

برآورد منحنی فیلیپس مرکب کینزین‌های جدید برای اقتصاد ایران

علیرضا عرفانی^۱

ندا سمیعی^۲

فرزانه صادقی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۸/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۸/۱۵

چکیده

رشد مداوم سطح عمومی قیمت‌ها در ایران، حاکی از روند افزایش کلی قیمت‌هاست. پویایی تورم کوتاه‌مدت و تعامل ادواری با متغیرهای واقعی اقتصادی، یک مسأله محوری در اقتصاد کلان و بخصوص در تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی می‌باشد. این مطالعه به بررسی و برآورد منحنی فیلیپس مرکب کینزین‌های جدید در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۹ پرداخته است. متغیرهای اثرگذار بر تورم جاری در این نوع منحنی، تورم آتی، تورم وقفه‌دار و شکاف تولید می‌باشد. در برآورد مقدار شکاف تولید از سه فیلتر کالمن، هدریک-پرسکات و باند-پس استفاده گردیده است. همچنین در مدل‌های مورد استفاده در این بررسی برای سال ۱۳۵۷ مشاهده گردید که شکاف ساختاری مربوط به سال‌های پیروزی انقلاب اسلامی می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که مطابق با دیگر مدل‌های منحنی فیلیپس که وجود اثر و نقش اصلی شکاف تولید بر تورم دوره جاری را تأیید می‌کند، در این مدل نیز در هر سه حالت محاسبه شکاف تولیدی، این متغیر بر تورم جاری اثری معنی‌دار و مثبت دارد که حاکی از اثرگذاری متغیرهای واقعی در بلندمدت در کنار سیاست‌های پولی بر تورم است. همچنین ضریب متغیر تورم انتظاری (آتی) و تورم گذشته معنی‌دار گردید که نشان از این دارد که بنگاه‌ها در تعیین قیمت خود، هم آینده‌نگر و هم، گذشته‌نگر هستند، اما ضریب تورم انتظاری بیشتر از ضریب تورم باوقفه است و بیان می‌کند که بنگاه‌ها در تعیین سطح قیمت جاری خود بیشتر به تورم آتی توجه دارند. آزمون‌های ارزیابی مدل‌های تخمینی، حاکی از صحت و اعتبار برآورد می‌باشد.

واژگان کلیدی: منحنی فیلیپس مرکب کینزین‌های جدید، شکاف تولید، فیلتر کالمن، فیلتر

هودریک-پرسکات، فیلتر باند-پس

طبقه‌بندی JEL: E12, E32, C32, C53

1. Erfani88@gmail.com

2. nedasamiei@gmail.com

3. Farzaneh.sadeqi@gmail.com

۱. دانشیار و عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه سمنان

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سمنان

۱. مقدمه

در میان موضوعات اصلی اقتصاد کلان، مطالعه پویایی‌های کوتاه مدت و بلندمدت تورم، یک موضوع اصلی در اقتصاد کلان می‌باشد. با بررسی روند کلی قیمت‌ها در ایران در سال‌های اخیر، رشد مداوم سطح عمومی قیمت‌ها به وضوح دیده می‌شود. شرایط تورمی، بسیاری از متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بنابراین بررسی عوامل و متغیرهای تأثیرگذار بر تورم، از اهمیت خاصی برخوردار است. رابطه بین تورم و متغیرهای واقعی از اهمیت تعیین‌کننده برای درک اثرات سیاست پولی بر تورم برخوردار می‌باشد و از زمان‌های قدیم تاکنون تاکنون توجه بسیاری از کارهای تئوریک اقتصاد کلان بوده است. تورم از یک طرف موجب تحمیل هزینه‌های رفاهی از طریق کاهش ارزش دارایی‌های مالی مردم شده، و از طرف دیگر با ایجاد نا اطمینانی در تصمیم‌گیری مؤسسات برای سرمایه‌گذاری و ایجاد هزینه‌های دیگر مانند فهرست بها^۱، به تولید زیان وارد می‌نماید. مشکلات و موانع ایجاد شده توسط دو پدیده تورم و بیکاری، دانشمندان علوم مختلف از جمله محققان و سیاستگذاران اقتصادی را به چاره‌اندیشی جهت رفع و یا کاهش اثرات آنها واداشته است. در این میان می‌توان به مطالعات انجام شده در زمینه رابطه تورم و بیکاری اشاره کرد.

فیلیپس (Phillips 1958) اقتصاددان انگلیسی اولین کسی بود که یک رابطه منسجم بین این دو پدیده به دست آورد که به سرعت مورد توجه محافل آکادمیک و سیاستگذاری قرار گرفت.

در دهه‌های اخیر، علاقه زیادی به سمت منحنی فیلیپس ایجاد شده است. در سال‌های اخیر، اعتبار تجربی از پایه‌های اقتصاد خرد از منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید (NKPC) با انتظارات عقلایی، توجه زیادی از هر دو گروه سیاستگذاران و محققان دانشگاهی را به این نوع موضوعات به خود جلب کرده است. همچنین، نوعی اجماع پدید آمده است، که به طور کلی به اقتصاد کلان کینزی جدید اشاره دارد، که اصول کینز (رقابت ناقص، انعطاف ناپذیری اسمی) را در یک چارچوب تعادل عمومی پویا که به طور سنتی در ادبیات واقعی چرخه کسب و کار استفاده می‌شود، ادغام می‌کند (Henzel and Wollmershaeuser, 2006).

در طول این مدت، منحنی فیلیپس دستخوش تغییرات زیادی شده که مدل تصریح شده آن در سال‌های اخیر، منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید می‌باشد. ویژگی منحنی این است که به طور روشن از یک مدل بهینه‌سازی قیمت به دست آمده، با این فرض که شرایط حاکم رقابت انحصاری و منحنی تقاضا دارای کشش ثابت است.

نقطه شروع ادبیات کینزین‌های جدید در ابتدا مربوط به تحقیق جهت ارائه مدل‌های متقاعدکننده

1. Menu Cost

در علم اقتصاد، فهرست بها هزینه ناشی از تغییر قیمت برای یک شرکت است.

برای تبیین چسبندگی دستمزد و قیمت بر مبنای رفتار بهینه سازی و انتظارات عقلایی بوده و در حقیقت، اقتصاد کینزین‌های جدید در واکنش به بحران تئوریک اقتصاد کینزی توسعه یافته و تفاوت اساسی بین مدل‌های کلاسیک‌های جدید و کینزین‌های جدید، ناشی از توجه به چگونگی تعیین قیمت است. مدل‌های کلاسیکی جدید بر کارگزاران قیمت پذیر تأکید دارند، اما مدل‌های کینزی، بنگاه‌های انحصاری قیمت گذار - و نه بنگاه‌های کاملاً رقابتی - را در نظر می‌گیرند. اقتصاددانان کینزی جدید وارد یک دنیای تئوریک جدیدی می‌شوند که مشخصه‌های آن عبارتند از: رقابت ناقص^۱، بازارهای ناقص^۲، نیروی کار ناهمگن، اطلاعات نامتقارن^۳ و کارگرانی که غالباً علاقمند با انصاف^۴ هستند. اگر به این دنیای کلان واقعی از منظر کینزین‌های جدید توجه شود، ویژگی آن، شکست هماهنگی^۵ می‌باشد (رحمانی و امیری، ۱۳۹۰).

چارچوب مقاله پیش رو شامل پنج بخش می‌باشد. در بخش دوم، مروری بر پیشینه تحقیق ارائه می‌شود و مطالعات صورت گرفته داخلی و خارجی در زمینه منحنی فیلیپس نیوکینزین ها مطرح می‌گردد. در بخش سوم، مبانی نظری بیان می‌شود که شامل زیر بخش‌هایی همچون توصیف داده‌ها، معرفی فیلترهای مناسب برای برآورد تولید ناخالص داخلی بالقوه و به تبع شکاف تولیدی و تصریح مدل می‌باشد. در بخش چهارم، نتایج حاصل از برآورد مدل‌های مورد استفاده در این مقاله و آزمون - های ارزیابی مدل‌های تخمینی ارائه می‌گردد و در انتها، نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

۲. منحنی فیلیپس مرکب کینزین‌های جدید

ماهیت پویایی‌های تورم مسلماً از ویژگی‌های متمایز الگوی کینزین‌های جدید می‌باشد که این مورد در قالب منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید بیان شده است و براساس مدل تعیین قیمت بر اساس انعطاف ناپذیری اسمی کالوو (Calvo 1983) می‌باشد و نرخ تورم جاری به عنوان تابعی از نرخ تورم مورد انتظار در آینده و همچنین اندازه ای از هزینه‌های نهایی واقعی شرکت‌ها بیان شده است. یافته‌های تجربی برای به کارگیری و استفاده از منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید تشویق کننده است (Henzel and Wollmershaeuser, 2006).

یک تفسیر مدرن تر از وجود وقفه تورم در منحنی فیلیپس از انتظارات عقلایی، مدل‌های قرارداری تیلور (Taylor 1980) و کالوو (Calvo 1983) ناشی می‌شود.

