

تورم دائمی و تأثیر آن بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران

دکتر ابراهیم هادیان و رضا وهام *

تاریخ وصول: 89/5/25 تاریخ پذیرش: 89/10/6

چکیده:

عکس‌العمل واحدهای اقتصادی در قبال تغییرات منظم و پایدار یک متغیر، با هزینه‌ی کمتر و اطمینان بیشتر صورت می‌گیرد. اما زمانی که این تغییرات به صورت ناپایدار و نامنظم شکل می‌گیرند، شرایط نامطمئنی را ایجاد می‌کنند که تحت این شرایط تصمیمات اقتصادی با مخاطره و هزینه‌ی بیشتری همراه خواهند گردید. از این رو شناسایی روند حرکتی متغیرهای اقتصادی چه به منظور کنترل آنها و چه به منظور تعدیل تأثیر آنها بر سایر متغیرهای اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. تورم و تأثیر آن بر عملکرد اقتصادی از جمله این موضوعات به شمار می‌رود. مطالعات تجربی انجام گرفته در دهه‌های اخیر با تفکیک جزء دائمی و منظم تورم از جزء موقتی و ناپایدار آن به نتایج قابل توجهی دست یافته‌اند که بر اساس آن توانسته‌اند راهنمایی‌های لازم برای سیاستگذاران اقتصادی جهت کنترل تورم و همچنین پیش‌بینی و تعدیل آثار آن بر عملکرد اقتصادی ارائه نمایند. در این مقاله ابتدا با استفاده از روش فیلترینگ کالمن و به کارگیری داده‌های سالیانه بین سال‌های 1384-1340 به تفکیک جزء دائمی و جزء موقت تورم اقدام گردید. سپس در چارچوب مدل $ARDL$ تأثیر هر یک از اجزای تورم بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در دو مقطع کوتاه مدت و بلند مدت مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد که جزء موقتی تورم تنها در کوتاه مدت تقاضا برای سرمایه گذاری را تحت تأثیر منفی قرار می‌دهد. اما افزایش جزء دائمی تورم تنها در بلند مدت سرمایه گذاری بخش خصوصی را کاهش می‌دهد. بر این اساس سیاست‌های پولی و مالی که با هدف گذاری تعدیل تورم طراحی می‌گردند باید به گونه‌ای اعمال شوند که به همراه کنترل تورم، تأثیر جانبی منفی بر عملکرد اقتصادی از جمله تقاضا برای سرمایه گذاری به جای نگذارند.

طبقه‌بندی JEL: D88, E22, C22

واژه‌های کلیدی: اقتصاد ایران، تورم دائمی، تورم و سرمایه گذاری

* به ترتیب، دانشیار و کارشناس ارشد علوم اقتصادی بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

(ehadian@rose.shirazu.ac.ir)

1- مقدمه

تصمیمات اقتصادی از جمله تقاضا برای سرمایه گذاری عمدتاً مبتنی بر اطلاعات واحدهای تصمیم گیرنده از چگونگی روند حرکتی متغیرهای تأثیر گذار می‌باشد. شناسایی رفتار بلند مدت، منظم و پایدار این متغیرها و تفکیک آن از رفتار کوتاه مدت، نامنظم و ناپایدار ضرورت اجتناب ناپذیری برای اتخاذ تصمیمات اقتصادی به شمار می‌رود. وجود اطلاعات کامل در این خصوص، پیامد سیاستگذاری‌ها و تصمیمات اقتصادی را به طور صریح و شفاف نمایان ساخته و موجب می‌گردد تا بنگاه‌های اقتصادی که افق فعالیت آنها به دوره‌های آتی منتهی می‌گردد به راحتی نسبت به حداکثر سازی سود خود اقدام نمایند. اما در مقابل فقدان این اطلاعات شرایط نامطمئنی را به دنبال خواهد داشت که تحت این شرایط، پیامدهایی فرا روی بنگاه‌ها قرار خواهند گرفت که در نتیجه بنگاه‌ها قادر به پیش بینی آنچه که در انتظار آنهاست نبوده و در نتیجه تمایل چندانی برای فعالیت در این شرایط از خود نشان نخواهند داد.

بحث تورم و تأثیر آن بر تقاضا برای سرمایه گذاری از جمله این موضوعات می‌باشد. پژوهشگران اقتصادی با توجه به این واقعیت، پس از تفکیک تورم تحقق یافته به دو بخش دائمی و موقتی به بررسی چگونگی تأثیر هر یک از آنها بر سرمایه گذاری بخش خصوصی پرداخته‌اند.

این نوع مطالعات علاوه بر اینکه مشخص می‌سازند که کدامیک از اجزاء تورم و چگونه سرمایه گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد، راهنمایی برای سیاستگذاران اقتصادی خواهد بود تا در صورت هدف قرار دادن تورم به اثرات جانبی این سیاست‌ها نیز اندیشیده و در تعدیل آثار منفی آن اقدامات لازم را به عمل آورند. به عبارتی دیگر، اگر جزء دائمی تورم تأثیر قابل توجهی بر عملکرد اقتصادی از جمله سرمایه گذاری بخش خصوصی نداشته باشد، آنگاه سیاستگذاران می‌توانند به سادگی با اعمال سیاست‌های مناسب بدون صدمه زدن به رشد اقتصادی نسبت به کنترل هسته‌ی تورم اقدام نمایند. اما اگر تورم دائمی بر این متغیرها تأثیر داشته باشد، در این صورت سیاستگذاران مجبور خواهند بود با اعمال سیاست‌های پولی و مالی به گونه‌ای عمل کنند که علاوه بر کنترل تورم، تأثیر منفی بر اهداف کلان اقتصادی به جای نگذارند.

2- تورم و سرمایه گذاری

مطالعات متعددی به بررسی آثار تورم بر تقاضای سرمایه گذاری در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. اگر چه این مطالعات از مدل‌ها و روش‌های متفاوتی بهره جسته‌اند، اما تقریباً به نتیجه مشابهی دست یافته‌اند. طبق این نتایج به دست آمده، تورم از جمله موانع و عوامل بازدارنده‌ی رشد سرمایه گذاری چه در بخش دولتی و چه در بخش خصوصی می‌باشد. دلایل اقتصادی این یافته را می‌توان به طور خلاصه به صورت زیر برشمرد:

الف. اگر اقتصادی نتواند خود را در مقابل نرخ‌های معین تورم کاملاً تعدیل نماید، اختلال در قیمت‌های نسبی ناشی از تورم تعدیل نشده، عملکرد این اقتصاد را دچار مشکل خواهد ساخت.

با این پیش فرض که واحدهای اقتصادی بر اساس علائمی که توسط قیمت‌های نسبی اعلام می‌گردد، تصمیم به انتخاب بهینه‌ی سطح سرمایه گذاری می‌نمایند، در شرایط تورمی قادر به تصمیم‌گیری مناسب نخواهند بود. بدیهی است پیامد اجتناب ناپذیر چنین شرایطی به تعویق انداختن سرمایه گذاری تا روشن شدن وضعیت اقتصادی خواهد بود.

ب. در کشورهایی که نرخ تورم بالا را تجربه می‌کنند، کنترل نرخ اسمی بهره از جمله سیاست‌های مورد حمایت سیاست‌گذاران به شمار می‌رود. کنترل نرخ اسمی بهره در کنار نرخ تورم نسبتاً بالا، منجر به منفی شدن نرخ حقیقی بهره به همراه نوسانات پیش بینی نشده خواهد گردید. این وضعیت تمایل خانوار برای پس انداز بیشتر را کاهش داده و منابع لازم برای سرمایه گذاری را با محدودیت مواجه خواهد ساخت.

