مقایسه منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید با الگوهای سری زمانی در پیش‌بینی تورم

علی طیب‌نیا | taiebnia@ut.ac.ir
دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

حسین امیری | hossienamiri@gmail.com
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران

فاطمه راویشی | ravishi_f@yahoo.com
کارشناس‌ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول مکاتبات)

دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۲۶ | پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۱۶

چکیده: اثرات زیان‌بار تورم‌های مزمن و بالا بر اقتصاد، باعث شده است که دولت‌مردان و مقامات پولی کشورها همواره درصدد رفع این پدیده و کاهش و کنترل تورم برآیند. بدین منظور پیش‌بینی نحوه حرکت شاخص تورم و ارایه الگوی اقتصادی مناسب جهت پیش‌بینی تورم از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. در همین راستا، پژوهش حاضر سعی در ارایه الگویی مناسب جهت پیش‌بینی تورم مبتنی بر منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید دارد. در ابتدا با استفاده از تحلیل الگوهای قیمت‌گذاری و مباحث چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها به استخراج منحنی فیلیپس آینده‌نگر خالص و پیوندی کینزگرایان جدید پرداخته شد؛ به این صورت که با توجه به داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۷۰ الگوهای اقتصادسنجی فیلیپس آینده‌نگر خالص و پیوندی کینزگرایان جدید با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته و فیلیپس پیوندی کینزگرایان جدید با رویکرد خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده تخمین زده شد، سپس به برآورد الگوی تورم به روش خودرگرسیو میانگین متحرک اقدام شد، در نهایت دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۳ به سه دوره کوتاه مدت یک فصل رو به جلو، میان‌مدت شش فصل رو به جلو و بلندمدت دوازده فصل رو به جلو تقسیم شد و عملکرد این چهار الگو در پیش‌بینی تورم در این دوره‌ها با یکدیگر مقایسه گردید. طبق نتایج به‌دست آمده الگوی ARMA(3,3) برای پیش‌بینی تورم در کوتاه‌مدت، الگوی فیلیپس پیوندی کینزگرایان جدید در میان‌مدت و الگوی ARDL(1,0) با رویکرد منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید در بلندمدت برای پیش‌بینی تورم پیشنهاد شدند.

کلیدواژه‌ها: منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید، پیش‌بینی تورم، ارزیابی پیش‌بینی، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، روش خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده، روش خودرگرسیو میانگین متحرک.

طبقه‌بندی JEL: E31, E12, C53.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال هجدهم | شماره ۴ | زمستان ۱۳۹۲ | ص ص ۲۶-۳

مقدمه

تورم یکی از مشکلات عمده اقتصادی در اکثر کشورهاست که پدیده‌ای پیچیده و دارای ابعاد گوناگونی است. یکی از متداول‌ترین تعاریف در نزد اقتصاددانان در مورد تورم، افزایش مداوم سطح عمومی قیمت‌ها و یا کاهش مستمر قدرت خرید پول است (طیب‌نیا، ۱۳۷۴). کشورهای پیشرفته صنعتی به دنبال جنگ جهانی دوم به یک صورت ـ یعنی تأمین هزینه‌های ناشی از جنگ و سپس بازسازی صنایع شهرها ـ و کشورهای در حال توسعه به صورت دیگر ـ یعنی در جهت دستیابی به نرخ‌های رشد بالای اقتصادی در دهه‌های اخیر با نرخ‌های تورم بالا ـ مواجه شده‌اند. اقتصاد ایران نیز در طی سال‌های متمادی با این معضل اقتصادی مواجه بوده است. در ایران تورم قیمت‌ها که از اواخر دهه ۴۰ به طور ضعیفی آغاز شده بود، از اوایل دهه ۵۰ و به خصوص پس از تکانه نفتی سال ۱۳۵۳ و افزایش یکباره درآمدهای ارزی کشور به‌طور وسیع‌تری بروز کرد (فریادرس، ۱۳۸۵)؛ بنابراین کنترل تورم از اهداف مهم سیاست‌گذاران محسوب می‌گردد و ارایه الگوی اقتصادی مناسب جهت پیش‌بینی تورم که از عوامل تأثیرگذار در سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی می‌باشد، از اهمیت به سزایی برخوردار است. از این رو امروزه ادبیات اقتصادسنجی کاربردی، شاهد الگوها و روش‌های بسیاری در این حوزه می‌باشد.