1. Imperfect Competition
2. Incomplete Markets
3. Asymmetric Information
4. Fairness
5. Coordination Failure

همان طور که توسط رابرتز (Roberts, 1995) نشان داده شده است، این مدل‌ها اشاره به منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید دارد که در آن، نرخ تورم جاری شامل یک مؤلفه آینده‌نگر می‌باشد:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma x_t \quad (1)$$

که در آن، $E_t \pi_{t+1}$ نشان دهنده تورم وقفه‌دار آینده‌نگر (انتظاری) و x_t معیاری از مازاد تقاضا (مانند شکاف تولید و نرخ بیکاری) می‌باشد. این مدل، تفسیر مختلفی از رابطه کاهشی بین ارزش فعلی تورم و وقفه آن را فراهم می‌کند. به نظر می‌رسد که تنها تورم وقفه‌دار مهم باشد، به دلیل آنکه با انتظار منطقی از نرخ تورم دوره بعد در ارتباط است. اگر چه در ظاهر مشابه منحنی فیلیپس سنتی است، اما منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید، حامل مفاهیم بسیار متفاوت برای موضوعات عملی به عنوان هدایت بهینه سیاست‌های پولی و هزینه‌های تورم زدایی است (Rudd and Whelan, 2001). اخیراً مدل هیبریدی NKPC با ترکیب هر دو متغیر نرخ تورم مورد انتظار و تورم وقفه‌دار، توسعه یافته که در قسمت مبانی نظری به تفسیر آن پرداخته شده است.

۳. پیشینه تحقیق

اپل و جانسون (Apel and Jonson 1998) روش جدیدی برای تخمین تولید بالقوه و میزان بیکاری تورم غیرافزایشی (NIIRU) پیشنهاد کرده‌اند. آنها با استفاده از معیار فیلتر کالمن، شیوه‌ای را جهت محاسبه همزمان تولید بالقوه و میزان بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده (NAIRU) با توجه به قانون اوکان و منحنی فیلیپس افزوده پیشنهاد داده‌اند. بدین منظور از روش حداکثر درست‌نمایی و معیار فیلتر کالمن بهره برده‌اند. به این صورت که، فیلتر کالمن با توجه به مجموعه مشخصی از شاخص‌های مدل و مقادیر اولیه، یک دسته از پیش‌بینی‌های بهینه شرطی را برای متغیرهای قابل مشاهده ارائه می‌دهد و خطاهای پیش‌بینی نیز در روش معمول حداکثر درست‌نمایی به منظور یافتن مجموعه بهینه‌ای از شاخص‌ها و تخمین‌های مشابهی از اجزای غیر قابل مشاهده می‌شود.

اپل و جانسون (Apel and Jonson 1999) در مقاله‌ای ضمن بررسی رابطه تورم و بیکاری، سیستم معادلاتی را برای برآورد سیستمی تولید بالقوه و میزان تورم غیرافزایشی معرفی کرده‌اند.

گرون، پاگان و تامسون (Gruen, Pagan and Thompson 1999) نیز در مطالعه‌ای، منحنی فیلیپس را در استرالیا بررسی کرده‌اند. آنان نوع توسعه‌یافته فیلیپس را در استرالیا بیش از چهار سال از اولین برآورد فیلیپس، با استفاده از اطلاعات استرالیا، مورد بحث قرار داده‌اند. در این مطالعه، رابطه مبادله کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تورم و بیکاری و سطح تغییر در میزان بیکاری تورم غیرافزایشی بویژه در دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی جدا از هم بررسی شده است. آنها منحنی فیلیپس را با در نظر گرفتن قیمت‌ها و هزینه‌های هر واحد نیروی کار در استرالیا در سه دهه گذشته برآورد کرده‌اند.

گالی و گرتر (Gali and Gertler 1999) منحنی فیلیپس مرکب^۱ کینزین‌های جدید را در دوره Q4 ۱۹۹۷ - Q1 ۱۹۶۰، با استفاده از رویکرد GMM، برای کشور آمریکا تخمین زده‌اند. ابزارهایی که برای تخمین با استفاده از روش GMM استفاده شده است، عبارتند از: ۴ وقفه از تورم، ۴ وقفه از سهم درآمدی نیروی کار، ۴ وقفه از شکاف تولید، ۴ وقفه از تفاوت نرخ بهره‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت، ۴ وقفه از تورم ناشی از دستمزد، ۴ وقفه از تورم ناشی از قیمت مواد اولیه و فلزات. در نهایت، آنها یک تخمین ۱۲ وقفه‌ای Newey-West از ماتریس کواریانس را برای به دست آوردن خطاهای استاندارد پارامترهای مدل استفاده کرده‌اند. نتایج نهایی حاصل از این کار تجربی برای کشور آمریکا به این صورت است: الف) مدل به طور آماری معنادار می‌باشد؛ ب) بنگاه‌ها در تنظیم قیمت به ملاحظات آینده‌نگر بیشتر از ملاحظات گذشته‌نگر توجه می‌کنند. سریجو (Serju 2006) در مطالعه‌ای تحت عنوان «تخمین تابع تولید بالقوه برای جامائیکا» با محوریت روش SVAR به بررسی عوامل مؤثر بر تورم آن کشور پرداخته است. این مقاله از روش چند متغیره، با محدودیت بلندمدت که توسط بلانچارد و کواه (Blanchard and Quah 1989) پیشنهاد شده، به منظور برآورد تولید بالقوه و شکاف تولید برای جامائیکا استفاده کرده است. مزیت این روش این است که تحلیل‌های سری زمانی برپایه تئوری‌های اقتصادی‌اند. این مقاله، همچنین سری معادلات منحنی فیلیپس را که در آن از شکاف تولیدی که به وسیله چهار روش (هادریک-پرسکات، باند-پس، زمانی خطی و SVAR به صورت جداگانه تخمین زده شده، را برآورد می‌کند. در این معادلات، به وسیله شکاف تولید، فشارهای تورمی اقتصاد برآورد می‌گردد. دقت چهار مقدار اندازه‌گیری شده شکاف تولید در پیش‌بینی تورم به وسیله منحنی فیلیپس آزمون شد. به دنبال کاری که آلن و رابینسون (Allen and Robinson 2004) انجام داده اند، تورم به صورت منحنی آینده‌نگر در اقتصاد باز به صورت زیر مدل سازی شده:

$$\pi_t = \beta_1 E_t \pi_{t+1} + \beta_2 (L) \text{gap}_t + \beta_3 (L) \Delta L e r_t \quad (2)$$

که در آن، π_t نرخ تورم، $E_t \pi_{t+1}$ تورم انتظاری و β_2 ضریب هر یک از شکاف‌های تولیدی بوده که در معادله استفاده شده است و نرخ برابری ارز جامائیکا در برابر دلار آمریکا و L نیز عملگر وقفه می‌باشد که در آن، تورم تحت تأثیر نرخ تورم انتظاری آتی، شکاف تولیدی و تغییرات نرخ ارز اسمی قرار دارد و این معادله برای هر یک از مقادیر شکاف تولیدی با استفاده از تکنیک GMM برآورد گردیده است. ضریب شکاف تولید برای تکنیک‌های روند خطی و SVAR مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است.

نتایج نشان می‌دهد که شکاف محاسبه شده از مدل‌های هادریک-پرسکات و باند-پس، از لحاظ

آماري، اطلاعات کافي براي توضيح تورم با هر سطح منطقي از دقت را ارائه نمي‌کند. مقايسه دقت پيش‌بيني چهار مدل نشان مي‌دهد مدل‌هاي روند زماني و SVAR از قدرت پيش‌بيني بالاتري برخوردارند.

مهرا (Mehra 2004) در مطالعه‌اي تحت عنوان «شکاف توليد، تورم انتظاري آتي و پويايي‌هاي تورم: نگاهی ديگر به بررسي عوامل مؤثر بر تورم»، پرداخته است. اين مقاله شواهدی را ارائه می‌دهد که نشان می‌دهد ورود شوک‌های عرضه در الگوی ترکیبی مذکور، اثرات معنی‌داری دارد. الگوی اصلی این تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

$$\pi_t = w^b \alpha(L) \pi_{t+1} + W^f E_t \pi_{t+1} + b y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

در این معادله، تورم جاری تابعی از شکاف توليدي دوره جاری، تورم وقفه‌دار و تورم آتی است و می‌توان با مقايسه ضرایب تخمینی برای نرخ‌های تورم با وقفه و تورم آتی، این موضوع را به عنوان اهمیت نسبی هر یک از متغیرهای گذشته‌نگر و آینده‌نگر تورمی این معادله، در توضیح تورم دوره جاری تفسیر نمود.

این مقاله دو ویرایش از الگوی ترکیبی را که در برگیرنده شوک‌های عرضه و تورم باوقفه است، مورد تخمین قرار می‌دهد. در الگوهای مورد تخمین قرار گرفته مزبور، ضریب تخمینی شکاف توليد، علامتی صحیح (موافق الگو) و معنی‌دار و ضریب تخمینی برای تورم انتظاري آتی از نظر مقداری کوچک بوده و از نظر آماری نیز از صفر متفاوت نبوده و به علاوه، ضریب تخمینی تورم باوقفه به میزان معنی‌داری از ضریب تورم آتی بزرگتر بوده که این امر حاکی است که تورم باوقفه، مهمترین عامل تعیین کننده تورم جاری است. همچنین فرضیه صفر مبنی بر آنکه ضریب تخمینی برای تورم وقفه‌دار معادل یک است رد نمی‌شود، مشروط بر آنکه مبنای الگوی ترکیبی مورد تخمین، معادله فیلیپس سنتی باشد که در آن، تورم به تغییرات شکاف توليد نیز واکنش نشان نمی‌دهد.

