای سیستماتیک مانند فرضیه انتظارات تطبیقی نیست.

رویکرد مطالعه حاضر در برآورد انتظارات عقلایی، مدل های فضا-حالت بوده و از مدل تعدیل جزئی در برآورد مدل انتظارات تطبیقی استفاده گردیده است. در ادامه به بیان مبانی نظری و تشریح مدل های فضا-حالت و الگوریتم مورد استفاده در آن و همچنین مدل تعدیل جزئی پرداخته می شود.

مدل‌های فضا-حالت در ادبیات اقتصادسنجی، برای مدل‌سازی متغیرهای مشاهده نشده، مورداستفاده قرار می‌گیرند. از متغیرهایی مانند انتظارات عقلایی، خطاهای اندازه‌گیری، مشاهدات فراموش‌شده، درآمد دائمی، اجزا غیرقابل مشاهده (سیکل‌ها و روندها) نرخ بیکاری غیر شتابان می توان در این خصوص نام برد.

از آنجا که نظريه‌هاي اقتصادي شامل متغيرهاي غير قابل مشاهدهاي همچون درآمد دائمي، انتظارات، نرخ بهره واقعي انتظاري، توليد بالقوه، دستمزد شرطي و شوكهاي طرف عرضه و تقاضا بوده، مدلهاي وضعيت -حالت كه توانايي گنجاندن اين متغيرها را در مدل دارا مي‌باشند، از توانايي كاربردي وسيع در مباحث اقتصادي برخوردارند. همچنين در مدل‌هايي كه در آنها پارامترهاي مدل در طول زمان در حال تغييرند نيز استفاده مي‌شوند.

دو مزیت عمده برای نشان دادن مدل‌های دینامیک به‌صورت مدل‌های فضا-حالت وجود دارد. اولاً، این نوع مدل‌ها این امکان را به وجود می‌آورند که متغیرهای مشاهده نشده، هم در تخمین مدل مورداستفاده قرار گیرند و هم اینکه بتوان آن‌ها را در مدل تخمین زد. ثانیاً، می‌توان این مدل‌ها را، به‌وسیله الگوریتم‌های بازگشتی قوی مانندکالمن فیلتر، مورد تحلیل قرار داد (Bahari,2015).

فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای پیش‌بینی‌های بهینه از متغیرهای غیرقابل مشاهده و برآوردهای کارا از پارامترهای مدل‌های فضا-حالت و مبتنی بر امید ریاضی است. از ویژگی‌های امید شرطی این است که بهترین پیش‌بینی را با حداقل مربعات خطا فراهم می‌کند.

هرگاه یک مدل سری زمانی به‌صورت فضا-حالت درآید، الگوریتم‌هایی وجود دارند تا بتوان پارامترها را تخمین زد، سری را هموار و یا مدل را پیش‌بینی کرد. مهم‌ترین این الگوریتم‌ها فیلتر کالمن است که به‌وسیله کالمن و بوکی ارائه‌شده است. فیلترکالمن یک روش تکراری برای به دست آوردن برآوردهای بهینه بردار حالت در لحظه t با استفاده از اطلاعاتی است که تا لحظه t وجود دارد؛ بنابراین برآورد با رسیدن یک مشاهده جدید بهنگام می‌شود. به همین صورت خطای برآورد، واریانس برآورد، واریانس خطای برآورد، بعد از هر مشاهده بهنگام می‌شود، سپس برآورد در مرحله بعد صورت می‌گیرد. این روند تا پایان تمام مشاهدات تکرار می‌شود. با توجه به تکراری بودن این روش، لازم است مقادیر آغازین الگوریتم که برآورد بردار حالت آغازین β_0 و واریانس آن P_0 است معلوم باشند. یک دلیل عمده استفاده از فیلترکالمن این است که اگر بردارهای اغتشاش ε_t و η_t و بردار حالت آغازین دارای توزیع نرمال باشند β_t دارای توزیع نرمال باقی خواهد ماند (Akhbari & Mohagheghnia 2014).