همچنین منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید با توجه به خصوصیات خود در مطالعات تجربی انجام شده در شماری از اقتصادهای صنعتی بزرگ در ۲۰ تا ۳۰ سال گذشته بسیار موفق بوده است. منحنی فوق علی‌رغم این موفقیت‌ها هنوز برای اهداف پیش‌بینی در نظریه تک معادله‌ای فیلیپس مورد استفاده قرار نگرفته است. در این پژوهش سعی شد منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید که رابطه میان تورم و بیکاری را بررسی می‌کند و در سیاست‌گذاری‌های تورمی مورد استفاده قرار می‌گیرد، برای داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۰ تخمین زده شود. سپس با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۳ قدرت این الگو در پیش‌بینی تورم در سه دوره کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با الگوی سری زمانی خودرگرسیو میانگین متحرک و الگوی ساختاری خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده مقایسه شود.

مبانی نظری پژوهش

درحالی‌که منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید از دیدگاه نظری، کانون توجه همگان بود، ولی از دیدگاه تجربی، تخمین‌هایی که در مورد منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید انجام می‌شد، قادر به

به توضیح دادن واقعیت‌های اثرات پویای سیاست‌های پولی نبود؛ بنابراین محققان بر آن شدند که منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را تعدیل کنند. Gali & Gertler (1999)، Gali *et al.* (2001) و Dupuis (2004) به توسعه منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید پرداختند. Gali *et al.* (2001) با تأکید بر متغیر هزینه نهایی واقعی که معیار تعیین‌کننده برای توضیح پویایی‌های تورم است، نقصان منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید را با متغیر شکاف تولید که با واقعیات تجربی سازگار نبود، برطرف نمودند و منحنی فیلیپس پیوندی را برای ایالات متحده آمریکا استخراج کردند. البته روش تک معادله‌ای و استفاده از روش برآورد گشتاورهای تعمیم‌یافته که به مجموعه متغیرهای ابزاری حساس می‌باشد و همچنین فزونی و بیش از حد بودن ابزارها، از نقاط ضعف این مطالعه به شمار می‌آید.

در مطالعات بعدی سعی شده است تا با برطرف نمودن نقاط ضعف پژوهش Gali *et al.* (2005) به گسترش نظریه منحنی فیلیپس پیوندی پرداخته شود. Dupuis (2004) برای نشان دادن نقاط‌قوت و یا ضعف آن به مقایسه نتایج تخمین این الگو با الگوهای رقیب پرداخت، همچنین در مطالعه Imbs *et al.* (2007) از رویکرد خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده به جای گشتاورهای تعمیم‌یافته که به مجموعه متغیرهای ابزاری حساس می‌باشد، استفاده شد و نتایج مناسبی به‌دست آمد. در مطالعه Rumler &Valderrama (2008) قدرت این الگو در پیش‌بینی تورم با سایر الگوها همچون خودرگرسیوبرداری سنجیده شد. نتایج این پژوهش نشان داد پیش‌بینی تورم بر اساس الگوی خودرگرسیوبرداری در کوتاه‌مدت بهتر از الگوی ساختاری فیلیپس مبتنی بر هزینه نهایی و شکاف تولید می‌باشد.

در اقتصاد ایران نیز چند مطالعه طی سال‌های گذشته در رابطه با منحنی فیلیپس صورت گرفته است. هر کدام از این مطالعات انجام شده، رابطه فیلیپس را به نحوی مورد توجه قرار داده و برآورد کرده‌اند. گرجی و فولادی (۱۳۸۷) به برآورد تجربی منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید بیان شده توسط گریگوری منکیو[1] در سال ۲۰۰۱ پرداخته‌اند. نتایج حاصله نشان از سازگاری این الگو با داده‌های ایران دارد، البته الگوی منکیو در مطالعات بعدی توسط اقتصاددانان کینزگرایان جدید زیر سئوال رفته و تعدیل‌های بسیاری در این الگو صورت گرفته است.

گرجی و اقبالی (۱۳۸۶) متفاوت از محققان قبلی از روش خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده که نیازی به ایستا کردن متغیرها نداشته و فقط بر آزمون رابطه تعادلی بلندمدت مبنی بر وجود هم‌جمعی بین متغیرها تأکید دارد، برای برآورد رابطه میان تورم و بیکاری استفاده نمودند. نتایج آنان

1. N. Gregory Mankiw

حاکی از تأیید نظریه انتظارات تطبیقی است.

جلائی و شیرافکن (۱۳۸۸) در مقاله‌ای به بررسی تأثیرگذاری سیاست‌های انبساط پولی در اقتصاد ایران با توجه به منحنی فیلیپس (کلاسیک‌های جدید و کینزگرایان جدید) بر میزان طبیعی بیکاری و بیکاری غیرافزایشی[1] پرداختند. با توجه به نتایج به‌دست آمده از تخمین‌های انجام شده، معنی‌داری منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید برای اقتصاد ایران به اثبات رسید و از طرفی تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد پذیرش قرار گرفت.

امیری (۱۳۸۹) با تخمین منحنی فیلیپس پیوندی و آینده‌نگر کینزگرایان جدید بیان می‌نماید هر دو الگو با داده‌های ایران سازگار می‌باشند.