این نتیجه استفاده از منحنی فیلیپس سنتی را تأیید می‌نماید. در مجموع نتایج کار تجربی مقاله حاکی از آن است که تورم انتظاري عامل تعیین کننده مهمی برای تورم آتی محسوب نمی‌شود.

در پژوهش‌های داخلی نیز بررسی‌هایی صورت گرفته که می‌توان به رساله دکتری متقی (۱۳۷۷) که در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۵، تبادل نرخ تورم و توليد و آزمون میزان طبیعی بیکاری و بیکاری تورم غیر افزایشی (NIIRU) را در ایران بررسی کرده است، اشاره کرد. هدف از این رساله، آزمون شکل تبعی منحنی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بیکاری و میزان بیکاری تورم غیرافزایشی بوده است. وی در این تحقیق مدل‌های خطی و غیر خطی را بررسی کرده و در نهایت، مدل‌های خطی را مناسب تشخیص داده و به منظور به دست آوردن تخمین‌های دقیق از میزان بیکاری تورم غیرافزایشی، از روش حداکثر درست‌نمایی و فیلتر کالمن، استفاده کرده است. همچنین عنوان شده که در حالت کلی، در منحنی

خطی فیلیپس بین میزان طبیعی بیکاری و نرخ بیکاری تورم غیرافزایشی تفاوتی وجود ندارد. بنابراین در ایران، مقدار متوسط بیکاری تورم غیرافزایشی همان نرخ طبیعی بیکاری است.

کاظم زاده (۱۳۷۹)، در تحقیق خود نشان می‌دهد که رابطه کوتاه‌مدت و معکوس بین تورم و بیکاری وجود دارد. همچنین فرضیه میزان طبیعی بیکاری با استفاده از روش همگرایی تأیید می‌شود که مقدار آن بالا و در حدود $7/6$ درصد برآورد شده است. افزون بر این، با توجه به آزمون انگل-گرنجر و یوهانسون، رابطه بلندمدت بین تورم و بیکاری وجود ندارد که این امر حاکی از پذیرش میزان بیکاری طبیعی در ایران می‌باشد.

موسوی محسنی و سعیدی فر (۱۳۸۵) در مقاله‌ای تحت عنوان منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در ایران، با استفاده از یک نظام معادله‌ای نزدیک به VAR که بر مبنای روش شناسی اجزای غیر قابل مشاهده قرار داشته و با استفاده از روش SUR برآورد شده، به بررسی اثرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد ضرایب، یک رابطه معکوس دائمی بین تورم و بیکاری را مشخص می‌کند که نشان از تأثیرگذاری سیاست پولی، هم در کوتاه‌مدت و هم، در بلندمدت در اقتصاد ایران دارد. این نتیجه به نوعی پیامدهای سیاستگذاری پولی در اقتصاد ایران را ترسیم می‌کند. در این مقاله، برای محاسبه متغیرهای غیرقابل مشاهده از روش فیلتر هادریک-پروسکات استفاده شده است.

گرچی و فولادی (۱۳۸۷) به بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید برای اقتصاد ایران پرداخته و در کنار بررسی تاریخی منحنی فیلیپس، مدل کینزین‌های جدید را مورد آزمون قرار داده اند که نشان می‌دهد که میان تورم و بیکاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه و تعامل وجود دارد، ولی این ارتباط در بلندمدت ضعیف‌تر از کوتاه‌مدت است که حاکی از اثرگذاری سیاست‌های طرف تقاضا در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. در این بررسی، از آمارهای سالانه برای اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۳۸ بهره برداری و برای برآورد نرخ تورم انتظاری و نرخ بیکاری طبیعی که متغیرهایی غیرقابل مشاهده هستند، از فیلتر هادریک-پروسکات استفاده شده است. این فیلتر یک فیلتر خطی دوطرفه در طول زمان می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرهای مدل نامانا بوده و استفاده از مفهوم همجمعی روش OLS برای متغیرهای نامانا مناسب است.

جلالی و شیرافکن (۱۳۸۸) در مقاله‌ای به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر نرخ بیکاری از طریق منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در اقتصاد ایران پرداختند. در این مقاله تأثیر سیاست‌های پولی انبساطی بر میزان بیکاری طبیعی و بیکاری همراه با تورم غیرافزایشی (NAIRU) با توجه به منحنی فیلیپس (نیوکلاسیک‌ها و نیوکینزین‌ها) بررسی گردیده و از روش سری زمانی مبنی بر تکنیک VAR و روش‌های ساختاری مبنی بر تکنیک OLS و به منظور تعیین مقادیر غیرقابل مشاهده نرخ تورم

انتظاری، میزان بیکاری طبیعی و تولید بالقوه از فیلتر هادریک- پرسکات استفاده شده و نتایج تخمین در این مقاله، وجود تبادل بین بیکاری و تورم را در اقتصاد ایران تأیید می‌کند، به این مفهوم که منحنی فیلیپس با توجه به هر دو فرض انتظارات عقلایی و انتظارات تطبیقی برای اقتصاد ایران، هم در بلندمدت و هم، در کوتاه‌مدت نزولی و لذا اعمال سیاست پولی انبساطی در هر دو دوره بر متغیرهای واقعی اقتصاد اثرگذار است، به این صورت که هر سیاستی از جانب دولت به منظور کاهش بیکاری در نظر گرفته شود، به افزایش تورم منجر می‌گردد.

مهرابی بشرآبادی، شرافتمند و باغستانی (۱۳۸۹) در مقاله خود با عنوان «بررسی تأثیر شوک‌های نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم در ایران»، به تأثیر شوک‌های نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک- پرسکات و فیلتر کالمن جهت تجزیه شوک‌های نرخ ارز و شکاف تولید طی دوره ۱۳۸۶:۴-۱۳۶۷:۱ در قالب آزمون جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری پرداخته‌اند. آنها در بررسی خود نشان دادند که شوک‌های مثبت نرخ ارز، تأثیر منفی و شوک‌های منفی نرخ ارز، تأثیر مثبت (تقارن شوک‌ها) بر تورم دارند و پایداری تورم در بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت به نرخ ارز وابسته و همچنین، شکاف تولید ناخالص داخلی و حجم پول بر تورم تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. از این رو، اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب می‌تواند یکی از راه‌های کنترل تورم در ایران باشد.

۴. مبانی نظری

۴-۱. داده‌ها

به منظور برآورد مدل نئوکینزین‌های جدید مفروض در این مقاله، داده‌های مربوط به متغیرهای نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ از بانک سری‌های زمانی موجود در سایت بانک مرکزی و برای محاسبه تولید ناخالص داخلی واقعی از سه فیلتر کالمن، فیلتر هادریک- پرسکات و فیلتر باند- پس بهره گرفته شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، شکاف تولید که تفاضل تولید ناخالص واقعی از تولید ناخالص داخلی بالقوه می‌باشد، محاسبه گردید. همچنین برای برآورد داده‌های مربوط به نرخ تورم انتظاری که در فیلیپس کینزین‌های جدید طبق الگوی انتظارات عقلایی شکل می‌گیرد، از فیلتر هادریک- پرسکات که یک فیلتر خطی دو طرفه در طول زمان می‌باشد، استفاده شده است. تمام داده‌های مورد استفاده در این مقاله به صورت لگاریتمی می‌باشد.

۴-۲. پالایه کالمن^۱

پالایه کالمن در سال ۱۹۶۰ توسط کالمن در ادبیات مهندسی وارد شد و پس از آن وارد مباحث

اقتصادی گردید. پالایه کالمن، یک روش بازگشتی برای پیش‌بینی‌های بهینه از متغیرهای غیر قابل 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 (MSE) فراهم می‌کند.^۱ لذا در مدل‌های فضا-حالت، پیش‌بینی‌ها برای زمان t مشروط به استفاده از تمامی اطلاعات موجود در زمان $(t-1)$ صورت می‌گیرد.

از آنجا که نظریه‌های اقتصادی شامل متغیرهای غیر قابل مشاهده‌ای همچون درآمد دائمی، انتظارات، نرخ بهره واقعی انتظاری، تولید بالقوه، دستمزد شرطی و شوک‌های طرف عرضه و تقاضا بوده، مدل‌های وضعیت-حالت که توانایی گنجاندن این متغیرها را در مدل دارا می‌باشند، از توانایی کاربردی وسیع در مباحث اقتصادی برخوردارند. همچنین در مدل‌هایی که در آنها پارامترهای مدل در طول زمان در حال تغییرند نیز استفاده می‌کنند (کاوند و باقری، ۱۳۸۶).