داده‌های مورداستفاده به‌منظور بررسی رابطه انتظارات تورمی و مصرف در ایران عبارت است از تورم (inf)، درآمد (income) و مصرف (consum) که در بازه زمانی ۱۳۶۷-۱۳۹۵ با تناوب فصلی از طریق سایت بانک مرکزی گردآوری‌شده‌اند. داده های درآمد، مصرف و تورم مستقیم استخراج شدند و داده مربوط به تورم انتظاری(inff) برمبنای آمار تورم ایران و روش های پیش گفته در بخش بعدی مورد محاسبه

قرار خواهد گرفت. حرف لاتین L که اول حروف فوق قرار می گیرد به معنای لگاریتم مقادیر فوق است. بر اساس نتایج، تمام داده‌ها دارای چولگی (گشتاور مرتبه سوم) مثبت می‌باشند و همچنین ضریب کشیدگی (گشتاور مرتبه چهارم) متغیر تورم عدد نسبتاً بزرگی است که نشان‌دهنده آن است احتمال وقوع مقادیر بزرگ تورمی در فاصله زمانی یادشده بسیار زیاد است. این دو موضوع نشان‌دهنده آن است که بدون تبدیل متغیرها به فرم لگاریتمی (به دلیل رفع چولگی مثبت و نسبتاً شدید داده‌ها) و شناسایی و حذف نقاط دورافتاده از مجموعه داده‌ها نتایج استنباطی ازلحاظ آماری اعتبار لازم را نخواهند داشت. بر اساس مبانی نظری و پیشینه تحقیق مشخص شد که مصرف تابعی از درآمد و تورم انتظاری است.

۵- نتایج برآورد مدل انتظارات تورمی در اقتصاد ایران

در مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد چندمرحله‌ای پرون به انجام آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون پرداخته‌شده است، نتایج آزمون مانایی فیلیپس-پرون برای متغیرهای تحقیق در سطح در جدول ۱ نشان داده‌شده است:

جدول ۱. آزمون ریشه واحد فیلیپس – پرون در سطح
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 1. Phillips-Perron test
Source: Research calculations

متغیر	فرضیه صفر	p-value
لگاریتم تورم	(ρ=۱ , α=۰)	۰/۰۹
لگاریتم درآمد	(ρ=۱ ,β=۰ ,α=۰)	۰/۳۷
لگاریتم مصرف	(ρ=۱ ,β=۰ ,α=۰)	۰/۳۶

نتایج آزمون مانایی حاکی از آن است که در هر سه مورد فرضیه صفر(نامانایی) در سطح معنی‌داری ۵٪ رد نمی‌شود. همان‌گونه که **جدول ۱** نشان می‌دهد تورم در ایران یک فرآیند گام تصادفی بدون رانش است اما لگاریتم درآمد و لگاریتم مصرف هر دو گام تصادفی با رانش هستند. همچنین برای تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرها آزمون ریشه واحد را برای فرضیه صفر وجود دو ریشه واحد به عمل‌آورده‌ایم، بر اساس نتایج مرتبه جمعی تمام سری داده‌های مورداستفاده در این تحقیق از مرتبه یک است، بدین معنا که برای مانا شدن تنها نیازمند یک‌بار تفاضل گیری از آن‌ها است.

زمانی که متغیرها نامانا باشند، نتایج به‌دست‌آمده از روش‌های آماری مرسوم معتبر نمی‌باشند. درصورتی‌که بتوان میان متغیرهای که جمعی از مرتبه یک می‌باشند، برداری از پارامترها را یافت که ترکیب خطی آن‌ها مانا باشد در این صورت گفته می‌شود که بین این متغیرها رابطه تعادلی (به مفهوم آماری) بلندمدت وجود دارد. نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسن-جوسیلیوس (۱۹۸۸) نشان می‌دهد که بین متغیرهای استفاده‌شده این تحقیق حداکثر یک بردار هم انباشتگی در سطح اطمینان ۹۵٪ وجود دارد.

جدول ۲. آزمون هم انباشتگی جوسیلیوس – یوهانسن
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 2. Johanson-Juselius cointegration test
Source: Research calculations

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue			

None *	۰/۱۶	۳۵/۲	۲۹/۷۹	۰/۰۱
At most 1 *	۰/۱۳	۱۷/۰۹	۱۵/۴۹	۰/۰۳
At most 2	۰/۰۳	۳/۲۳	۳/۸۴	۰/۰۷

۵-۱- تعیین انتظارات تورمی عقلایی با استفاده از الگوی فضا-حالت

به جهت استخراج تورم انتظاری به دلیل ماهیت نامشهود بودن انتظارات تورمی از فیلتر کالمن استفاده‌شده است. تصریح مدل فضای حالت بر اساس الگوی سطح موضعی[5] جهت استخراج متغیر نامشهود تورم انتظاری به‌صورت زیر خواهد بود، اصلی‌ترین تفاوت مدل‌های سری زمانی با سری زمانی فضا حالت در این است که در مدل‌های فضا حالت پارامترها نیز تابعی از زمان می‌شوند و ثابت باقی نمی‌مانند.