ج. کنترل نرخ اسمی بهره و نوسان در نرخ حقیقی بهره آثار منفی دیگری را هم به دنبال خواهد داشت. از جمله این آثار تخصیص ناکارآمد منابع می‌باشد که در بلند مدت روند سرمایه گذاری را تحت تأثیر منفی قرار خواهد داد.

د. تورم در یک اقتصاد باز و تحت سیستم ارزی کنترل شده منجر به کاهش درجه‌ی رقابت بین المللی از طریق پائین نگذاشتن مصنوعی نرخ ارز (یا بالا نگه داشتن مصنوعی ارزش پول داخلی) می‌گردد. این امر موجب خروج بنگاه‌های تولیدی کشور از بازارهای بین المللی و در نتیجه توقف حیات اقتصادی این بنگاه‌ها خواهد گردید.

۵. ماهیت تورم فارغ از منابع ایجاد آن، نا اطمینانی و مخاطره در فعالیت اقتصادی خصوصاً در بخش‌های تولیدی را افزایش می‌دهد. از آنجایی که سرمایه دارای حرکتی هوشمند بوده و قاعدتاً محلی مناسب و کم خطر را برای فعالیت خویش انتخاب می‌نماید، نتیجه روشن چنین شرایطی فرار سرمایه از بخش‌های تولیدی به بخش‌های دلالی و تقلیل نرخ رشد بلند مدت اقتصادی خواهد بود.

و. تحت شرایط تورمی، سیستم مالیات ستانی دولت نیز دچار مشکل خواهد شد. معمولاً دولت در صدی از درآمد افراد و واحدهای تولیدی را به عنوان مالیات دریافت می‌کند. افزایش نرخ مالیات نمی‌تواند متناسب با نرخ تورم افزایش یابد. افزایش سریع و زیاد نرخ مالیات به منظور پوشش نرخ تورم برای حفظ ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی دولت، آثار اجتماعی زیان باری را به دنبال خواهد داشت. افزایش نرخ مالیات برای تعدیل آثار تورمی، فشار مضاعفی به افراد جامعه وارد خواهد ساخت. این نوع محدودیت برای دولت-هایی که بیشتر به درآمدهای مالیاتی وابسته می‌باشند موجب کاهش سرمایه گذاری توسط دولت خواهد گردید.

بنابراین پیش بینی می‌شود در اقتصاد ایران که با نرخ تورم دو رقمی و پر نوسان روبروست، تقاضا برای سرمایه گذاری تحت تأثیر منفی تورم قرار داشته باشد. با توجه به اینکه رفتار سرمایه گذاری، به دلیل ماهیت این متغیر، در کوتاه مدت و بلند مدت متفاوت می‌باشد، عکس العمل آن در مقابل اجزای تورم (تورم دائمی و تورم موقتی) متفاوت خواهد بود. در نتیجه برای شناسایی چگونگی عکس العمل سرمایه گذاری در بلند مدت و کوتاه مدت نسبت به تغییرات اجزای تورم ضرورت دارد تا اولاً نسبت به تفکیک متغیر تأثیر گذار (یعنی تورم) به دو بخش دائمی و موقتی اقدام گردد و سپس تأثیر هر یک از این اجزاء بر سطح سرمایه گذاری مورد مطالعه قرار گیرد.

3- مفهوم تورم دائمی

از زمانی که شاخصی به نام تورم دائمی یا هسته‌ی تورم مورد استفاده قرار گرفت، تلاش گردید تا مفهوم واحدی برای آن در نظر گرفته شود. این کوشش‌ها در دهه‌های اخیر، با پی بردن به اهمیت این شاخص از جانب پژوهشگران با رشد

چشم گیری همراه بوده است. اما شخصی که برای اولین بار از واژه‌ی هسته‌ی تورم استفاده کرد «اکستین»¹ در سال 1981 بود. او هسته‌ی تورم را به عنوان متغیر تورم انتظاری در منحنی فیلیپس معرفی کرد. در سال‌های اخیر تحقیقات متفاوت و مفیدی در مورد مفهوم تورم دائمی انجام شده است که مشترکات این یافته‌ها را می‌توان به شرح زیر خلاصه نمود:

1) تورم دائمی یک شاخص مناسب برای تبیین روند حرکتی تورم جاری و آتی می‌باشد. با جداسازی اغتشاشات و نوسانات کوتاه مدت از تورم تحقق یافته که به منظور محاسبه تورم دائمی انجام می‌گیرد، در واقع علائم گمراه کننده و تأثیر گذار بر روی روند تورمی جاری و آتی به حداقل خود خواهد رسید. در نتیجه تورم دائمی به عنوان یک شاخص مستقل از نوسانات موقتی و زودگذر می‌تواند معیاری برای پاسخ به این سؤال باشد که آیا سیاستگذاران اقتصادی روش‌های مناسبی برای کنترل تورم و تعدیل آثار جانبی آن اتخاذ نموده اند؟

2) هدف گذاری تورم دائمی یکی از اهداف تعریف شده سیاست‌های پولی می‌باشد، با این پیش فرض که نوسانات گذرا و موقتی در سطح عمومی قیمت‌ها منشأ غیر پولی دارد، می‌توان در اعمال سیاست‌های پولی از آنها چشم پوشی نمود و تنها تورم دائمی را به عنوان مقدار تورمی که حاصل از سیاست‌هایی اعمال شده می‌باشد در نظر گرفت. بر این اساس مسئولان پولی می‌توانند توجه خود را بیشتر به روند پایدار تورم، خصوصاً بحث انتظارات تورمی متمرکز نمایند.

3) تورم دائمی را نباید جایگزین تورم تحقق یافته در نظر گرفت، بلکه به عنوان یک شاخص مکمل برای تورم تحقق یافته محسوب می‌شود.

4- مفهوم تورم موقتی

منظور از تورم موقتی یا پوسته‌ی تورم² همان نوسانات و تغییرات زودگذر در تورم تحقق یافته است که تحت تأثیر عواملی از قبیل تغییرات فصلی، آب و هوا،

¹ Eckstein

² Temporary inflation

اختلالات تقاضا و عرضه به وجود می‌آید³ و در محاسبه‌ی تورم دائمی و پیش‌بینی تورم تحقق یافته نقش مهمی را ایفا نمی‌کند (پیچتی و کان کوک، 2002، ص 9). بنابراین در هر دوره‌ی زمانی تورم تحقق یافته را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$p_t = p_t^c + p_t^e \quad (1)$$

که در آن، p_t نشانگر تورم تحقق یافته، p_t^c نشانگر هسته‌ی تورم و p_t^e نشانگر پوسته‌ی تورم است.