۳-۴. پالایه هودریک و پروسکات^۲ (HP)

این روش، یک روش تک معادله‌ای است که در سال ۱۹۸۹ توسط هودریک و پرسکات معرفی شد و از شهرت بیشتری برخوردار می‌باشد. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان تکانه‌های مشاهده شده را به اجزای دائمی (عرضه) و موقتی (تقاضا) تفکیک کرد. برای فیلتر یک متغیره، تنها تفاوت مشخص بین تکانه عرضه و تقاضا، دائمی و موقتی بودن اثرات آن می‌باشد. تکانه عرضه، اثرات دائمی بر متغیر واقعی مورد استفاده دارد؛ در حالی که تکانه تقاضا صرفاً اثرات موقتی دارد. فیلتر هدریک-پروسکات (HP فیلتر) یک روش بسیار رایج برای برآورد تولید بالقوه است. روند تولید با به حداقل رساندن ترکیبی از شکاف بین تولید واقعی و روند تولید و نرخ رشد روند تولید، به دست می‌آید. هدریک-پروسکات در سال ۱۹۹۷ رابطه زیر را برای محاسبه شکاف GDP پیشنهاد کردند:

$$\min \sum_{t=0}^T (y_t - y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^T - y_t^T) - (y_t^T - y_{t-1}^T)]^2 \quad (4)$$

که در آن، y_t^T لگاریتم روند تولید، y_t لگاریتم تولید واقعی و λ درجه همواری روند می‌باشد و برای سری‌های سالانه مقدار λ برابر با ۱۰۰ منظور می‌شود (Hodrick-Prescott, 1997).

۴-۴. پالایه باند-پس^۳ (BP)

یکی دیگر از روش‌های اخیر برای تجزیه روند چرخه که به تفکیک تکرارهای خاص در داده‌ها کمک

۱. برای اطلاع بیشتر به فصل ۴ کتاب «تحلیل‌های سری زمانی همیلتون» مراجعه شود.

2. Hodrick-Prescott Filter

3. Band-pass filters

می‌کند، استفاده از فیلترهای «باند گذر» می‌باشد. به عبارت دیگر، فیلترهای باند- پس جزء دوره‌ای یک روند را از طریق تعیین دامنه‌ای برای تکرار آن جدا می‌کند. آنها فیلترهای خطی‌اند که یک حرکت دو طرفه متوسط داده‌ها است، جایی که در آن چرخه‌ها در یک "باند" استخراج می‌شوند، که یک محدوده مشخص بالاتر و پایین‌تر را به ما می‌دهد (Chistiano and Fitzgerald, 1999).

ایده فیلتر باند- پس، از تئوری تجزیه و تحلیل طیفی سری زمانی می‌آید، و متکی بر قضیه نمایش طیفی است که طبق آن، هر سری زمانی در داخل یک ردیف گسترده‌ای می‌تواند به مؤلفه‌های تکراری مختلف تجزیه شود. یکی از واضح‌ترین نمونه کارها از این رویکرد، کار مربوط به باکستر و کینگ (Baxter and King 1999) است.

۴-۵. شکاف تولید

دلایل استفاده از فیلترینگ به شرح ذیل است:

(الف) این روش، تواترهای مربوط به چرخه‌های تجاری را از تولید جدا می‌کند.

(ب) این روش، جزء سیکلی را که از مدل‌های سری زمانی قابل قبول به دست می‌آید، بسیار نزدیک می‌سازد.

با توجه به معرفی فیلترها و عملکرد آنها، می‌توان با استفاده از آمار مربوط به تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۰ تولید ناخالص داخلی بالقوه را محاسبه کرد. حال با توجه به مقدار تولید بالقوه، شکاف تولید از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

تولید ناخالص داخلی بالقوه - تولید ناخالص داخلی واقعی = شکاف تولید

۴-۶. تصریح مدل

آزمون تجربی منحنی فیلیپس نئوکینزی، اغلب از طریق تخمین یک الگوی ترکیبی (هایبریدی) انجام می‌شود. گالی و گلتر (Gali and Gertler 1999) مدل کالوو را با بیان اینکه بخشی از بنگاه‌ها که قیمت‌ها را با استفاده از یک قاعده سرانگشتی^۱ بر اساس پیشینه اخیر از رفتار قیمت کل تعیین می‌کنند، تغییر دادند.

در این مدل، تعدادی از بنگاه‌ها قیمت‌های خود را بر مبنای رفتار آینده‌نگر و مابقی بر مبنای یک قاعده سرانگشتی که در آن قیمت‌ها به تورم باوقفه مرتبط است، تنظیم می‌کنند. اینکه تورم با چه هزینه‌ای کاهش می‌یابد، به ضرایب تورم وقفه‌دار و تورم انتظاری بستگی دارد. اگر ضرایب باوقفه بزرگ باشد، آنگاه تورم به گذشته خود مرتبط می‌شود و اعمال سیاست پولی با یک وقفه بزرگ بر روی تورم اثر می‌گذارد. در حقیقت، این رویکرد تلفیقی است از مدل کینزین‌های جدید که تنها به

انتظارات تورمی (منحنی فیلیپس آینده‌نگر خالص) و منحنی فیلیپس که تنها به تورم وقفه‌دار (منحنی فیلیپس استاندارد) توجه دارد. به دلیل حضور تورم وقفه‌دار در مدل، انتظار بر این است که داده‌های تورم، مدل را به خوبی برازش کند. مدل اصلاحی آنها ویژگی ترکیبی (هیبریدی) به فرم زیر دارد:

$$\pi_t = w^b a(L)\pi_{t-1} + W^f E\pi_{t+1} + by_t \quad (5)$$

در این بررسی نیز از مدل بالا بهره گرفته شده و معادلات به کار رفته به صورت زیر است:

$$\pi_t = w^b a(L)\pi_{t-1} + W^f E\pi_{t+1} + bcy_t \quad (6)$$

$$\pi_t = w^b a(L)\pi_{t-1} + W^f E\pi_{t+1} + bhpy_t \quad (7)$$

$$\pi_t = w^b a(L)\pi_{t-1} + W^f E\pi_{t+1} + bbpy_t \quad (8)$$

در این معادلات، تورم جاری (π_t) تابعی از تورم باوقفه (π_{t-1})، تورم آتی (π_{t+1}) می‌باشند. در معادله (۶) شکاف تولید دوره جاری (y_t) بر اساس فیلتر کالمن (cy_t)، در معادله (۷) بر اساس فیلتر هودریک-پرسکات (hpy_t) و در معادله (۸) بر اساس فیلتر باند-پس (bpy_t) محاسبه شده است. می‌توان با مقایسه ضرایب تخمینی برای نرخ‌های تورم باوقفه و تورم آتی، این موضوع را به عنوان اهمیت نسبی هر یک از متغیرهای گذشته‌نگر و آینده‌نگر تورمی این معادله، در توضیح تورم دوره جاری تفسیر نمود. ضریب w^b وزن تورم وقفه‌دار می‌باشد و نسبت بنگاه‌هایی که قیمت‌ها را براساس قاعده سرانگشتی تنظیم می‌کنند را اندازه‌گیری می‌کند. در این الگوی ترکیبی، هم تورم آتی و هم، تورم باوقفه حضور دارند و برای آزمون آن، این موضوع بررسی می‌شود که آیا ضریب تخمینی برای تورم آتی به میزان معنی‌داری از ضریب تورم وقفه‌دار بزرگتر است؟

۵. آزمون متغیرها و برآورد مدل

۵-۱. بررسی پایایی متغیرها

سری‌های زمانی، یکی از مهمترین داده‌های آماری مورد استفاده در تجزیه و تحلیل تجربی هستند. در تحقیقات، همواره چنین فرض شده که سری زمانی ماناست و اگر این حالت وجود نداشته باشد، آزمون‌های آماری که اساس آنها بر پایه t ، F ، χ^2 و ... بنا شده است، مورد تردید قرار می‌گیرد. از طرفی، اگر متغیرهای سری زمانی مانا نباشد، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. از این رو، در برخورد با سری‌های زمانی، ابتدا متغیرها را از نظر پایایی مورد آزمون قرار می‌دهیم. استفاده از روش OLS در برآورد ضرایب مدل با استفاده از داده‌های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی پایاست که میانگین، واریانس و کواریانس آن در طول زمان ثابت باقی بماند و تابعی از زمان نباشد. یکی از آزمون‌های مهم برای بررسی مانایی (پایایی)، آزمون ریشه واحد و نتایج این آزمون بر طبق آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته،

در جدول (۱) ارائه شده است.

با توجه به کمیت آماره آزمون و مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول، نتایج زیر به دست می‌آید: سطح مانایی همه متغیرها جز تورم جاری، $I(0)$ می‌باشد و به عبارتی در سطح پایا می‌باشند. در حالی که تورم جاری با یک مرتبه تفاضل گیری مانا می‌گردد، یعنی دارای سطح مانایی $I(1)$ می‌باشد.

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

نتیجه آزمون	تفاضل مرتبه دوم		تفاضل مرتبه اول		در سطح		نام متغیر
	کمیت بحرانی (۵ درصد)	آماره آزمون	کمیت بحرانی (۵ درصد)	آماره آزمون	کمیت بحرانی (۵ درصد)	آماره آزمون	
I(1)	-	-	-۲,۹۲	-۹,۱۲	-۲,۹۱	-۲,۳۱	تورم جاری
I(0)	-	-	-	-	-۲,۹۲	-۴,۸۷	تورم آتی
I(0)	-	-	-	-	-۲,۹۲	-۳,۶۸	شکاف تولید (کالمن)
I(0)	-	-	-	-	-۲,۹۲	-۴,۴۵	شکاف تولید (هدریک-پرسکات)
I(0)	-	-	-	-	-۲,۹۲	-۶,۶۶	شکاف تولید (باند-پس)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۵. آزمون فیلیپس پرون

پرون (Perron 1989) نشان داد که وجود تغییر ساختاری در سری‌های زمانی مانا می‌تواند موجب پدید آمدن ریشه‌های واحد صوری گردد. هندری و نیلی (Hendery and Neale 1991) نیز بر اساس آزمایشات مونت کارلو نشان دادند که حتی شکست‌های ساختاری کوچک در تابع روند می‌تواند قدرت آزمون‌های متعارف ریشه واحد را به شدت کاهش دهد.