$$Linf_t = \mu_t + \varepsilon_t; \qquad \varepsilon_t \sim NID\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right) \tag{۳}$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \zeta_t; \qquad \zeta_t \sim NID\left(0, \sigma_\zeta^2\right) \tag{۴}$$

در رابطه فوق μ_t جزء سطح مدل نامیده می‌شود که مترادف با عرض از مبدأ در مدل‌های رگرسیونی کلاسیک است. تفاوت مهم این جزء با عرض از مبدأ در آن است که برخلاف عرض از مبدأ جزء سطح در طول زمان متغیر است. همچنین ε_t جزء اخلال مشاهده در زمان t و ζ_t جز اخلال سطح در زمان t است. فرض می‌شود که این دو جزء اخلال مستقل از هم و به‌صورت نرمال توزیع‌شده‌اند. در رابطه (۳) و (٤) معادله اول را معادله سیگنال یا اندازه و معادله دوم را معادله حالت می‌نامند. نتایج تخمین در جدول ۳ نشان داده‌شده است:

جدول ۳. تخمین معادله فضای حالت تورم
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 3. state-space estimation of inflation
Source:Research calculations

variance	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	۲۸/۲۱	۲۹۵۲۶۰۷۲۵۰	۰۹E-۹/۵۵-	۰/۹۹
C(2)	۴/۰۹	۰/۱۴	۲۸/۸۵-	۱۸۳E-۱۵.۵
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
مقدار پیش بینی تک مرحله ای	۳/۰٦	۰/۱۳	۲۳/۷٤	E-124۱/۳۳
لگاریتم راستنمایی	۵۱/۹۵	معیار آکائیک		۱/۰۴
تعداد پارامترها	۲	معیار شوارتز		۰/۹۹
تعداد توزیع	۱	معیار حنان کوئین		۱/۰۲

به‌طورکلی، مقدار اولیه حالت نامشهود در زمان شروع سری زمانی نامعلوم است. این مقدار با استفاده از روش‌های تخمینی که فرآیندهای انتشار[6] نامیده می‌شوند برآورد می‌گردد. در مدل فضای حالت ارائه‌شده در رابطه (۳) و (٤) پارامترهای نامعلوم مدل عبارت‌اند از واریانس سیگنال و واریانس حالت که فوق پارامتر۷ نامیده می‌شوند. در جدول ۳ واریانس سیگنال و واریانس حالت به ترتیب برابر با *EXP(C(1))* و *EXP(C(2))* است (بدین علت از فرم توانی استفاده‌شده است که واریانس نمی‌تواند عددی منفی باشد). بر اساس یافته‌های جدول ۳ زمانی

[5] local level model
[6] Diffuse process
[7] hyperparameters

که همگرایی در روش‌های تکراری برای تخمین رخ می‌دهد میزان لگاریتم راست نمایی برابر با ۹۵.۵۱ است. بعلاوه واریانس حالت (EXP ضریب C(2)) اختلاف معناداری با صفر دارد و نشان‌دهنده این موضوع است که جزء سطح در طول زمان متغیر است.

با توجه نتایج فوق می‌توان نتیجه گرفت که نتایج تخمین که در جدول ۲ نشان داده‌شده است، معتبر است و می‌توان سری تورم انتظاری را با استفاده فیلتر کالمن استخراج کرد. برای استخراج تورم انتظاری، فیلتر کالمن با استفاده از دو جزء بر اساس فرمول زیر عمل می‌کند:

$$\mu_{t+1}=\mu_t+\lambda_t(linf_t-\mu_t) \quad (۵)$$

در رابطه فوق $\mu_t=E(\mu_{t+1}|linf_{t-i})$ و λ_t نشان می‌دهد که چه مقدار از خطای پیش‌بینی در هر نقطه زمانی t بر تخمین μ_{t+1} اثرمی‌گذارد، مقادیر بزرگ λ_t به معنای تأثیر بزرگ‌تر خطای پیش‌بینی دوره قبل بر مقادیر جاری متغیر است. این متغیر را دستاورد کالمن[8] می‌نامند. زمانی که نا اطمینانی مشاهده جدید $linf_t$ بزرگ‌تر از نا اطمینانی مربوط به مشاهدات قبلی است λ_t به سمت صفر میل خواهد کرد. مقدار λ_t برابر با $\frac{P_t}{F_t}$ است که صورت عبارت فوق برابر با تخمین واریانس خطای حالت و مخرج آن واریانس خطای پیش‌بینی یک مرحله‌ای است.