5- روش محاسبه‌ی تورم دائمی

تورم دائمی یک متغیر غیر قابل مشاهده می‌باشد. به دلیل عدم توافق جمعی در تعریف واحدی از تورم دائمی، روش‌های مختلفی برای محاسبه‌ی آن ارائه گردیده است. اما یکی از روش‌هایی که در مطالعات تجربی بیشتر مورد استفاده قرار گرفته است، روش فیلترینگ می‌باشد. در این تحقیق از روش فیلترینگ کالمن⁵ در قالب یک الگوی حالت-فضا برای محاسبه‌ی هسته‌ی تورم در ایران استفاده خواهد شد. الگوی حالت-فضا که به طور مشخص توسط «آکائیک»⁶ در سال 1974 در فیلترینگ سری‌های زمانی تحت یک مدل *ARIMA* به کار گرفته شده است دارای دو مزیت عمده می‌باشد. اول اینکه الگوی حالت-فضا اجازه می‌دهد که متغیرهای غیر قابل مشاهده (که به آن متغیر حالت گفته می‌شود) به همراه سایر اجزاء تخمین زده شوند. دوم اینکه این الگو را می‌توان به وسیله‌ی یک روش عطفی بسیار قوی به نام فیلتر کالمن تخمین زد. فیلتر کالمن علاوه بر محاسبه‌ی مقادیر تابع در دستنمایی، مسیر متغیر حالت را که غیر قابل مشاهده می‌باشد نیز به دست می‌دهد. فیلتر کالمن در ادبیات اقتصادی در مباحث انتظارات عقلایی⁷، مشاهدات مفقود⁸، نظریه‌ی درآمد دائمی⁹، عناصر غیرقابل مشاهده¹⁰ (روند و دوران) در ادوار تجاری و نرخ غیر شتابان بیکاری¹¹ کاربرد دارد. این الگوریتم در محاسبه‌ی دقیق و

³ Freeman

⁴ Picchetti and Kanczuk

⁵ Kalman filter

⁶ Akaike

⁷ Rational expectations

⁸ Missing observations

⁹ Permanent income

¹⁰ Unobservable components

¹¹ Non-accelerating rate of unemployment

و پیش بینی نمونه‌های محدود برای مدل‌های گوسین $ARMA$ ¹² مدل‌های برداری چند متغیره $ARMA$ ¹³ مدل‌های «مارکوف سویچینگ»¹⁴ کاربرد دارد.¹⁵ بر همین اساس سعی شده است تا در این مطالعه از روش مذکور برای محاسبه‌ی تورم دائمی در ایران استفاده شود.

نمایش خطی حالت- فضا برای بردار متغیرهای وابسته $Y_t (n \times 1)$ ، به وسیله‌ی سیستم معادلات زیر مشخص می‌شود:

$$Y_t = C_t + Z_t a_t + e_t \quad (2)$$

$$a_{t+1} = d_t + T_t a_t + n_t$$

که در آن، a_t نشانگر بردار $m \times 1$ از متغیرهای حالت مشاهده نشده، C_t ، Z_t ، d_t و T_t نشانگر بردارها و ماتریس‌های تطبیقی و e_t و n_t نشانگر بردارهایی با توزیع گوس و میانگین صفر است.

همان‌طور که از سیستم معادلاتی (2) مشاهده می‌شود، بردار متغیر حالت به صورت خود توضیح برداری مرتبه‌ی اول در طول زمان فرض شده است. اولین معادله از سیستم معادلاتی فوق را معادلات مشاهدات¹⁶ یا معادلات سیگنال¹⁷ و دومین معادله را معادلات انتقالی¹⁸ یا معادلات حالت¹⁹ می‌نامند. واریانس بردارهای توزیعی e_t و n_t با فرض استقلال سریالی و ساختار واریانس همسانی به صورت معادلات (3) نوشته می‌شوند (راهنمای نرم افزار Eviews5²⁰، 2004، صص 737-738).

$$\Omega_t = \text{var} \begin{bmatrix} e_t \\ n_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H_t & G_t \\ G_t' & Q_t \end{bmatrix} \quad (3)$$

که در آن، H_t نشانگر ماتریس واریانس متقارن $n \times n$ Q_t نشانگر ماتریس واریانس متقارن $m \times m$ و G_t نشانگر ماتریس واریانس متقارن $n \times n$ است.

¹² Gaussian ARMA models

¹³ Multivariate (vector) ARMA models

¹⁴ Markov switching models

¹⁵ Eviews 5 user's guide

¹⁶ Observation equations

¹⁷ Signal equations

¹⁸ Transition equations

¹⁹ State equations

²⁰ Eviews 5 user's guide

6- یک الگوی حالت - فضا برای تورم ایران

رابطه‌ی (1) نشان می‌دهد که تورم کل برابر است با مجموع تورم دائمی و تورم موقتی، که برای تورم دائمی تحت یک مدل گام تصادفی با انحراف²¹ می‌توان رابطه‌ی (4) را نوشت:

$$p_t^c = m_{t-1} + p_{t-1}^c + e_t^c \quad (4)$$

$$e_t^c \approx N(0, s_c^2)$$

m_t مقدار انحراف تورم دائمی را محاسبه می‌کند. خود m_t به وسیله‌ی یک گام تصادفی محاسبه می‌شود:

$$m_t = m_{t-1} + e_t^m \quad (5)$$

$$e_t^m \approx N(0, s_m^2)$$

توجه شود چنانچه مقدار $s_m^2 = 0$ ، آنگاه m_t ثابت در نظر گرفته می‌شود. در نهایت تحت یک مدل "خود توضیح برداری مرتبه‌ی اول" $AR(1)$ تورم موقتی تخمین زده می‌شود:

$$p_t^e = \Phi p_{t-1}^e + e_t^e \quad e_t^e \approx N(0, s_e^2) \quad (6)$$

حال برای تخمین رابطه‌ی فوق، مدل به صورت حالت-فضا نوشته می‌شود. لذا بدین منظور بردار X_t را به عنوان بردار متغیرهای وضعیت غیرقابل مشاهده معرفی می‌کنیم:

$$X_t^T = [p_t^c \quad p_t^e \quad m_t] \quad (7)$$

$$A = [1 \quad 1 \quad 0]$$

$$p_t = AX_t \quad (8)$$

معادله‌ی فوق در واقع شکل ماتریسی رابطه‌ی (1) می‌باشد. بنابر روابط فوق، می‌توان معادلات محاسبه‌ی تورم موقتی، تورم دائمی و نرخ تورم دائمی را به صورت واحد ماتریسی (9) نوشت:

$$e_t = [e_t^c \quad e_t^e \quad e_t^m] \quad (9)$$

²¹ Random walk with drift

$$X_t = BX_{t-1} + e_t$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 \\ 0 & \Phi & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

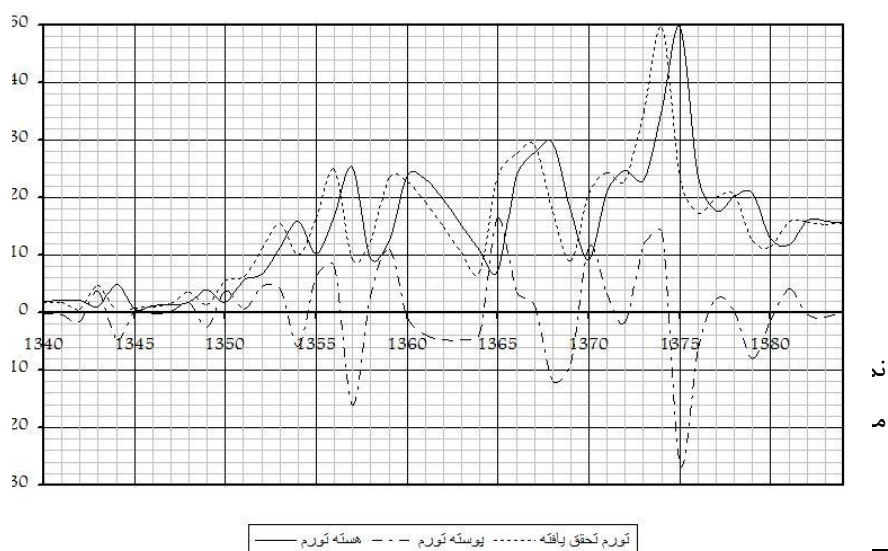
تابع لگاریتم حداکثر درستنمایی مدل فوق برای تخمین را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln L = -N/2 \ln(2\pi) - 1/2 \sum_{t=1}^N \ln |F_t| - 1/2 \sum_{t=1}^N v_t^T F_t^{-1} v_t \quad (10)$$

که در آن، F_t نشانگر ماتریس مربع میانگین خطای پیش بینی، v_t نشانگر خطاهای پیش بینی و N نشانگر حجم نمونه است.