با توجه به انتقادهای پرون از روش آزمون ریشه واحد دیکی فولر، در زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون ضروری است. وجود شکست ساختاری با توجه به تحولات اقتصادی ایران، در اوایل انقلاب و با توجه به تغییرات اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و تغییرات شگرف که در متغیرهای اقتصاد کلان کشور ایجاد نمود، قابل دفاع است. در این شرایط، نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تردید آمیز بوده و برای اطمینان کامل از غیر ساکن بودن متغیرها، ضروری است که از آزمون فیلیپس پرون نیز استفاده شود (گوگردچیان و میرهاشمی، ۱۳۹۰).

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل بر اساس آماره فیلیپس - پرون

نتیجه آزمون	تفاضل مرتبه دوم		تفاضل مرتبه اول		در سطح		نام متغیر
	کمیت بحرانی (۵ درصد)	آماره آزمون	کمیت بحرانی (۵ درصد)	آماره آزمون	کمیت بحرانی (۵ درصد)	آماره آزمون	
I(1)	-	-	-۲,۹۲	-۹,۵۲	-۲,۹۱	-۲,۱۶	تورم جاری
I(0)	-	-	-	-	-۲,۹۱	-۲,۹۱	تورم آتی
I(1)	-	-	-۲,۹۲	-۴,۹۷	-۲,۹۱	-۲,۵۷	شکاف تولید (کالمن)
I(0)	-	-	-	-	-۲,۹۱	-۳,۰۶	شکاف تولید (هدریک-پرسکات)
I(0)	-	-	-	-	-۲,۹۲	-۳,۰۴	شکاف تولید (باند-پس)

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج آزمون فیلیپس پرون که در جدول (۲) ارائه شده است، نشان می دهد که تورم جاری و شکاف تولید (بر اساس فیلتر کالمن) با یک مرتبه تفاضل گیری مانا می شوند، بقیه متغیرها دارای سطح مانایی از درجه I(0) هستند.

۳-۵. آزمون پرون جهت بررسی شکست ساختاری در متغیر تورم جاری

تنها متغیر تورم جاری در این مدل دارای درجه مانایی متفاوتی از سایر متغیرها می باشد که این هم به علت شکست ساختاری می باشد. لذا ابتدا نقطه شکست ساختاری بر اساس شکل ترسیم شده از تورم جاری مشخص گردید و با وارد کردن متغیر مجازی به عنوان نقطه شکست ساختاری، مانایی این متغیر را بررسی کردیم. این روش به صورت تغییر در عرض از مبدأ تابع روند می باشد. اولین الگویی که می توان به هنگام تغییر ساختاری در نظر گرفت، الگویی است که اجازه می دهد تا تغییر برونزایی در سطح متغیر سری زمانی اتفاق افتد. این الگو تحت فرضیه صفر دارای ریشه واحد و نامانا است و به صورت زیر نوشته می شود:

$$H_0: \pi_t = \mu + d TB + \rho \pi_{t-1} + u_t$$

که TB متغیر مجازی است که برای سال $t = TB + 1$ برابر با یک می باشد و برای بقیه سالها کمیت صفر را اختیار می کند و TB زمان شکست ساختاری است. رابطه رگرسیون بالا برآورده می شود و آنچه مهم است ضریب π_{t-1} ($\hat{\rho}$) و کمیت آماره آن می باشد. کمیت های بحرانی مورد آزمون توسط پرون استخراج و جدول بندی شده است. این مقادیر بحرانی با توجه به کمیت λ نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه ($\lambda = TB/n$) را نشان می دهد (نوفرستی،

(۱۳۷۸). به منظور انجام آزمون ریشه واحد (نامانایی)، فرضیه صفر و فرضیه مقابل زیر را مورد توجه قرار می‌دهیم:

$$H_0 : \rho \geq 1$$

$$H_1 : \rho < 1$$

کمیت آماره آزمون بر اساس صحت H_0 برابر است با:

$$\tau = \frac{\hat{\rho} - \rho}{S_{\hat{\rho}}} = \frac{\hat{\rho} - 1}{S_{\hat{\rho}}} = \frac{0.514 - 1}{0.120} = -4.05$$

مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون $t_{\hat{\rho}}$ به هنگام تغییر ساختاری در عرض از مبدأ نشان می‌دهد که برای کمیت $\lambda=0.30$ نزدیک ترین کمیت به $\lambda=0.33$ محاسبه شده در این مورد، مقادیر بحرانی در سطح ۲/۵ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد به ترتیب، برابر با $-۴/۰۳$ ، $-۳/۷۶$ و $-۳/۴۶$ است. با توجه به مقدار محاسبه شده کمیت آماره آزمون که $-۴/۰۵$ است و از قدر مطلق تمامی کمیت‌های بحرانی ارائه شده در سطوح مختلف معنی دار بودن به صورت قدر مطلق بزرگتر است، H_0 رد می‌شود، یعنی نمی‌توان پذیرفت که $\rho \geq 1$ است.

به عبارتی دیگر، سری زمانی مورد نظر دارای ریشه واحد نیست و در نتیجه روند، مانا می‌باشد. در حالی که در روش آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته بدون توجه به شکست ساختاری این متغیر، دارای ریشه واحد و فرایندی نامانا است، در صورتی که واقعیت امر جز این است.

۵-۴. آزمون‌های همجمعی

چنانچه آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته نشان دهد که برخی یا تمام متغیرهای موجود در مدل، غیر ساکن هستند، لزوماً بدین معنا نمی‌باشد که به کار گرفتن این متغیرها در مدل، باعث رگرسیون کاذب می‌شود؛ زیرا مساله غیرساکن بودن را می‌توان در صورتی که ترکیب خطی متغیرهای غیرساکن، ساکن یعنی $I(0)$ باشند، حل نمود؛ که در این حالت، گفته می‌شود که متغیرها همجمع هستند. بنابراین ترکیب خطی، روند تصادفی را در دو سری نامانا خنثی می‌کند و در نتیجه رگرسیون معنادار خواهد بود. یعنی رگرسیون کاذب نیست؛ لذا در صورت وجود متغیرهای غیرساکن (نامانا) در مدل، لازم است که آزمون همجمعی بین متغیرها صورت گیرد.

در این مقاله از دو آزمون همجمعی (آزمون انگل- گرنجر تعمیم یافته و آزمون دوربین- واتسون رگرسیون همجمعی) که معمولاً به کار گرفته می‌شوند، استفاده شده است.

۵-۴-۱. آزمون انگل- گرنجر تعمیم یافته برای همجمعی

برای اطمینان از اینکه مدل مورد نظر با مشکل رگرسیون کاذب مواجه نیست، می‌توان از آزمون انگل-

گرنجر تعمیم یافته استفاده کرد. بدین ترتیب، ابتدا معادلات (۶)، (۷) و (۸) مدل مورد نظر با استفاده از روش OLS تخمین زده می‌شود و سپس جملات خطای معادلات رگرسیون استخراج می‌گردد. سپس به روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) ناپایی جملات خطا را آزمون می‌کنیم. بر اساس این آزمون اگر جملات خطای رگرسیون پایدار باشد، همجمعی پذیرفته می‌شود، این بدان معنی است که معادلات نشان‌دهنده رگرسیون کاذب نیست و می‌توانیم برآورد معادلات را در سطح بررسی کنیم، در غیر این صورت، در معادلات رگرسیون کاذب وجود دارد (محمدنیا و بهرامی نیا، ۱۳۸۴). نتایج آزمون ریشه واحد جملات خطای رگرسیون (جدول (۴)) نشان می‌دهد که در معادلات، رگرسیون کاذب وجود ندارد؛ یعنی اینکه ارتباط کاذب بین متغیرها وجود ندارد و در نتیجه، فرض صفر رد و فرض مقابل مبنی بر وجود همجمعی بین متغیرها پذیرفته می‌شود و می‌توانیم مدل را در سطح برآورد کنیم.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) برای جملات اخلاص

نتیجه آزمون	در سطح		نام متغیر
	آماره آزمون	آماره آزمون	
I(0)	-۲,۹۲	-۷,۵۸	پسماند مدل (۱)
I(0)	-۲,۹۲	-۷,۶۴	پسماند مدل (۲)
I(0)	-۲,۹۲	-۶,۵۴	پسماند مدل (۳)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۴-۵. آزمون دوربین- واتسون رگرسیون همجمعی (CRDW)

برای تخمین از روش بردارهای خودرگرسیونی، نیاز به بررسی درجه هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو است. در این تحقیق از آزمون دوربین- واتسون رگرسیون همجمعی^۱ (CRDW) برای تعیین درجه انباشتگی بین متغیرها استفاده شده و یک روش ساده و سریع برای بررسی همجمعی دو متغیر X_t و Y_t ، استفاده از آزمون دوربین- واتسون رگرسیون همجمعی بوده و در این آزمون، فرضیه صفر، آن است که فرایند جملات اخلاص رگرسیون (U_t) گام تصادفی و نامانا است، یعنی:

$$U_t = U_{t-1} + V_t, \quad V_t \sim IN(0, \sigma^2)$$

و فرضیه مقابل، عنوان می‌کند که جملات اخلاص دارای فرایند خود توضیح مرتبه اول و مانا است.