۲-۵- تخمین اثر تورم انتظاری به دست آمده بر اساس فرضیه انتظارات عقلایی بر مصرف

از آنجا که در میان مدل‌های مختلف مصرف، فریدمن در وارد نمودن نقش انتظارات به نظریه مصرف نقش مهمی داشته و از پول داغ سخن به میان آورده است از تئوری وی در مدل استفاده شده است. تئوری مصرف فریدمن بیان می‌کند که میان دو متغیر مصرف و تورم انتظاری رابطه‌ی گشتاوری زیر برقرار است:

رابطه فوق را می‌توان به‌صورت رگرسیونی زیر نوشت:

$$E(LConsum_t)=\phi E(Linf_t) \quad (۶)$$

$$LConsum_t=\alpha+\phi E(Linf_t)+Lincome_t+\xi_t \quad (۷)$$

متغیر $\phi E(Linf_t)$ غیرقابل مشاهده هست. در چنین شرایطی باید از پراکسی‌ها بجای این متغیر استفاده کرد. استفاده از پراکسی در عوض مزیت قابل‌اندازه‌گیری، دارای عیب خطای اندازه‌گیری نسبت به متغیر اصلی است. به بیان فنی یک پراکسی برای متغیر $\phi E(Linf_t)$ بنام h_t دارای رابطه زیر با این متغیر است:

$$h_t=E(Linf_t)+\varepsilon_t \quad (۸)$$

با قرار دادن این رابطه در (۸) خواهیم داشت:

$$Lconsum_t=\alpha+\phi h_t+Lincome_t+\nu_t \quad (۹)$$

که در آن $\nu_t=-\phi\varepsilon_t+\xi_t$ است. به دلیل ساختار جمله خطای رابطه (۹) نمی‌توان این معادله را با روش حداقل مربعات برآورد کرد زیرا $E(h_t\nu_t)\neq 0$ است. به جهت برآورد سازگار رابطه (۹) باید از روش‌هایی که درون‌زایی متغیرها را لحاظ می‌کنند استفاده کرد. همچنین به دلیل آنکه متغیرهای تحقیق جمعی از مرتبه یک می‌باشند چنانچه رابطه هم انباشتگی میان آن‌ها وجود نداشته باشد از فرم تفاضلی آن‌ها باید استفاده کرد. با توجه به این‌که رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها تایید شده است. فرم ECM مطابق با رابطه (۱۰) را با روش GMM برآورد می‌کنیم. براساس قضیه نمایش گرنجر در صورتی که میان متغیرها رابطه هم‌انباشتگی وجود داشته باشد یک نمایش تصحیح خطا میان متغیرها وجود خواهد داشت. در این مطالعه به دلیل وجود درون‌زایی این رابطه (درون زایی روابط مربوط به انتظارات در فضای اقتصادی ثابت شده است)، تصحیح خطا را با روش GMM تخمین می‌زنیم.

[8] Kalman gain

بر اساس توضیحات قبل مدلی که برای بررسی رابطه میان تورم انتظاری و مصرف در نظر گرفته‌شده است دارای معادله‌ای به شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta Lconsum_t = C_1 + C_2 \Delta Lincome_t + C_3 \Delta Linff_t + C_4 \Delta Linff_{t-1} + C_5 \Delta Lconsum_{t-1} + C_6 Ecl_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

در رابطه فوق به‌جای متغیر تورم انتظاری مقدار به‌دست‌آمده از فیلتر کالمن را به‌عنوان پراکسی جایگذاری کرده‌ایم. همچنین در رابطه فوق Ecl_t ضریب تعدیل یا پسماندهای به‌دست‌آمده از رابطه رگرسیونی زیر میان متغیرهای تحقیق به روش FMOLS است:

$$Lconsum_t = \alpha_1 + \alpha_2 Lincome_t + \alpha_3 Linff_t + \xi_t \quad (۱۱)$$

ویژگی روش FMOLS آن است که در صورت وجود درون‌زایی در میان متغیرها، نسبت به روش حداقل مربعات سازگار و کاراتر خواهد بود. به علت آنکه درون‌زایی مدل‌های حاوی متغیر انتظاری موضوعی روشن است، بدین علت در این تحقیق نیز برای تخمین رابطه بلندمدت میان متغیر و استخراج ضریب تعدیل از روش FMOLS استفاده‌شده است.