در پایان می توان پارامترهای مدل را با استفاده از فیلتر کالمن تخمین زد (گرلاچ، 2001²²، صص 5-7). نتایج به دست آمده برای اجزای دائمی و موقت تورم از تورم تحقق یافته ایران بر اساس الگوی حالت-فضای برآورد شده به وسیله فیلتر کالمن به صورت رابطه ی (10) می باشد، فقط باید متذکر شد از آنجایی که بر اساس آزمون "دیکی- فولر تعمیم یافته" انجام شده تورم یک متغیر ناپایا است، در این مدل از تفاضل اول آن استفاده شده است.

نمودار 1: مقادیر تورم تحقق یافته، تورم دائمی (هسته ی تورم) و تورم موقت (پوسته ی تورم) در ایران



شده‌اند. مشاهده می‌شود که تورم دائمی، به خوبی توانسته است، روند کلی تورم را توضیح دهد.

منفی بودن تورم موقتی در برخی از سال‌ها مانند سال‌های 57 (وقوع انقلاب)، 68 (پایان جنگ تحمیلی بین ایران و عراق)، 75 و 76 (انتخابات ریاست جمهوری دوم خرداد سال 1376 در ایران) و ... به این معنی است که در واقع اتفاقاتی مثل تغییرات فصلی، مسائل سیاسی، آب و هوا، اختلالات تقاضا و عرضه و ... که در این سال‌ها به وجود آمده‌اند، به گونه‌ای عمل کرده‌اند که باعث مهار تورم شده‌اند. برعکس پوسته‌ی تورم مثبت در سال‌های دیگر مثل 1352 (تکانه‌ی اول نفتی و افزایش چشم گیر قیمت نفت)، 1358 (تکانه‌ی دوم نفتی)، 1359 (آغاز جنگ تحمیلی)، 1373 و 1374 (فرا رسیدن سررسید باز پرداخت بدهی‌های خارجی) نشان دهنده‌ی این است که این اتفاقات به گونه‌ای عمل کرده‌اند که در گسترش تورم نقش داشته‌اند. هر چند این نقش به طور موقتی اعمال شده باشد. اکنون با کمک تفکیک تورم دائمی از تورم موقتی، می‌توان ارزیابی کرد که جزء بلند مدت یا قسمت دائمی تورم و همچنین قسمت موقتی آن چه اثری بر متغیرهای حقیقی به خصوص سرمایه گذاری دارند.

7- بررسی تأثیر اجزای دائمی و موقتی تورم بر سرمایه گذاری خصوصی

بی شک بدون رشد متناسب سرمایه گذاری، دو متغیر کلان حیاتی اقتصاد یعنی تولید و اشتغال در کشور نمی‌تواند به صورت پایداری رشد کنند. تصمیم برای سرمایه گذاری در یک نظام اقتصادی، موضوعی پیچیده است که مطالعات نظری و آماری نیز پیچیدگی آن را تأیید می‌کنند. با عنایت به اهمیت سرمایه گذاری در اقتصاد و تأثیر آن روی متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید و اشتغال، جای تعجب نیست که سیاستگذاران اقتصادی علاقه فراوانی به تبیین رفتار سرمایه گذاری و شناسایی عوامل مؤثر بر آن داشته باشند (حسینی (1380)، صص. 32-33).

سرمایه گذاری عبارتی است که به طور متناوب در بسیاری از زمینه‌ها مثل اقتصاد، مدیریت تجاری،²³ امور مالی و ... به کار برده می‌شود. لذا در چارچوب هر کدام از این علوم سرمایه گذاری دارای تعریف و مفهوم جداگانه‌ای می‌باشد. بر اساس نظریه‌های اقتصادی، سرمایه گذاری به عنوان هر واحد از تولید کالاها که به منظور استفاده در تولیدات آینده مصرف نمی‌گردد، تعریف شده است. به عبارتی، کالاهایی که به طور مستقیم مصرف نمی‌شوند، که چنین کالاهایی را کالاهای سرمایه‌ای می‌نامند. باید توجه کرد که این کالاها فقط برای تولید استفاده می‌شوند. بعضی از این کالاهای سرمایه‌ای شامل تراکتور، دستگاه تراشکاری، کارخانه ریسندگی، ترازو و ... می‌باشند. در اصطلاح درآمد ملی، سرمایه گذاری ناخالص یکی از اجزاء اصلی تولید ناخالص داخلی محسوب می‌شود (فرجی، 1372، ص. 111).

اما از نظر اقتصادی چندین نظریه و تئوری برای تبیین رفتار سرمایه گذاری وجود دارد که از آنها به عنوان تئوری‌های سرمایه گذاری یاد می‌شود. که در این بین می‌توان به تئوری‌هایی مثل، تئوری کلاسیک‌ها، تئوری کینزین‌ها، تئوری شتاب، تئوری شتاب انعطاف پذیر، تئوری q و ... اشاره کرد. تئوری و فرضیه‌ی شتاب انعطاف پذیر با وجود تحلیل و برداشت‌های متفاوتی که از آن صورت گرفته است، در بین فرضیه‌های دیگری که در ادبیات اقتصادی در مورد سرمایه گذاری مطرح است، به طور وسیعی در مدل سازی کلان کشورهای در حال توسعه به کار گرفته شده است. لذا در این مطالعه نیز از این تئوری به عنوان فرضیه پایه‌ای برای بررسی سرمایه گذاری استفاده خواهد شد (حسینی، 1380). بر اساس تئوری شتاب انعطاف پذیر، سرمایه گذاری تابعی مستقیم از سطح تقاضای کل می‌باشد. در حالی که در اصل شتاب ساده سرمایه گذاری تابعی مستقیم و متناسب از تغییرات تقاضای کل است (رحمانی، 1380).

$$I_t = I_k Y_t - I K_{t-1} \quad (11)$$

که در آن، I_t نشانگر سرمایه گذاری خصوصی، Y_t نشانگر تولید ناخالص داخلی، K_{t-1} : موجودی واقعی سرمایه در انتهای دوره‌ی $t-1$ ، I نشانگر ضریب تعدیل و k نشانگر نسبت سرمایه به تولید (مقدار ثابت) است.

²³ Business management

از طرفی نمی‌توان از تأثیر نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری در ادبیات اقتصادی چشم‌پوشی کرد، لذا در این مطالعه از نرخ تورم به عنوان بدیل نرخ بهره استفاده خواهد شد. در مورد اثرات تورم بر سرمایه‌گذاری نظریات متفاوتی ارائه شده است. بعضی از اقتصاد دانان بر این عقیده‌اند که با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها یا تورم، ارزش فعلی افزایش خواهد یافت. بنابراین در همان سطح از نرخ بهره و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، سرمایه‌گذاری روند صعودی خواهد داشت. همچنین افزایش مدام قیمت‌ها، توزیع در آمد را به نفع صاحبان در آمد بالا، تغییر می‌دهد و چون با افزایش در آمد، میل متوسط به مصرف کاهش می‌یابد لذا با افزایش پس انداز گروه در آمد بالا امکان سرمایه‌گذاری بیشتر از طریق تامین اعتبار منابع داخلی فراهم می‌شود.