$$U_t = \rho U_{t-1} + V_t, \quad V_t \sim IN(0, \sigma^2)$$

$$|\rho| < 1$$

1. Co Integration Regression Durbin-Watson Test

حال اگر کمیت آماره آزمون $D.W$ مربوط به رگرسیون همجمعی کمتر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود، یعنی جملات اخلاص U_t نامانا و گام تصادفی است (نوفرستی، ۱۳۸۷). کمیت‌های بحرانی مربوط به این آزمون توسط سارگان و بارگاوا محاسبه شده است که به صورت زیر می‌باشند:

جدول ۴. مقادیر بحرانی آزمون CRDW

سطح معنی دار بودن	کمیت بحرانی
٪۱	۰/۵۱۱
٪۵	۰/۳۸۶
٪۱۰	۰/۳۲۳

مأخذ: نوفرستی، ۱۳۷۸

به منظور انجام این آزمون، ابتدا مدل‌های مورد نظر را به روش حداقل مربعات معمولی مورد تخمین قرار گرفت. با توجه به نتایج به دست آمده، اگر آماره آزمون $D.W$ بزرگتر از ضریب تعیین R^2 باشد، احتمال وجود رگرسیون کاذب رد می‌شود. برای انجام آزمون فرضیه $d=0$ ، آماره دوربین-واتسون محاسبه شده در رگرسیون تخمین زده شده با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط سارگان و بارگاوا مقایسه می‌شود (نوفرستی، ۱۳۸۷).

نتایج نشان می‌دهد که برای مدل (۶) مقدار آماره $D.W=2,09$ از کمیت‌های بحرانی ارائه شده حتی در سطح ۱۰ درصد بزرگتر است. پس فرض صفر رد می‌شود. یعنی جملات اخلاص مانا هستند. همچنین $DW > R^2$ می‌باشد که احتمال کاذب بودن رگرسیون رد می‌گردد. در نتیجه می‌توان چنین استنباط کرد که یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگوی مورد نظر به گونه‌ای که در این الگو تصریح شده است، وجود دارد. برای مدل‌های (۷) و (۸) نیز همین نتایج حاکم است و در مورد آنها نیز احتمال وجود رگرسیون کاذب رد می‌شود و بین متغیرهای الگو رابطه وجود دارد که به صورت زیر بیان می‌شود.

جدول ۵. آماره دوربین-واتسون و ضریب تعیین در مدل‌های برآوردی

آماره	مدل (۶)	مدل (۷)	مدل (۸)
Durbin-Watson stat	۲,۰۹	۲,۱۲	۱,۸۹
R-squared	۰,۷۵	۰,۷۴	۰,۷۵
Adjusted R-squared	۰,۷۴	۰,۷۳	۰,۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۵. آزمون شکست ساختاری

در خصوص تئوری های اقتصاد کلان، وجود نامانایی مخالف این عقیده رایج در چرخه های تجاری است که اثر تکانه ها و اختلالات، گذرا و میرا است و متغیرهایی نظیر تولید ناخالص داخلی و ملی حول و حوش یک روند زمانی کم و بیش با ثبات نوسان می کند. بنابراین بسیار مهم است که اعتبار آزمون ریشه واحد را به عنوان یک واقعیت تجربی به دقت مورد بررسی و ارزیابی قرار داد (نوفرستی، ۱۳۸۷).

Perron (1989) معتقد است که اغلب سری های زمانی اقتصاد کلان دارای مشخصه ریشه واحد نیستند. وی بیان می کند که وجود ریشه واحد و نامانایی که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان توسط Nelson and Plosser (1982) به تأیید رسیده ممکن است به دلیل عدم توجه به شکست عمده ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد. برای مشخص کردن شکست ساختاری در سری زمانی از آزمون شکست ساختاری (چاو) استفاده می شود. ابتدا مدل های (۶)، (۷) و (۸) را برآورد، سپس آزمون شکست ساختاری صورت پذیرفت. بر اساس نتایج، شکست ساختاری برای معادلات مورد بررسی در سال ۱۳۵۷ (زمان پیروزی انقلاب اسلامی) وجود دارد که نتایج این آزمون برای این مدل ها در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ۶. آزمون چاو (شکست ساختاری)

معادله (۶)		
۱۳۵۷Chow Breakpoint Test:	Value	Prob
F-Statistic	۳,۲۳۳	۰,۰۳۰
Log likelihood ratio	۹,۹۵۴	۰,۰۱۹
Wald Statistic	۹,۶۹۹	۰,۰۲۱
معادله (۷)		
۱۳۵۷Chow Breakpoint Test:	Value	Prob
F-Statistic	۳,۰۰۳	۰,۰۴۰
Log likelihood ratio	۹,۳۰۶	۰,۰۲۵
Wald Statistic	۹,۰۰۹	۰,۰۲۹
معادله (۸)		
۱۳۵۷Chow Breakpoint Test:	Value	Prob
F-Statistic	۳,۵۹۷	۰,۰۲۱
Log likelihood ratio	۱۰,۹۷۶	۰,۰۱۱
Wald Statistic	۱۰,۷۹۱	۰,۰۱۲

با توجه به شکست ساختاری موجود در معادلات، از آزمون‌های همجمعی برای نشان دادن عدم کاذب بودن رگرسیون‌ها استفاده می‌کنیم.

۵-۶. نتایج آزمون

در این قسمت، منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید با استفاده از آمارهای سالانه ۱۳۸۹-۱۳۳۸ و از روش ساده OLS برآورد می‌گردد. در این مدل‌ها متغیرهای مجازی را بر اساس آزمون شکست ساختاری وارد مدل کردیم که نتایج آماری مناسب‌تری را نسبت به حالتی که متغیر مجازی را در نظر نگیریم، نتیجه می‌دهد. پس از آن، آزمون‌های تشخیص مورد استفاده قرار می‌گیرد تا صحت و اعتبار روابط تخمین زده شده مورد آزمون قرار گیرد. نتایج برآورد ضرائب و آزمون‌های تشخیص در زیر به تفکیک آورده شده است.

$$\pi_t = 0.376 \pi_{t-1} + 0.73 E\pi_{t+1} + 5.28 cy_t - 0.33 D57 \quad (\text{الف})$$

(۳,۱۹) (۴,۸۴) (۱,۵۶) (-۱,۰۸)

$$\text{Durbin-Watson st} = ۲,۱۲ \quad R^2 = ۰,۷۶$$

$$\pi_t = 0.377 \pi_{t-1} + 0.649 E\pi_{t+1} + 1.04 hpy_t - 0.11 D57 \quad (\text{ب})$$

(۳,۱۳) (۴,۹۱) (۰,۸۱) (-۰,۵۶)

$$\text{Durbin-Watson st} = ۲,۱۲ \quad R^2 = ۰,۷۵$$

$$\pi_t = 0.331 \pi_{t-1} + 0.67 E\pi_{t+1} + 4.21 bpy_t + 0.01 D57 \quad (\text{ج})$$

(۲,۴۴) (۴,۲۶) (۰,۴۸) (۰,۳۷)

$$\text{Durbin-Watson st} = ۱,۸۹ \quad R^2 = ۰,۷۵$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در این مدل‌ها تنها تورم با وقفه و تورم انتظاری (آتی) معنی‌دار می‌باشند و سایر متغیرها معنی‌دار نمی‌باشند. در حالی که آزمون شکست ساختاری حاکی از وجود شکست ساختاری در سال ۱۳۵۷ را دارد و همچنین از لحاظ تئوری شکاف تولید بر نرخ تورم اثر دارد. لذا بر این اساس، زمانی که آزمون ناهمسانی واریانس (آزمون گلجسر^۱) برای معادلات به کار برده می‌شود، حاکی از وجود ناهمسانی واریانس دارد که در جدول ۷ نشان داده شده است. لذا برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس، از روش حداقل مربعات وزنی^۲ (GLS) استفاده شد.