جدول ٤. تخمین رابطه بلندمدت میان تورم انتظاری و مصرف با استفاده از روش FMOLS
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 4. long-run estimation of inflation expectation and consumption using FMOLS
Source: Research calculations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
لگاریتم درآمد	۰/۸۹	۰/۱۷	۵/۲۰	۰۶E-۱/۱۲
لگاریتم تورم انتظاری	۰/۰۶	۰/۰۳	۲/۱۴	۰/۰۳
عرض از مبدا	۰/۵۶	۲/۱۵	۰/۲۶	۰/۷۹
متغیر روند	۰/۳۰۰	۰/۰۰۱	۱/۵۱	۰/۱۴
R-squared	۰/۹۸	Mean dependent var		۱۱/۹۳
Adjusted R-squared	۰/۹۸	S.D. dependent var		۰/۳۶
S.E. of regression	۰/۰۶	Sum squared resid		۰/۲۹
Long-run variance	۰/۰۱			

بر اساس نتایج فوق در بلندمدت لگاریتم تورم انتظاری اثری مثبت و معنی‌دار در سطح ۹۵٪ بر لگاریتم مصرف خواهد داشت. کشش مصرف به تورم انتظاری در بلندمدت بر اساس یافته‌های فوق کمتر از یک (۰/۰۶۴۶) است و لذا با یک درصد افزایش در سطح تورم انتظاری حدود ۶ درصد میزان مصرف افزایش خواهد یافت. پس از استخراج ضریب تعدیل از تخمین رابطه (۱۲) مدل تصحیح خطای تصریح‌شده در رابطه (۱۱) را با روش GMM تخمین می‌زنیم. نتایج این تخمین را در جدول ٦ نشان داده‌شده است:

جدول ۵. تخمین به روش GMM
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 5. GMM estimation
Source: Research calculations

Column1	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۴۶	۰/۰۲
C(2)	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۹۱	۰/۳۶
C(3)	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۹۸	۰/۳۳
C(4)	۰/۱۵-	۰/۰۸	۱/۷۱-	۰/۰۹
C(5)	۰/۵۰-	۰/۰۹	۵/۳۱-	۰۷E-۶/۸۰
C(6)	۰/۱۱-	۰/۰۶	۱/۷۱	۰/۰۴
Determinant residual covariance				۰/۰۰۳
J-statistic				۴۵E-۲/۸۰

بر اساس نتایج فوق رابطه میان رشد مصرف و رشد تورم تایید نمی‌شود (ضریب *c(3)*)، همچنین در بلندمدت حدود ۱۰/۹درصد از عدم تعادل میان متغیرها کاهش می‌یابد. همچنین آماره j-statistic نشان‌دهنده اعتبار مناسب ابزارهاست زیرا دارای مقدار بسیار کوچکی است. (متغیرهای ابزاری که در این تحقیق مورداستفاده قرارگرفته است عبارت از وقفه‌های اول و دوم متغیر dlinff و وقفه اول dlconsum و dlincome و حرف d همان عملگر تفاضل اول است)

۳-۵- تشکیل انتظارات تورمی بر اساس انتظارات تطبیقی:

مدل‌های انتظارات تطبیقی مدل‌هایی از نوع زیر هستند

$$lconsum_t=\alpha+\beta_1 lincome_t+\beta_2 linff_t+\varepsilon_t \quad (۱۲)$$

که linff مقدار مورد انتظار متغیر linf در زمان t است. رابطه فوق بیان می‌کند که مخارج مصرفی خانوارها می‌تواند تابعی از تورم مورد انتظار آن‌ها باشد.

رابطه (۱۳) را نمی‌توان به‌طور مستقیم تخمین زد. برای تخمین این معادله نیازمند مکانیسمی هستیم که نحوه شکل‌گیری انتظارات را توضیح دهد. براین اساس مکانیسم انتظارات تطبیقی را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$linff_t-linff_{t-1}=(1-\gamma)(linf_t-linff_{t-1}) \quad (۱۳)$$

رابطه (۱۳) بیان می‌دارد که انتظارات در هر دوره با استفاده از اطلاعات درباره مقدار متغیر انتظاری در دوره پیش تصحیح می‌شود. با استفاده از عملگر وقفه L رابطه (۱۳) را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$linff_t=linff_{t-1}+(1-\gamma)linf_t-(1-\gamma)linff_{t-1} \quad (۱۴)$$

$$linff_t=\gamma linff_{t-1}+(1-\gamma)linf_t$$

$$(1-\gamma L)linff_t=(1-\gamma)linf_t$$

$$linff_t=\frac{(1-\gamma)}{(1-\gamma L)}linf_t$$

با قرار دادن رابطه (۱۴) در رابطه (۱۲) خواهیم داشت:

$$consum_t = \alpha(1-\gamma) + \gamma cosum_{t-1} + \beta_1 lincome_t + \beta_1(1-\gamma) lincome_{t-1} + \beta_2(1-\gamma) linf_t + \vartheta_t \quad (۱۵)$$

بنابراین، مدل نهایی برای بررسی تأثیر انتظارات تطبیقی رابطه (۱۵) خواهد بود.