از طرف دیگر نرخ‌های تورم بالا یکی از شاخص‌های بی‌ثباتی در اقتصاد کلان محسوب می‌شود و می‌تواند به واسطه‌ی این خصوصیت، موجب افزایش ریسک پروژه‌های بلند مدت سرمایه‌گذاری شود. بنابر این عدم اطمینان به منافع و هزینه‌های پروژه‌های اقتصادی را افزایش دهد. با افزایش عدم اطمینان به آینده، سرمایه‌گذاری کاهش یابد (برجیسیان (1377)، صص 34-36). با در نظر گرفتن مطالب ارائه شده در مورد اثرات متفاوت نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری و با توجه به این که هدف، بررسی اثرات تورم بر روی سرمایه‌گذاری خصوصی می‌باشد، همچنان که در ابتدا بیان شد، به نظر می‌رسد دو جزء بلندمدت (هسته) و کوتاه مدت (پوسته) تورم اثرات کاملاً متفاوتی بر روی متغیرهای حقیقی مثل سرمایه‌گذاری داشته باشند، لذا در این تحقیق اثرات این دو جزء تورم تفکیک شده بر روی سرمایه‌گذاری بررسی خواهد شد. لذا تحت دو الگوی متفاوت به صورت زیر عوامل تأثیر گذار برای کشور ایران در این مطالعه مورد بررسی قرار خواهد گرفت:

$$I_t = f(Y_t, p_t^e) \quad (12)$$

و

$$I_t = f(Y_t, p_t^c) \quad (13)$$

p_t^e : تورم موقتی (پوسته‌ی تورم)؛

p_t^c : تورم دائمی (هسته‌ی تورم)؛

8- نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد

نتایج آزمون پایایی متغیرها در این تحقیق بر اساس آزمون "دیکی- فولر" تعمیم یافته" با نه وقفه که بر اساس "معیار شوارتز"²⁴ تعیین شده است، در دو جدول (1)، نتایج آزمون سطح متغیرها و همچنین جدول (2)، نتایج آزمون تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها، قرار گرفته است. لازم به توضیح است که تمامی متغیرها با عرض از مبدا و بدون روند مورد آزمون قرار گرفته‌اند.

جدول 1: آزمون ریشه‌ی واحد بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی 1%	مقادیر بحرانی 5%	مقادیر بحرانی 10%	نتیجه
تورم	-2/35	-3/59	-2/93	-2/6	ناپایا
تورم دائمی	-2/43	-3/59	-2/93	-2/6	ناپایا
تورم موقتی	-7/51	-3/59	-2/93	-2/6	پایا
لگاریتم تولید	-1/65	-3/59	-2/93	-2/6	ناپایا
لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی	-1/87	-3/59	-2/93	-2/6	ناپایا

همان‌طور که از جدول شماره‌ی (1) مشاهده می‌شود، تنها تورم موقتی می‌باشد که بر اساس آزمون "دیکی- فولر تعمیم یافته" با نه وقفه که بر اساس "معیار شوارتز" تعیین شده است، در سطح پایا می‌باشد.

جدول 2: آزمون ریشه‌ی واحد بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی 1%	مقادیر بحرانی 5%	مقادیر بحرانی 10%	نتیجه
تورم	-7/41	-3/59	-2/93	-2/63	پایا
تورم دائمی	-7/41	-3/59	-2/93	-2/63	پایا
لگاریتم تولید	-3/63	-3/59	-2/93	-2/63	پایا
لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی	-5/19	-3/59	-2/93	-2/63	پایا

بنابر جدول (2) نیز متغیرهای تورم، تورم دائمی، تولید ناخالص داخلی و سرمایه گذاری خصوصی $I(1)$ و تورم موقتی $I(0)$ می‌باشند. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که برای بررسی تأثیر اجزای دائمی و موقت تورم بر سرمایه گذاری

²⁴ Schwars criterion

خصوصی و تحلیل روابط باید از مدل "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" استفاده شود.

9- ساختار الگوی بررسی تأثیر تورم موقتی بر سرمایه گذاری

در این تحقیق نیز از یک الگوی $ARDL(1,2,3)$ استفاده شده است، این در حالی است که متغیر وابسته، لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی I و بردار متغیرهای توضیحی یعنی X_t عبارت است از $X_t = \{p_t^e, Y_t\}$ و بردار متغیرهای قطعی شامل $w_t = \{c\}$ می‌باشند. بنابراین مدل پویای به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\Phi(L,1)I_t = \sum_{i=1}^2 b_i(L, q_i)X_{it} + dw_t + e_t \quad (14)$$

$$\Phi(L,1)I_t = C + \sum_{i=0}^2 a_i p_{t-i}^e + \sum_{i=0}^3 b_i Y_{t-i} + e_t \quad (15)$$

که در آن، I نشانگر لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی، p_t^e نشانگر تورم موقتی، Y_t نشانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی و c نشانگر عرض از مبدأ است. نتایج برآورد الگوی پویای "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" جهت بررسی تأثیر تورم موقتی بر سرمایه گذاری در جدول (3) آورده شده است:

جدول 3: نتایج تخمین الگوی پویای

اماره T	انحراف معیار	ضریب	رگرسور
5/76	0/119	0/6872	$I(-1)$
-1/12	0/004	-0/0044	p^e
-0/402	0/0036	-0/0015	$(-1)p^e$
-2/000	0/004	-0/0008	$(-2)p^e$
2/731	0/476	1/2993	Y
0/192	0/844	0/1623	$Y(-1)$
-2/528	0/838	-2/119	$Y(-2)$
2/075	0/479	0/996	$Y(-3)$
-1/063	0/766	-0/8138	C
متغیر وابسته: I			
$0/92 : R^2$		دورین- واتسون : 1/819	

نتایج حاصل از برآورد مدل حکایت از آن دارد که وقفه‌ی متغیر وابسته یعنی لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی اثر معنی داری بر متغیر وابسته دارد. بر اساس ضریب به دست آمده برای این متغیر، رابطه‌ی مستقیمی بین سرمایه گذاری

و وقفه‌ی آن وجود دارد. در تفسیر این مسأله می‌توان گفت که سرمایه گذاری دوره‌ی گذشته می‌تواند از لحاظ مباحث اطمینان و عدم ریسک برای سرمایه گذار، مدرک و دلیل محکمی باشد. لذا در ایران سرمایه گذاران به گذشته سرمایه گذاری در کشور، جهت اقدام به سرمایه گذاری توجه ویژه دارند.

اما متغیر تورم موقتی (پوسته‌ی تورم) و وقفه‌ی اول آن اثر معنی داری بر سرمایه گذاری ندارند. این در حالی است که وقفه‌ی دوم تورم موقتی اثر معنی دار، غیر مستقیم بر سرمایه گذاری دارد. این نتایج نشان می‌دهد که اثر تورم در کشور ایران بیشتر تحت تأثیر نظریه‌ی اقتصاددانانی می‌باشد که اعتقاد دارند نرخ‌های تورم بالا، اغلب به عنوان نشانه‌ی بی‌ثباتی محیط اقتصادی و ناتوانی دولت جهت کنترل سیاست‌های کلان اقتصادی تلقی می‌شود، در نتیجه فعالیت‌های سرمایه گذاری را به طور معکوس تحت تأثیر قرار می‌دهند. همچنین این نتیجه حکایت از آن دارد که توجه سرمایه گذاران بیشتر به گذشته و سابقه‌ی تورمی کشور برای بررسی ثبات اقتصادی آن دارند.

متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی اثر معنی دار و مستقیمی بر سرمایه گذاری داشته و این به معنی آن است که هر گاه بخش حقیقی اقتصاد رشد نماید این امر باعث افزایش سرمایه گذاری شده که مطابق با انتظارات تئوریک تحقیق و به طور خاص اصل تئوری شتاب انعطاف پذیر می‌باشد.

در مورد وقفه‌های تولید ناخالص داخلی همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج متفاوت و متناقضی به دست آمده است که به سادگی قابل دفاع و تفسیر نمی‌باشد.

هر چند که "آماره دوربین - واتسون"²⁵ در این برآورد حاکی از عدم وجود خود همبستگی بین پسماندهای مدل می‌باشد. اما لازم به توضیح است که نتیجه‌ی این آزمون برای مدل‌هایی که در آنها وقفه‌ی متغیر مستقل وجود دارد، قابل اطمینان نمی‌باشد. بنابراین وجود یا عدم وجود خود همبستگی در پسماندهای الگو به وسیله‌ی آزمون LM بررسی شده است. با توجه به آماره‌ی F که برابر است با $0/664$ فرضیه‌ی صفر یعنی عدم وجود خود همبستگی پذیرفته می‌شود. خلاصه نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیص فروض کلاسیک در قسمت بعد آورده شده است.

²⁵ Durbin-Watson statistic

10- تخمین مدل بلند مدت

برای محاسبه ضریب بلند مدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلند مدت مربوط به متغیرهای X از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$q_i = \frac{\hat{b}_i(l, q_i)}{1 - \hat{\Phi}(l, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{ip}}{1 - \hat{\Phi}_1 - \dots - \hat{\Phi}_p}, i = 1, 2, \dots, k \quad (16)$$

حال برای بررسی این که رابطه‌ی بلند مدت حاصل از این روش، کاذب نیست، فرضیه‌ی زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \sum_{i=1}^p \Phi_i - 1 \geq 0 \\ H_1 : \sum_{i=1}^p \Phi_i - 1 < 0 \end{array} \right. \quad (17)$$

فرضیه‌ی صفر بیانگر عدم هم انباشتگی یا رابطه‌ی بلند مدت است، چون شرط آنکه رابطه‌ی پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود، از آنجا که در مطالعه‌ی حاضر تعداد وقفه‌های بهینه‌ی متغیر وابسته یک در نظر گرفته شده است، بنابراین آماره‌ی مورد نظر به صورت رابطه‌ی (18) محاسبه می‌شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{\Phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\Phi}_i}} = \frac{0/687 - 1}{0/119} = -2/63 \quad (18)$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط "بنرجی"،²⁶ دولادو²⁷ و مستر²⁸ در سال 1992 در سطح اطمینان 95% برابر 3/57- می باشد، فرضیه H_0 پذیرفته شده و بنا بر این نتیجه گرفته می شود که رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود ندارد. لذا می توان بیان داشت که متغیر تورم موقتی نیز اثر بلند مدت بر سرمایه گذاری خصوصی بر جا نمی گذارد، این بدان معنی است که سرمایه گذاران خصوصی برای ورود سرمایه خود به بازار در ایران توجهی به نرخهای تورم در بلند مدت نخواهند داشت. از این رو اگر سیاستگذاران در هر زمانی اقدام به کنترل نرخهای تورم بالا در ایران نمایند، به طور حتم در بلند مدت ورود سرمایه گذاران خصوصی در بازار ایران افزایش خواهد یافت.

اما برای اطمینان بیشتر از عدم وجود رابطه بلند مدت، از آزمون دیگری که توسط "پسران و دیگران" در سال 1996 ارائه شد استفاده می شود. بر اساس این آزمون وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیر استاندارد می باشد. "پسران" مقادیر بحرانی مناسب را متناظر تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا خیر محاسبه کردند. آنها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمام متغیرها پایا هستند و دیگری بر این اساس که همگی ناپایا (با یک بار تفاضل گیری پایا شده) هستند. اگر F در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت رد شده و اگر پایین تر از محدوده پایینی قرار گیرد فرضیه صفر مذکور پذیرفته می شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیر قطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند. با توجه به الگوی ارائه شده در این مطالعه شکل تصحیح- خطای مدل $ARDL(1,2,3)$ به صورت رابطه (19) است:

²⁶ Banerjee

²⁷ Dolado

²⁸ Mestre

$$\Phi(L,1)I_t = C + \sum_{i=0}^2 a_i p_{t-i}^e + \sum_{i=0}^3 b_i Y_{t-i} + d_1 I_{t-1} + d_2 p_t^e + d_3 Y_{t-1} + e_t \quad (19)$$

در این شرایط، فرضیه‌ی صفر (عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت) به صورت رابطه‌ی (4-15) تعریف می‌شود:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : d_1 = d_2 = d_3 = 0 \\ H_1 : d_1 \neq 0, d_2 \neq 0, d_3 \neq 0 \end{array} \right\} \quad (20)$$

آماره‌ی F محاسباتی برای آزمون معنی داری تمام ضرایب برابر با $3/124$ به دست می‌آید. حد پایین مقدار بحرانی F در سطح اطمینان 95%، با توجه به جدول "پسران" برابر با $3/793$ و حد بالای مقدار بحرانی برابر با $4/855$ می‌باشد. با توجه به این که مقدار آماره‌ی F کمتر از حد پایین ارزش بحرانی است. بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت را نمی‌توان رد کرد. لذا همان طور که از قبل نتیجه گرفته شد، پوسته‌ی تورم متغیر محرک بلند مدت برای تشریح لگاریتم سرمایه گذاری نیست.

11- ساختار الگوی بررسی تأثیر تورم دائمی (هسته‌ی تورم) بر سرمایه گذاری

در این قسمت نیز از یک الگوی $ARDL(1,2,3)$ استفاده شده است، این در حالی است که متغیر وابسته لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی I و بردار متغیرهای توضیحی یعنی X_t عبارت است از $X_t = \{p_t^c, Y_t\}$ و بردار متغیرهای قطعی شامل $w_t = \{c\}$ می‌باشند. بنابراین مدل پویای به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\Phi(L,1)I_t = \sum_{i=1}^2 b_i(L, q_i) X_{it} + dw_t + e_t \quad (21)$$

$$\Phi(L,1)I_t = C + \sum_{i=0}^2 a_i p_{t-i}^c + \sum_{i=0}^3 b_i Y_{t-i} + e_t \quad (22)$$

که در آن، I نشانگر لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی، p_t^c نشانگر تورم دائمی، Y_t نشانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی و c نشانگر عرض از مبدأ است. نتایج برآورد الگوی پویای "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" جهت بررسی تأثیر تورم دائمی بر سرمایه گذاری در جدول (4) آورده شده است:

جدول 4: نتایج تخمین الگوی پویای تورم دائمی بر سرمایه گذاری

رگرسور	ضریب	آماره T	انحراف معیار	آماره T
$I(-1)$	0/661	4/866	0/136	4/866
p^c	-0/002	-0/448	0/004	-0/448
$(-1) p^c$	-0/0054	-1/059	0/005	-1/059
$(-2) p^c$	0/0054	-1/27	0/004	-1/27
Y	1/4018	2/958	0/474	2/958
$Y(-1)$	-0/0120	-0/014	0/846	-0/014
$Y(-2)$	-2/0064	-2/374	0/845	-2/374
$Y(-3)$	0/9890	1/989	0/497	1/989
C	-1/2062	-1/061	1/136	-1/061
متغیر وابسته: I				
آماره دوربین - واتسون: 1/81		R^2 : 0/92		

نتایج حاصل از برآورد مدل حکایت از آن دارد که وقفه‌ی متغیر وابسته یعنی لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی و متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی همانطور که از قبل انتظار می‌رفت، دارای اثرات مشابه با مدل قبلی می‌باشند. اما متغیر تورم دائمی و وقفه‌ی اول و دوم آن اثر معنی داری بر سرمایه گذاری ندارند. این نیز مطابق با فرضیه‌ها و انتظارات بیان شده می‌باشد. این امر حاکی از عدم تأثیر گذاری تورم دائمی در کوتاه مدت بر سرمایه گذاری می‌باشد. بنا بر این سیاستگذاران می‌توانند، به راحتی و بدون نگرانی از صدمه زدن به سرمایه گذاری در اثر اجرای سیاست‌های پولی خود جهت کنترل تورم، سیاست‌های مورد نظر خود را در این زمینه اعمال نمایند.