1. Glejser
2. Weighted least squares

جدول ۷. آزمون گلجسر، آزمون ناهمسانی واریانس

معادله (۶)		
Heteroskedasticity Test: Glejser	Value	Prob
F-Statistic	۵,۳۶۲	۰,۰۰۱
Obs *R-squared	۱۶,۲۱۹	۰,۰۰۲
Scaled explained SS	۱۷,۷۶۰	۰,۰۰۱
معادله (۷)		
Heteroskedasticity Test: Glejser	Value	Prob
F-Statistic	۴,۵۱۷	۰,۰۰۳
Obs *R-squared	۱۴,۳۸۳	۰,۰۰۶
Scaled explained SS	۱۶,۰۰۰	۰,۰۰۳
معادله (۸)		
Heteroskedasticity Test: Glejser	Value	Prob
F-Statistic	۳,۰۴۲	۰,۰۲۷
Obs *R-squared	۱۰,۵۸۸	۰,۰۳۱
Scaled explained SS	۲۴,۳۱۱	۰,۰۰۰

پس بنابراین بار دیگر مدل های ۶ تا ۸ را با توجه به شکست ساختاری و مشکل ناهمسانی واریانس برآورد کردیم که نتایج نسبت به حالت های قبل بهبود یافت و همچنین با تئوری مطابقت دارد. نتایج برآورد ضرائب و آزمون های تشخیص در زیر به تفکیک آورده شده است.

$$\pi_t = 0.327 \pi_{t-1} + 0.94 E\pi_{t+1} + 3.95 cy_t - 0.70 D57 \quad (\text{الف})$$

(۲,۸۵) (۶,۳۱) (۱,۸۳) (-۳,۲۰)

$$\text{Durbin-Watson st} = ۱,۵۹ \quad R^2 = ۰,۵۳$$

$$\pi_t = 0.386 \pi_{t-1} + 0.758 E\pi_{t+1} + 1.05 hpy_t - 0.39 D57 \quad (\text{ب})$$

(۳,۱۷) (۵,۵۳) (۲,۴۶) (-۱,۷۸)

$$\text{Durbin-Watson st} = ۲,۰۶ \quad R^2 = ۰,۷۱$$

$$\pi_t = 0.288 \pi_{t-1} + 1.52 E\pi_{t+1} + 10.54 bpy_t + 0.01 D57 \quad (\text{ج})$$

(۲,۱۷) (۵,۲۵) (۱,۹۹) (-۳,۹۵)

$$\text{Durbin-Watson st} = ۱,۵۲ \quad R^2 = ۰,۶۸$$

تخمین های (الف) تا (ج) نشان دهنده برآورد مدل منحنی فیلیپس مرکب نئوکینزین های جدید در حالتی است که شکاف تولید و متغیر مجازی برای شکست ساختاری سال ۱۳۵۷ وارد مدل شده

است. در این مدل ها، هم تورم دوره قبل و هم، تورم آتی (انتظاری) بر تورم جاری اثرگذار است و هم، شکاف تولید اثری معنی دار و مثبت بر تورم جاری دارد.

در معادله (الف) یک واحد افزایش در تورم گذشته و تورم آتی، به ترتیب باعث افزایش ۰,۳۲۷ و ۰,۹۴ واحدی در تورم جاری می‌گردد که نشان‌دهنده تأثیر سیاست‌های پولی بر تورم جاری است که در واقع، قسمتی از تورم موجود ناشی از تورم‌های گذشته و تورم انتظاری در آینده است. این امر نشان می‌دهد که بنگاه‌ها قیمت‌های خود را بر مبنای رفتار آینده‌نگر و گذشته‌نگر تنظیم و تعیین می‌کنند. به عبارت دیگر، انتظار بنگاه‌ها از افزایش قیمت‌ها در آینده و توجه به افزایش قیمت‌ها در گذشته، باعث افزایش در تورم دوره جاری می‌گردد. با مقایسه ضریب تورم آتی و تورم باوقفه نیز می‌توان چنین نتیجه گرفت که میزان اثرگذاری تورم آتی بیشتر است و اهمیت نسبی بیشتری در توضیح تورم جاری دارد. لذا در انتخاب سیاست‌های پولی که اتخاذ می‌گردد، باید به تأثیر آن بر تورم توجه گردد. در معادلات (ب) و (ج) نیز این متغیرها اثری مشابه با معادله اول بر تورم جاری دارند و باعث افزایش در تورم جاری می‌گردند. همچنین در این معادلات، شکاف تولیدی که بر اساس فیلتر کالمن محاسبه شده است، اثری مثبت و معنی دار بر تورم جاری دارد که البته در سطح معنی داری ۶ درصد معنی دار شده است.

بر اساس نتیجه برآورد، یک واحد افزایش در شکاف تولیدی باعث ۳,۹۵ واحد افزایش در تورم جاری می‌گردد. در معادلات (ب) و (ج) نیز شکاف‌های تولیدی که بر اساس فیلترهای هدریک-پرسکات و باند-پس محاسبه شده نیز دارای اثری معنی دار و مثبت بر تورم جاری هستند که به ترتیب، یک واحد افزایش در شکاف تولیدی باعث افزایش ۱,۰۵ و ۱۰,۵۴ واحدی در تورم جاری می‌گردد. که این نتایج نشان می‌دهد که تورم در ایران تنها تحت تأثیر سیاست‌های پولی نمی‌باشد و متغیرهای واقعی هم بر تورم اثر گذار هستند و تورم جاری به سطح فعالیت‌های اقتصادی واکنش مثبت نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان چنین استنباط داشت که شکاف تولید محاسبه شده از طریق فیلتر باند-پس بهتر از فیلتر کالمن و فیلتر کالمن بهتر از هدریک-پرسکات، اثرات را نشان می‌دهد.

بر این اساس که فیلتر باند-پس در تحلیل‌های سری زمانی قلمرو فرکانس اجزاء دورانی و روند را از سری زمانی جدا می‌کند و هم فرکانس‌های بسیار پایین و هم فرکانس‌های بالا را با هم در نظر می‌گیرد (مرادی و هژبر کیانی، ۱۳۹۲). همچنین سیکل‌های تولیدی در مدل فضا-حالت دارای نوسانات کمتری نسبت به سیکل‌های تولید شده روش هدریک-پرسکات می‌باشند (کاوند و باقری، ۱۳۸۶). هر سه روش، شکست ساختاری رخ داده در سال‌های ۵۶ و ۵۷ را به خوبی نشان می‌دهند اما بقیه سیکل‌ها را روش باند-پس و کالمن بهتر از هدریک-پرسکات نشان می‌دهند.

در این مدل‌ها متغیر D57 نیز بیانگر متغیر مجازی برای شکست ساختاری است که در این سال اتفاق افتاده است. که این متغیر نیز در تمام مدل‌ها معنی‌دار می‌باشد. در این برآوردها تمام متغیرهای مورد استفاده در مدل از علائم سازگار با تئوری‌های اقتصادی موجود برخوردار می‌باشد. مقدار R^2 مدل در مدل (الف)، (ب) و (ج) به ترتیب، برابر با ۰,۵۳، ۰,۷۱ و ۰,۶۸ می‌باشد که بیانگر این است که ۵۳ درصد، ۷۱ درصد و ۶۸ درصد تغییرات متغیر وابسته مدل مربوط به متغیرهای توضیحی و آماره دوربین واتسون در این معادلات نیز نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی سریالی بین اجزای اخلال مدل بوده که بر اساس آزمون‌های تشخیص که در قسمت بعدی انجام گرفته مدل دارای اعتبار است.

۷-۵. ارزیابی مدل‌های تخمینی

نتایج آزمون‌های تشخیص (که در جدول (۳) نمایش داده شده) حاکی از صحت و اعتبار برآورد می‌باشد.

جدول ۳. آزمون‌های مربوط به برآورد منحنی فیلیپس هیبریدی نئوکینزین‌های جدید

نوع آزمون	نوع مدل	آماره آزمون	احتمال	نتیجه آزمون
واریانس ناهمسانی	مدل ۱	۱,۰۶	۰,۳۸	جملات خطا دچار واریانس ناهمسانی نیستند
	مدل ۲	۱,۷۵	۰,۱۵	جملات خطا دچار واریانس ناهمسانی نیستند
	مدل ۳	۱,۱۵	۰,۳۴	جملات خطا دچار واریانس ناهمسانی نیستند
نرمال بودن جملات اخلال	مدل ۱	۳,۴۵	۰,۱۷	جملات خطا دارای توزیع نرمال هستند
	مدل ۲	۴,۶۱	۰,۱۰	جملات خطا دارای توزیع نرمال هستند
	مدل ۳	۲,۹۹	۰,۲۲	جملات خطا دارای توزیع نرمال هستند
خودهمبستگی جملات اخلال	مدل ۱	۰,۱۰	۰,۷۶	جملات خطا دارای خودهمبستگی نیستند
	مدل ۲	۰,۳۰	۰,۵۸	جملات خطا دارای خودهمبستگی نیستند
	مدل ۳	۰,۹۵	۰,۳۳	جملات خطا دارای خودهمبستگی نیستند
تصریح مدل	مدل ۱	۱,۷۵	۰,۱۹	تصریح الگو درست صورت پذیرفته است
	مدل ۲	۱,۸۴	۰,۱۵	تصریح الگو درست صورت پذیرفته است
	مدل ۳	۰,۱۲	۰,۷۲	تصریح الگو درست صورت پذیرفته است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶. نتیجه‌گیری

در این مقاله، مدل منحنی فیلیپس مرکب نئوکینزین‌های جدید مورد آزمون قرار گرفت و شکاف تولید بر اساس سه فیلتر کالمن، هدریک-پرسکات و باند-پس برآورد گردید. در این بررسی، دو هدف اصلی دنبال گردید؛ اول به دنبال این موضوع که آیا شکاف تولید در منحنی فیلیپس مرکب نئوکینزین‌های جدید در ایران نقش اساسی را ایفا می‌کند؟ و آیا این اثر معنی‌دار است؟ هدف دوم تعیین این موضوع بود که آیا در ایران بنگاه‌ها در تعیین قیمت‌های خود، آینده‌نگر یا گذشته‌نگر می‌باشند؟ به عبارت دیگر آیا تورم جاری تحت تأثیر تورم گذشته است یا تحت تأثیر تورم آتی؟

در بررسی هدف دوم، مشخص گردید که ضریب تورم وقفه‌دار و ضریب تورم آتی در هر سه مدل معنادار گردید که نشان از این دارد بنگاه‌ها در ایران در تعیین قیمت‌های خود بر اساس تورم آتی (انتظاری) و تورم گذشته عمل می‌کنند و کاملاً آینده‌نگر و گذشته‌نگر هستند و نشان می‌دهند که یک مبادله کوتاه مدت و بلندمدتی بین این متغیرها و تورم جاری وجود دارد. در پاسخ به هدف اول و بر اساس نتایج تخمین، ضریب شکاف تولید در منحنی فیلیپس مرکب ایران معنی‌دار شد که می‌توان بیان کرد که تورم جاری تحت تأثیر متغیرهای واقعی اقتصاد نیز می‌باشد. لذا اعمال سیاست‌های پولی انبساطی در بلندمدت تنها منجر به ایجاد فشار تورمی می‌شود و تأثیر قابل توجهی بر سطح تولید واقعی نخواهد داشت، یعنی افزایش روند شکاف تولید ناشی از فشار تقاضا، حکایت از استفاده بیشتر از حد بهینه از ظرفیت‌های تولیدی اقتصاد کشور دارد. لذا سیاست‌های اقتصادی کشور می‌باید بر افزایش تولید بالقوه، بهبود فضای کسب و کار و انجام سرمایه‌گذاری مولد متمرکز گردد.