۴-۵- تخمین و بررسی فرضیه اثر انتظارات تورمی بر مخارج مصرفی بر اساس فرضیه انتظارات تطبیقی

وجود رابطه هم انباشتگی میان متغیرهای این مطالعه نشان‌دهنده آن است که در بلندمدت میانگین و واریانس سیستم شامل آن‌ها مستقل از زمان است. به این منظور با استفاده از تکنیک‌های مربوط به تخمین روابط هم انباشته به برآورد رابطه (۱۵) خواهیم پرداخت. روش Fmols برای تخمین رابطه (۱۵) به دلیل آنکه از تصحیح‌های نا پارامتریک برای رفع خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس استفاده می‌کند و همچنین درون‌زایی منجر به ایجاد مشکل عدم سازگاری نمی‌شود مورداستفاده قرارگرفته است. نتایج حاصل از تخمین رابطه (۱۵) در جدول ٦ نشان داده‌شده است:

جدول ٦. تخمین با استفاده از روش Fmols
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 6. Estimation of using FMOLS approach
Source:Research calculations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
لگاریتم مصرف دوره قبل	۰/۶۲	۰/۴۶	۱۳/۶۵	۱/۱۴E+-۲۴
لگاریتم درآمد	۰/۳۳	۰/۰۴	۸/۲۵	۶/۳۱E-۱۳
لگاریتم درآمد دوره قبل	۰/۱۰	۰/۰۵	۲/۰۶	۰/۰۴
لگاریتم تورم	۰/۰۲	۰/۰۱	۲/۴۴	۰/۰۲
عرض از مبدا	-۰/۹۸	۰/۲۱	-۴/۶۹	۸/۴۷E-۰۶
R-squared	۰/۹۸	Mean dependent var		۱۱/۹۳
Adjusted R-squared	۰/۹۸	S.D. dependent var		۰/۳۶
S.E. of regression	۰/۰۵	Sum squared resid		۰/۲۹
Long-run variance	۰/۰۰۲			

بر اساس یافته‌های تحقیق که در جدول ٦ ارائه شده است تورم انتظاری بر لگاریتم مصرف تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، به‌گونه‌ای که کشش مصرف نسبت به تورم انتظاری ۲ درصد است. به بیانی دیگر یک درصد افزایش تورم انتظاری (که در آن با استفاده از انتظارات تطبیقی انتظارات تورمی برآورد شده است) منجر به افزایش مصرف به میزان دو درصد خواهد شد.

برای مقایسه دو مدل رقیب که متغیر وابسته آنها یکسان است (مصرف) مدلی که دارای ضریب تعیین بیشتری است مدل بهتری ارزیابی میشود. با توجه به توضیحات فوق به این نتیجه می‌رسیم که انتظارات تورمی تطبیقی در مقایسه با انتظارات تورمی عقلایی دارای قدرت توضیح‌دهندگی(R^2) بیش‌تری است.

۶- جمع‌بندی

در تحقیق پیش رو تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. متغیرهای مورد بررسی داده‌های فصلی لگاریتم مصرف، لگاریتم درآمد و لگاریتم تورم هست. کلیه متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند و وجود رابطه هم‌انباشتگی و بلند مدت میان متغیرها نیز مورد تایید واقع شد.

در اقتصاد ایران شکل گیری انتظارات تورمی به صورت عقلایی رابطه مثبت و معناداری با مصرف دارد. تاثیر انتظارات تورمی عقلایی بر مصرف در بلندمدت مثبت و معنی دار است. بدین صورت که با یک درصد افزایش در سطح تورم انتظاری حدود ۶ درصد میزان مصرف افزایش خواهد یافت، در واقع در بلندمدت شکل گیری تورم انتظاری عقلایی بر مصرف تاثیر مثبت خواهد داشت.