12- تخمین مدل بلند مدت

همان‌طور که در مدل قبلی بیان شد، برای بررسی این که وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت، فرضیه‌ی زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \sum_{i=1}^p \Phi_i - 1 \geq 0 \\ H_1 : \sum_{i=1}^p \Phi_i - 1 < 0 \end{array} \right. \quad (23)$$

می‌دانیم فرضیه‌ی صفر بیانگر عدم هم انباشتگی یا رابطه‌ی بلند مدت است، چون شرط آنکه رابطه‌ی پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد

آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود، از آنجا که در این مدل نیز تعداد وقفه‌های بهینه‌ی متغیر وابسته یک در نظر گرفته شده است، بنابراین آماره‌ی مورد نظر به صورت رابطه‌ی (24) محاسبه می‌شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{\Phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\Phi}_i}} = \frac{0/661 - 1}{0/136} = -2/493 \quad (24)$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط "بنرجی، دولادو و مستر" در سطح اطمینان 95% برابر 3/57- می‌باشد، فرضیه‌ی H_0 پذیرفته شده و بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود ندارد. لذا می‌توان بیان داشت که متغیر هسته‌ی تورم نه تنها در کوتاه مدت بلکه در بلند مدت نیز اثری بر سرمایه گذاری خصوصی بر جا نمی‌گذارد.

برای اطمینان بیشتر از عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت، مانند قسمت تورم موقتی از آزمون "پسران و دیگران" استفاده می‌شود. با توجه به الگوی ارائه شده در این مطالعه شکل تصحیح-خطای مدل $ARDL(1,2,3)$ مربوط به تورم دائمی به صورت رابطه‌ی زیر است:

$$\Phi(L,1)I_t = C + \sum_{i=0}^2 a_i p_{t-i}^c + \sum_{i=0}^3 b_i Y_{t-i} + d_1 I_{t-1} + d_2 p_t^c + d_3 Y_{t-1} + e_t \quad (25)$$

در این شرایط، فرضیه‌ی صفر (عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : d_1 = d_2 = d_3 = 0 \\ H_1 : d_1 \neq 0, d_2 \neq 0, d_3 \neq 0 \end{array} \right\} \quad (26)$$

آماره F محاسباتی برای آزمون معنی داری تمام ضرایب برابر با 4/171 به دست می‌آید. حد پایین مقدار بحرانی F در سطح اطمینان 95%، با توجه به جدول "پسران" برابر با 3/793 و حد بالای مقدار بحرانی برابر با 4/855 می‌باشد. با توجه به این که مقدار آماره‌ی F در بین دو حد پایین و بالای ارزش بحرانی قرار دارد. بنابراین برای رد یا قبول فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت باید به آزمون ریشه‌ی واحد تمام متغیرها توجه شود. از آنجایی که تمامی

متغیرهای موجود در این مدل $I(1)$ می‌باشند. بنابراین می‌تواند فقط حد بالای مقدار بحرانی در نظر گرفته شده و با آماره به دست آمده مقایسه نمود. نتیجه‌ی مقایسه‌ی این دو مقدار نشان می‌دهد که مقدار آماره کمتر از حد بالایی است. بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت را نمی‌توان رد کرد. لذا همان طور که از قبل نتیجه گرفته شد، تورم دائمی (هسته‌ی تورم) نیز متغیر محرک بلند مدت برای تشریح لگاریتم سرمایه گذاری نیست.

13- نتیجه گیری و پیشنهادات

یافته‌های حاصل از این تحقیق را به طور کلی می‌توان به شرح زیر خلاصه نمود.

- 1- نتایج حاصل شده از تخمین حالت- فضا به وسیله‌ی فیلتر کالمن جهت تفکیک دو جزء موقت و دائم تورم تحقق یافته برای کشور ایران بین سال‌های 1340 تا 1384 نشان می‌دهد که تورم دائمی (هسته‌ی تورم)، به خوبی توانسته است، روند کلی تورم را توضیح دهد.
- 2- نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه مدت "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" جهت بررسی تأثیر تورم موقتی بر سرمایه گذاری خصوصی حکایت از آن دارد که وقفه متغیر وابسته یعنی لگاریتم سرمایه گذاری خصوصی اثر معنی داری بر متغیر وابسته دارد. بر اساس ضریب به دست آمده برای این متغیر، رابطه‌ی مستقیمی بین سرمایه گذاری و وقفه آن وجود دارد. در تفسیر این مسأله می‌توان گفت که سرمایه گذاری دوره‌ی گذشته می‌تواند از لحاظ مباحث اطمینان و عدم ریسک برای سرمایه گذار، مدرک و دلیل محکمی باشد. لذا در ایران سرمایه گذاران به گذشته سرمایه گذاری در کشور، جهت اقدام به سرمایه گذاری توجه ویژه دارند.
- 3- نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه مدت "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" جهت بررسی تأثیر تورم موقتی بر سرمایه گذاری خصوصی حکایت از آن دارد که متغیر مذکور و وقفه‌ی اول آن اثر معنی داری بر سرمایه گذاری ندارند. این در حالی است که وقفه‌ی دوم آن اثر معنی دار، غیر مستقیم بر سرمایه گذاری دارد. این نتایج نشان می‌دهد که اثر تورم در کشور ایران بیشتر تحت تأثیر نظریه‌ی اقتصاددانانی می‌باشد که اعتقاد دارند، نرخ‌های تورم بالا، اغلب به عنوان نشانه‌ی بی‌ثباتی محیط اقتصادی و ناتوانی دولت جهت کنترل سیاست‌های کلان اقتصادی تلقی می‌شود، در نتیجه فعالیت‌های سرمایه گذاری را به طور معکوس تحت تأثیر