بر اساس نظر کینز که منشأ تورم در اقتصاد، اضافه تقاضای ناشی از بخش‌های حقیقی اقتصاد می‌باشد، لذا نتایج بیان می‌کند که سیاست‌های پولی در بلندمدت بر تورم اثر می‌گذارد. لذا در اتخاذ سیاست‌ها باید علاوه بر طرف پول و متغیرهای پولی، به تولید و متغیرهای واقعی اقتصاد نیز توجه گردد و نباید سیاست‌هایی را اتخاذ کرد که در کوتاه مدت، تولید و تقاضا و در نتیجه، عرضه پول را افزایش دهد و در بلندمدت تنها باعث فشار تورمی بر اقتصاد گردد و به تورم دامن زنند. در نهایت، می‌توان نتیجه گرفت که تورم در ایران فقط یک پدیده پولی نیست و عوامل واقعی نیز بر تورم تأثیر دارند. بنابراین برای کنترل تورم در ایران، نمی‌توان تنها از سیاست‌های پولی استفاده نمود و در بلندمدت باید به بخش واقعی اقتصاد نیز توجه کرد. که این نتایج با نتایج به دست آمده در بررسی‌های افراد دیگر مطابقت دارد.

جنبه نوآوری این مقاله، آن است که اثر متغیرهای واقعی را نیز وارد مدل برآورد تورم جاری کرده است و نشان می‌دهد که علاوه بر سیاست‌های پولی، متغیرهای حقیقی اقتصاد نیز بر تورم اثرگذارند و باید در بررسی آنها به آثار ایجاد شده از این بخش نیز توجه کرد و علاوه بر طرف عرضه باید طرف تقاضا را نیز در نظر گرفت. همچنین در این بررسی از سه فیلتر جهت محاسبه تولید ناخالص داخلی

واقعی بهره گرفته شده است که از نتایج به دست آمده و روش هر یک از این فیلترها می‌توان استنباط کرد که فیلتر باند-پس سیکل‌ها و نوسانات را بهتر از فیلترهای دیگر و همچنین فیلتر کالمن نیز تولید واقعی را بهتر از فیلتر هدریک-پرسکات نشان می‌دهد. لذا در بررسی‌ها می‌توان از روش‌های جدیدی که همه موارد لازم برای محاسبه را در نظر می‌گیرد، بهره جست.

منابع و مآخذ

- جلائی، سید عبدالمجید و شیرافکن، مهدی (۱۳۸۸) تأثیر سیاست‌های پولی بر سطح بیکاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نیوکینزین در ایران؛ پژوهشنامه علوم اقتصادی، سال نهم، شماره ۲: ۱۳-۳۶.
- رحمانی، تیمور و امیری، حسین (۱۳۹۰) تخمین منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در ایران با استفاده از رویکردهای هم‌انباشتگی و VAR؛ فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال نوزدهم، شماره ۵۹: ۸۱-۱۰۰.
- رحمانی، تیمور و امیری، حسین (۱۳۹۰) منحنی فیلیپس‌های برپدی کینزین‌های جدید و بررسی تجربی آن در ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۸: ۹۱-۱۱۲.
- شیرین‌بخش، شمس‌الله و حسن خوانساری، زهرا (۱۳۸۴) کاربرد Eviews در اقتصادسنجی؛ تهران: پژوهشکده امور اقتصادی.
- صمدی، سعید؛ شهیدی، آمنه و محمدی، فرزانه (۱۳۸۷) تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم هم‌جمعی و مدل ARIMA (۱۳۶۳-۱۳۸۸)؛ مجله دانش و توسعه، سال پانزدهم، شماره ۱۳۶-۱۱۳: ۲۵.
- کاظمی‌زاده، غلامرضا (۱۳۷۹) مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس و تعیین نرخ بیکاری طبیعی در اقتصاد ایران؛ رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- کاوند، حسین و باقری، فریده (۱۳۸۶) محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی با استفاده از یک مدل فضا-حالت؛ مجله دانش و توسعه، شماره ۲۱: ۱۳۵-۱۱۹.
- گرجی، ابراهیم و فولادی، مهدی (۱۳۸۷) مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید با منحنی‌های فیلیپس متعارف برای اقتصاد ایران؛ مجله نامه مفید، شماره ۶۶.
- گوگردچیان، احمد و میرهاشمی نائینی، سیمین‌السادات (۱۳۹۰) نقش سیاست‌های پولی و اعتباری در مدیریت چرخه‌های تجاری کشور؛ فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه‌اندیشه: ۶۱-۹۰.
- متقی، لیلی (۱۳۷۹) بررسی رابطه تورم و بیکاری و برآورد NAIRU در اقتصاد ایران؛ رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- محمدنیا، روح‌اله و بهرامی‌نیا، ابراهیم (۱۳۸۴) اثر تجارت خارجی بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۰-۱۳۳۸)؛ مجله دانش پژوهان، شماره ۷: ۲۷-۳۹.
- مرادی، علیرضا و هژیر کیانی، کامبیز (۱۳۹۲) کاربرد Eviews 8 در اقتصادسنجی؛ تهران: انتشارات جهاد دانشگاهی: ۳۷۱-۳۹۰.
- موسوی محسنی، رضا و سعیدی فر، مریم (۱۳۸۵) منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۲۷: ۲۷-۳۰۳-۲۸۱.
- مهرابی‌بشرآبادی، حسین؛ شرافتمند، حبیبه و باغستانی، علی‌اکبر (۱۳۸۹) بررسی تأثیر شوک‌های نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم در ایران؛ مجله دانش و توسعه، سال هفدهم، شماره ۳۳: ۲۹۴-۳۱۲.

- نوفرستی، محمد (۱۳۹۱) ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی؛ تهران: انتشارات مؤسسه خدماتی فرهنگی رسا، چاپ چهارم: ۵۲ و ۸۷-۹۰.
- Allen, C. & Robinson, W. (2004) Monetary Policy Rules and the Transmission Mechanism in Jamaica; Research and Economic Programming Division, Bank of Jamaica.
- Apel, M. & Jonson, P. (1999) A Parametric Approach for Estimating Core Inflation and Interpreting the Inflation Process; Severiges Riksbank, s-103 37 Stockholm, Sweden.
- Apel, M. & Jonson, P. (1999) System Estimates of Potential Output and NAIRU; *Empirical Economics*, Vol. 24: 373-388.
- Baxter, M. & King, R.G. (1999) Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series; *Review of Economics and Statistics*, 81: 575-93.
- Calvo, G. (1983) Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework; *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12: 983-998.
- Chistiano, L.J. & Fitzgerald, T.J. (1999) The Band Pass Filter; Working paper 9906, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999) Inflation dynamics: A structural econometric analysis; *Journal of Monetary Economics*, 44: 195-222.
- Gruen, D.; Pagan, A., and Thompson, C. (1999) The Phillips Curve in Astrelia; *Journal of Monetary Economics*, 44: 259-278.
- Hamilton, J. (1994) *Time Series Analysis*; Princeton Press.
- Hendry, D.F., and Neale, A.J. (1991) A Monte Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Tests for Unit Roots; in P. Hackle and A. A. Westlond (Eds). *Economic Structural Change: Analysis and Forecasting*, Berlin: Springer-Verlag.
- Henzel, S., and Wollmershaeuser, T. (2006) The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence from the IFO World Economic Survey; CESIFO Working Paper No. 1694, Category 6: Monetary Policy and International Finance.
- Kalman, R. (1960) A new Approach to linear Filtering and prediction problems; *Journal of Basic Engineering*, 82 (Series D: 35-45).
- Mehra, Y. (2004) The Output Gap, Expected Future Inflation and Inflation Dynamics: Another Look; Federal Reserve Bank of Richmond.
- Perron, P. (1989) The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis; *Econometrica*, No. 57: 1361-1401.
- Rudd, J. & Whelan, K. (2001) New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve, Division of Research and Statistics; Federal Reserve Board, June 26.
- Serju, P. (2006) Estimating Potential Output for Jamaica: A Structural VAR Approach; Research and Economic Programming Division, Bank of Jamaica.
- Taylor, J.B., (1980) Aggregate Dynamics and Staggered Contracts; *Journal of Political Economy*, Vol. 88: 1-23.