در کوتاه مدت نتایج کمی متفاوت خواهد بود. بدین ترتیب که در کوتاه مدت رابطه معنی دار بین انتظارات عقلایی و مصرف وجود ندارد (مقدار احتمال برابر ۰٫۳۲ بوده که حاکی از معنی دار نبودن است). در واقع در کوتاه مدت تورم انتظاری عقلایی تاثیری بر مصرف در ایران ندارد.

همچنین در بلندمدت حدود۱۰٫۹ درصد از عدم تعادل میان متغیرها کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده آن است که چه مقدار از عدم‌تعادل‌ها بین حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصحیح می‌شود.

در اقتصاد ایران انتظارات تورمی به صورت تطبیقی رابطه مثبت و معناداری با مصرف دارند. در مورد تورم انتظاری تطبیقی وجود رابطه مثبت میان تورم انتظاری و مصرف تایید می‌شود، به گونه‌ای که کشش مصرف نسبت به تورم انتظاری ۲ درصد است. به بیانی دیگر یک درصد افزایش تورم انتظاری تطبیقی منجر به افزایش مصرف به میزان ۲ درصد خواهد شد.

در جنبه کاربردی این تحقیق می توان گفت از آن‌جاکه اقتصاد ایران در شرایط رکود تورمی به سر می‌برد:

۱- مدیریت انتظارات تورمی از طریق یک چارچوب ارتباطی کارا با عوامل اقتصادی می‌تواند سیستم قیمت‌گذاری گذشته‌نگر را به آینده‌نگر تبدیل کند و هزینه‌های حقیقی تورم‌زدایی را کاهش دهد.

۲- سیاستگذار باید ترتیبی اتخاذ نماید تا انتظارات تورمی جامعه تشدید نگردد، چرا که این موضوع می تواند از طریق تشدید مصرف و افزایش تقاضای کل خود به تورم دامن زند. سپس در این راستا انتظارات تورمی گسترش می یابد. اتفاقی که در چند سال اخیر مرتب اتفاق افتاده است.

۳- همچنین به دلیل تاثیر تغییرات مصرفی بر تقاضای کل و تاثیر تقاضای کل بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، توجه سیاستگذار پولی و بانک مرکزی در مورد کنترل انتظارات تورمی به دلیل تاثیر مستقیمی که بر مصرف دارد بیش از پیش مورد نیاز است.
در این راستا سیاستگذار در اعمال سیاستهای خود باید مراقب باشد تا انتظارات تورمی را تشدید نکند، بعنوان مثال چه سیاستهایی را اعمال کند (یا نکند) و چه سیاستهایی را اعمال کند (یا نکند) خود بر شکل گیری انتظارات مثبت یا مخرب تورمی نقش دارد. به هر حال در رعایت نکته مزبور می بایست در هر سیاستی از مشاوران اقتصادی خبره نظر بخواهد.

۴- هم چنین سیاست های ضد تورمی که موجب کنترل تورم می شود خود بر انتظارات تورمی تاثیری مطلوب می گذارد و لذا توصیه می شود (بر مبنای مدل مقاله).

در پایان می توان گفت نتایج این تحقیق مطابق نتایج مطالعه بورکه و اوزدگلی (۲۰۱۳)، لوانا و همکاران (۲۰۱۶) و پرمیک (۲۰۱۷) بوده است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Refernce

Abrishami, H. (2009). *Applied Econometrics*. Tehran University Publishing, Second Edition. [In Persian]

Abbasinejad, H. & Tashkini, A. (2013). *Advanced Applied Econometrics*. Noor Elm Publications. [In Persian]

Akhbari, M. & Mohagheghnia, M. (2014). Estimation of a time varying NAIRU for Iran and its Implications for Economic Policy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 4, 11, 123-124. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_11875.html [In Persian]

Bahari, M. (2015). The Impact of Inflation Uncertainty on Inflation and Inflation Expectations in Iran. M.Sc. Thesis. Faculty of Social Sciences. Razi University. [In Persian]

Bernanke, B. (2003). A Perspective on Inflation targeting. *Annual Washington Policy Conference of the National Association of Business Economists*. Washington, D.C

Burke, M. & Ozdagli, A. (2013). Household inflation expectations and consumer spending: Evidence from panel data. Working Papers, 13-25, *Federal Reserve Bank of Boston*, Boston, MA.

Fakhrai, E. & Mansoori, A. (2010). Estimating marginal propensity to consume for income groups on the basis of relative permanent income hypothesis in Iran. *Quietly Journal of Science of Development*, 16(29), 21-39. Available: https://danesh24.um.ac.ir/article_25750.html [In Persian]

Fisher, I. (1930). *The theory of interest rate*. New York, A.M.