- قرار می‌دهند. همچنین این نتیجه حکایت از آن دارد که توجه سرمایه‌گذاران بیشتر به گذشته و سابقه‌ی تورمی کشور برای بررسی ثبات اقتصادی آن دارند.
- 4- نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه مدت "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" جهت بررسی تأثیر تورم موقتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی حکایت از آن دارد که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی اثر معنی دار و مستقیمی بر سرمایه‌گذاری داشته و این به معنی آن است که هر گاه بخش حقیقی اقتصاد رشد نماید این امر باعث افزایش سرمایه‌گذاری شده که مطابق با انتظارات تئوریک تحقیق و به طور خاص اصل تئوری شتاب انعطاف پذیر می‌باشد.
- 5- نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه مدت "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" جهت بررسی تأثیر تورم موقتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی حکایت از آن دارد که در مورد وقفه‌های تولید ناخالص داخلی همان‌طور که مشاهده شد، نتایج متفاوت و متناقضی به دست آمده است که به سادگی قابل دفاع و تفسیر نمی‌باشد.
- 6- با توجه به انجام دو آزمون "بنرجی، دولادو و مستر" و "پسران و دیگران"، می‌توان بیان داشت که متغیر تورم موقتی اثر بلند مدت بر سرمایه‌گذاری خصوصی بر جا نمی‌گذارد، این بدان معنی است که سرمایه‌گذاران خصوصی برای ورود سرمایه‌ی خود به بازار در ایران توجهی به نرخ‌های تورم در بلند مدت نخواهند داشت.
- 7- نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه مدت "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" جهت بررسی تأثیر تورم دائمی بر سرمایه‌گذاری خصوصی حکایت از آن دارد که وقفه‌ی متغیر وابسته یعنی لگاریتم سرمایه‌گذاری خصوصی و متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی همان‌طور که از قبل انتظار می‌رفت، دارای اثرات مشابه با مدل بررسی تأثیر تورم موقتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی می‌باشند.
- 8- نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه مدت "خود توضیح با وقفه‌های گسترده" جهت بررسی تأثیر تورم دائمی بر سرمایه‌گذاری خصوصی حکایت از آن دارد که متغیر تورم دائمی و وقفه‌ی اول و دوم آن اثر معنی داری بر سرمایه‌گذاری ندارند. این نیز مطابق با فرضیه‌ها و انتظارات بیان شده می‌باشد. این امر حاکی از عدم تأثیر گذاری تورم دائمی در کوتاه مدت بر سرمایه‌گذاری می‌باشد.
- 9- با توجه به انجام دو آزمون "بنرجی، دولادو و مستر" و "پسران و دیگران"، می‌توان بیان داشت که رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگوی بررسی

تأثیر تورم دائمی بر سرمایه گذاری خصوصی وجود ندارد. لذا می توان بیان داشت که متغیر تورم دائمی نه تنها در کوتاه مدت بلکه در بلند مدت نیز اثری بر سرمایه گذاری خصوصی بر جا نمی گذارد.

با توجه به این نتایج به دست آمده پیشنهادات زیر را می توان مد نظر قرار داد.
1- از آنجایی که تورم دائمی به خوبی روند تورم در اقتصاد ایران را توضیح می دهد. پیشنهاد می شود که بانک مرکزی برای اعمال سیاست های پولی خود جهت کنترل تورم نگاه ویژه ای به این متغیر داشته باشد.

2- از آنجایی که متغیر تورم دائمی و وقفه های آن چه در کوتاه مدت و چه در بلند مدت اثر معنی داری بر سرمایه گذاری ندارند. بنابراین پیشنهاد می شود که سیاستگذاران به راحتی و بدون نگرانی از صدمه زدن به سرمایه گذاری در اثر اجرای سیاست های پولی خود جهت کنترل تورم، سیاست های مورد نظر خود را در این زمینه اعمال نمایند.

3- از آنجایی که در ایران سرمایه گذاران به گذشته سرمایه گذاری در کشور، جهت اقدام به سرمایه گذاری توجه ویژه دارند. همچنین در سال های اخیر (1376-1384) سرمایه گذاری خصوصی دارای رشد مثبت بوده است. پیشنهاد می شود که سیاستگذاران با شفاف سازی و تبلیغات بیشتر از طریق رسانه های عمومی این اطلاعات را در اختیار سرمایه گذاران جهت ترغیب بیشتر آنها برای سرمایه گذاری در ایران قرار دهند.

با توجه به عدم توجه سرمایه گذاران خصوصی برای ورود سرمایه خود به بازار در ایران به پوسته تورم در بلند مدت و تمرکز آنها بر وقفه های دوم تورم موقتی، پیشنهاد می شود که سیاستگذاران با کنترل نرخ های تورم، جلوگیری از تأثیر شوک های اقتصادی و غیر اقتصادی بر تورم و کاهش بی ثباتی محیط اقتصادی در ایران راه را برای ورود سرمایه گذاران خصوصی به این بازار هموار نمایند.

فهرست منابع:

- افشاری، زهرا. (1380). برنامه ریزی اقتصادی. انتشارات سمت. تهران.
- امیری، هادی و علی چشمی. (1383). محاسبه هسته تورم. دو فصلنامه جستارهای اقتصادی، سال اول، 1: 127-159.
- برجیسیان، افسانه. (1377). عوامل موثر بر سرمایه گذاری خصوصی در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شیراز.
- پنیدیک، رابرت و دانیل رایبنفلد. (1384). کاربرد *EViews* در اقتصاد سنجی. چاپ اول. ترجمه علیرضا مرادی، تهران: انتشارات جهاد دانشگاهی واحد تهران.
- چشمی، علی. (1384). راهکارهای تورم زدایی، در جهت سرمایه گذاری، اشتغال و قدرت خرید. فصلنامه راهبرد، 35: 203-230.
- حسینی، جواد. (1380). بررسی تأثیر مخارج دولت بر مصرف و سرمایه گذاری بخش خصوصی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شیراز.
- رحمانی، تیمور. (1380). اقتصاد کلان. چاپ ششم. ج 2. تهران: انتشارات برادران.
- فرجی، یوسف. (1372). اقتصاد کلان. تهران: انتشارات کویر.

- Bagliano, F & C. Morana. (2001). Measuring US Core Inflation: A Common Trends Approach. *Journal of Macroeconomics*, 25: 197-212.
- Bagliano, F & C. Morana. (2003). A Common Trends Model of UK Core Inflation. *Empirical Economics*. 28: 157-172.
- Bryan, M.F. & S.G. Cecchetti. (1993). Measuring Core Inflation. NBER Working Paper No. 4303. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Cecchetti, S.G. (1997). Measuring Short-run Inflation for Central Bankers. *Journal of Review*, 79: 25-53.
- Clark, T.E. (2001). Comparing Measures of Core Inflation. Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Eckstein, O. (1981). Core Inflation. New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Fenwick, D. (2004). Core Inflation, Seasonal Adjustment and Measures of the Underlying Trend. *Statistical Journal of the United Nations ECE*, 21: 115-124.
- Freeman, G.D. (1998). Do Core Inflation Measure Help Forecast Inflation. *Journal of Economics Letters*, 58: 143-147.
- Garcia, M. M. (2005). A SVAR Model for Estimating Core Inflation in the Euro Zone. *Journal of Economics Letters*., 12: 149-154.
- Gerlachand, S. & M. Yiu. (2001). Estimating Output Gaps in Asia: A Cross-Country Study. *Journal of Japanese Int. Economies*, 18: 115-136.

- Kapetanios, G. (2004). A Note on Modelling Core Inflation for the UK Using a New Dynamic Factor Estimation Method and a Large Disaggregated Price Index Dataset. *Journal of Economics Letters*, 85: 63-69.
- Picchetti, P. & F. Kanczuk. (2002). An Application of Quah and Vahey's SVAR Methodology for Estimating Core Inflation in Brazil. Universidade de São Paulo - Departamento de Economia Av. Luciano Gualberto, 908, Cidade Universitária.
- Ribba, A. (2003). Permanent-Transitory Decompositions and Traditional Measures of Core Inflation. *Journal of Economics Letters*, 81: 109-116.
- Vega, J. & M.A. Wynne. (2001). A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area. *German Economic Review*, 4(3): 269-306.
- Wynne, M. A. (1999). Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues. European Central Bank Working Paper No. 5.