در این پژوهش از مقاله Gali *et al.* (2001) برای استخراج منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید استفاده خواهد شد. با توجه به اینکه روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به مجموعه متغیرهای ابزاری حساس می‌باشد، از رویکرد خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده Imbs *et al.* (2007) برای به‌دست آوردن رابطه بلندمدت هزینه نهایی واقعی و تورم بهره گرفته شد. مطالعه Rumler & Valderrama (2008) جهت استفاده از منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید برای تعیین هدف‌های پیش‌بینی تورم، به‌عنوان راهنمای این برآورد در ایران مورد استفاده قرار خواهد گرفت. جهت مقایسه روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده که در مطالعات ذکر شده مورد استفاده قرار گرفته‌اند به پیش‌بینی تورم و مقایسه کارآیی این الگوها پرداخته خواهد شد.

استخراج الگوهای منحنی فیلیپس پیوندی و آینده‌نگر خالص کینزگرایان جدید

فرض می‌گردد بنگاه‌ها به صورت رقابت انحصاری عمل کرده و در تعیین قیمت خود با محدودیت تعدیل قیمت وابسته به زمان مواجه می‌باشند؛ یعنی آن‌ها قیمت‌ها را بر اساس یک برنامه که به بهترین نحو برای شرایط آن‌ها تعیین شده است، تطبیق می‌دهند.

با توجه به این قیدها مسئله اصلی حفظ تاریخچه قیمتی مربوط به بنگاه‌هاست که در این رابطه فرض‌های قیمتی Calvo (1983) مورد استفاده قرار گرفته است. در این الگو فرض می‌شود در هر دوره داده شده‌ای، هر بنگاه با احتمال ثابت $(1-\theta)$ قیمت را در طول آن دوره تعدیل می‌کند. از این رو با احتمال، قیمت خود را غیرقابل تغییر نگاه می‌دارد. یعنی $(1-\theta)\sum_{k=0}^{\infty} k\theta^{k-1} = \frac{1}{1-\theta}$ متوسط زمانی که در آن هر قیمت ثابت است، حاصل می‌شود. بنابراین یک بنگاه نوعی برای تعیین قیمت تنظیمی

1. NAIRU

خود تابع زیان خود را حداقل می‌کند:

$$L(p_t^*) = \sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k E_t(p_t^* - p_{t+k}^e)^2 \quad (۱)$$

که در آن لگاریتم قیمت دوباره تنظیم شده در دوره t، β نرخ تنزیل که بین صفر و یک است و لگاریتم قیمت بهینه در دوره t+k (قیمتی که اگر بنگاه‌ها با چسبندگی قیمت مواجه نباشند، تعیین می‌کنند) می‌باشد. $E_t(p_t^* - p_{t+k}^e)^2$ زیان انتظاری برای بنگاه در زمان t+k را نشان می‌دهد (چون در این دوره آن‌ها قادر نیستند قیمت بهینه که فاقد چسبندگی باشد را برای خود تنظیم کنند).

برای به‌دست آوردن مقدار بهینه از رابطه (۱) دیفرانسیل گرفته، سپس مجموع انحرافات مساوی صفر قرار داده می‌شود:

$$L'(p_t^*) = 2\sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k E_t(p_t^* - p_{t+k}^e) \quad (۲)$$

با حل کردن این معادله، رابطه زیر حاصل می‌گردد:

$$\left[\sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k\right] p_t^* = \sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k \mathrm{E_t}(p_{t+k}^e) \quad (۳)$$

با به‌کار بردن فرمول مجموع تصاعد هندسی برای سمت چپ این معادله:

$$\sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k = \frac{1}{1-\theta\beta} \quad (۴)$$

رابطه به صورت زیر می‌گردد:

$$\frac{p_t^*}{1-\theta\beta} = \sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k E_t(p_{t+k}^e) \quad (۵)$$

به عبارت صریح‌تر:

$$p_t^* = (1-\theta\beta)\sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k \mathrm{E_t}(p_{t+k}^e) \quad (۶)$$

بنابراین راه‌حل بهینه برای محاسبه این است که آن را برابر متوسط وزنی قیمت‌های بهینه انتظاری آینده قرار داد. با در نظر گرفتن تابع تولید کاب‌داگلاس در فناوری داده شده، هزینه نهایی واقعی در t+k برای یک بنگاه که قیمت را در t به‌طور بهینه تعیین می‌کند، $MC_{t,t+k}$ با معادله زیر به‌دست می‌آید.

$$MC_{t,t+k} = \frac{(W_{t+k}/P_{t+k})}{(1-\alpha)(Y_{t,t+k}/N_{t,t+k})} \quad (۷)$$