Gorji, E. (2005). Evolution in Macroeconomic Analysis. Tehran, *Commercial Publishing Company*. [In Persian]

Hakim, R. & Bustaram, I. (2019). Inflation expectation and consumption in Indonesia. IOP Conf. Series. *Earth and Evvironmental Science*, 243, 012060.

Hosseini, S. & Shokouhi, M. (2015). The Study of factors affecting inflation with emphasis on the role of retrospective and futuristic expectations. *Quarterly Journal of Economic Research*, 15, 17, 228-209. Available: https://ecor.modares.ac.ir/article-18-9786-fa.html [In Persian]

Ichiue, H. & S. Nishiguchi. (2015). Inflation expectations and consumer spending at the zero bound: Micro evidence. *Economic Inquiry, 53* (2), 1086–1107.

Jalaei, A. & Ghasemi, A. & Sattari, O. (2013). Simulation of consumption function and forecast of Iran's consumption up to the horizon of 1404 using genetic algorithm and mass particle optimization algorithm. *Quarterly Journal of Research Economics, 15*(2), 27-47. Available: https://ecor.modares.ac.ir/article-18-5314-fa.html [In Persian]

Ioana, A. & Duca, G. & Reuter A. (2018). Inflation expectations, consumption and the ower bound: micro evidence from a large euro area survey. *European Centeral Bank*, WP No 2196.

Kapetanios,G. & Maule, B. & Young, G.(2016). A new summary measure of inflation expectation. *Economic letters, 149*, 83-85.

Khajeh Roshanai, N. (2010). Study of Relationship Monetary Policies and Economic Fluctuations in Iran (Rational Expectation Frame). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 7*(2), 57-74. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_10651.html [In Persian]

Khezri, M. & Sahabi, B. & Yavari K. & Heidari H. (2015). Time-varying Effects of Inflation Determinants: State-space Models. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 9, 2 (30), 46-25. Available: http://eco.iaufb.ac.ir/article_557907.html [In Persian]

Monjezb, M. (2010). Testing the Expectations Theory of Money Demand Function in Iran. Journal of Economic Policies. 78, 6, 58-47. Available: http://economic.mofidu.ac.ir/article_47828.html [In Persian]

Mumtaz, H. (2010). Volving UK Macroeconomic Dynamics: A Time varying factor Augmented VAR. Bank of England. *working paper*, 386.

Nasresfahani, R. & Yavari, K. (2003). Factors Affecting Inflation in Iran, using VAR. Iranian Economic Research Quarterly, 16, 99-69. Available: https://ijer.atu.ac.ir/article_3861.html [In Persian]

Nayebi, S. (2014). Estimating the consumption function of selected countries using panel data. M.Sc. Thesis, Faculty of Economics, Kharazmi University. [In Persian]

Noferesti, M. (1999). *Unit root and Cointegration tests in econometrics*. Tehran, Rasa Cultural Services Institute Publications. [In Persian]

Phelps, E. (1996). A Review of Unemployment Macroeconomic performance and the labor market. *Journal of economic studies*, 42, 19-36.

Premik, F. & Stanislawska, E. (2017). The impact of inflation expectations on Polish consumers' spending and saving. *NBP Working Paper* 255.

Primiceri, G. (2005). Time varying structural vector auto regression and monetary policy. *Review of economic studies*, 72, 821-852.

Reid, M. (2015). Inflation expectation of the inattentive general public. *Economic modeling*, 46, 157-166.

Romer, C. D. & Romer, D. H. (2013). The missing transmission mechanism in the monetary explanation of the Great Depression. *The American Economic Review*, 103 (3), 66–72.

Sameti, M. Samadi, S. & Ghobadi, S. (2004). The Estimation of the optimal unemployment rate and its comparison with the natural rate. *Journal of Economic Research*, 67, 91-116.

Shahabadi, A. & Salman, Y. & Valencia, A. (2015). The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty with an Emphasis on Rational Expectation in Iran. *Quarterly Journal of Monetary and Financial Economics*, 12, 1-19. Available: https://danesh24.um.ac.ir/article_31041.html [In Persian]

Snowden, B. & Wayne, H. (2005). New Macroeconomics, Translated by: Souri, A. & Khalili Iraqi, M., Samt Publishing, 2013. [In Persian]

Zarei, J. & Ebrahim. I. & Hematy. M. (2019). The Effects of Government Current and Development Expenditures on Private SectorConsumption Expenditures in Business Cycles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 16, 3, 1-31. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_14766.html [In Persian]