جایی که $Y_{t,t+k}$ و $N_{t,t+k}$ تولید و اشتغال برای یک بنگاه هستند، قیمت خود را در زمان t در ارزش بهینه P_t^* تعیین کرده‌اند. واضح است که هزینه نهایی بنگاه فردی در غیاب سطح تولید بنگاه قابل مشاهده نیست؛ بنابراین تعریف هزینه نهایی متوسط که قابل مشاهده است، مفید می‌باشد.

$$MC_t = \frac{(W_t/P_t)}{(1-\alpha)(Y_t/N_t)} \quad (۸)$$

با استفاده از فرض‌های تابع تولید کاب‌داگلاس و منحنی تقاضای کشش‌ناپذیر معرفی شده، می‌توان به رابطه لگاریتم خطی بین $MC_{t,t+k}$ و MC_t دست یافت.

$$mc_{t,t+k} = mc_{t+k} - \frac{\varepsilon\alpha}{1-\alpha}(p_t^* - p_{t+k}) \quad (۹)$$

در این معادله $mc_{t,t+k}$ و mc_t لگاریتم مشتقات $MC_{t,t+k}$ و MC_t از مقادیر مورد انتظار وضعیت با ثبات آن‌ها هستند.

بیان زیر برای (لگاریتم) سطح قیمت P_t به‌عنوان تابعی از (لگاریتم) قیمت مورد بازنگری قرار گرفته، P_t^* و (لگاریتم) قیمت دوره قبل P_{t-1} به‌دست می‌آید:

$$p_t = (1-\theta)p_t^* + \theta p_{t-1} \quad (۱۰)$$

می‌توان معادله بالا را بر اساس قیمت بازنگری شده به صورت زیر نوشت:

$$p_t^* = \frac{1}{1-\theta}(p_t - \theta p_{t-1}) \quad (۱۱)$$

در نظر داشته باشید که در مورد خاص انعطاف‌پذیری کامل قیمت $(\theta = 0)$ و $p_t^e = \log\mu + mc_t$ می‌باشد. به این مفهوم که قیمت تنها یک حاشیه سود ثابت بیشتر از هزینه نهایی اسمی زمان t است.

قیمت بهینه با توجه به قوانین قیمت‌گذاری وابسته به زمان (برای هر یک از بنگاه‌ها که با قصد حداکثر کردن سود تنزیلی مورد انتظار خود قیمت را در دوره t انتخاب می‌کنند) از رابطه زیر به‌دست می‌آید (Whelan, 2005a).

$$p_t^* = (1-\theta\beta)\sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k E_t(log\mu + mc_{t+k}) \quad (۱۲)$$

در این رابطه mc_{t+k} لگاریتم هزینه نهایی اسمی برای یک بنگاه در دوره t+k است که آخرین تعیین قیمتش را در دوره t انجام داده است و $\mu = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ رشد ناخالص حاشیه سود بنگاه می‌باشد. به طور تجربی، هر بنگاه قیمت حاشیه سود را بیشتر از جریان تنزیلی هزینه نهایی اسمی انتظاری آینده تعیین می‌کند.

با استفاده از معادله (۱۲) می‌توان قیمت تنظیمی را به صورت یک معادله تفاضلی مرتبه اول نوشت:

$$p_t^* = (1-\theta\beta)(log\mu + mc_t) + \theta\beta E_t p_{t+1}^* \quad (۱۳)$$

با ادغام معادله‌های (۱۱) و (۱۳) و فرض ساده‌کننده $\widehat{mc}_t = log\mu + mc_t - p_t$ فرمول‌بندی ابتدایی منحنی فیلیپس جدید که تورم به هزینه نهایی واقعی مرتبط است، به‌دست می‌آید.

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \Delta\widehat{mc}_t \quad (۱۴)$$

$$\Delta = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)(1-\alpha)}{\theta[1+\alpha(\varepsilon-1)]} \quad (۱۵)$$

Δ ضریب شیب است که به پارامترهای ابتدایی الگو به‌خصوص پارامتری که درجه چسبندگی را کنترل می‌کند، وابسته است. α درجه خمیدگی تابع تولید و ε اندازه کشش تابع تقاضا را بیان می‌کنند.

افرادی همچون Rudd & Whelan (2005) نشان دادند که منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید نمی‌تواند این واقعیت را که تورم با مقادیر با وقفه خودش ارتباط دارد، نشان دهد. مطالعات تجربی نشان داده است که رگرسیون ساده تورم روی مقادیر با وقفه خودش نسبت به نسخه‌های منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید، R^2 بسیار بالایی دارد. این نوع از منحنی فیلیپس (منحنی فیلیپس با تورم شتابان) برای سیاست‌مداران و اقتصاددانان کاربرد زیادی به‌منظور پیش‌بینی تورم دارد. به همین دلیل نسخه پیوندی الگوی کینزگرایان جدید ارایه شد که در آن بخشی از بنگاه‌ها قیمت را مطابق با قاعده سرانگشتی و مابقی قیمت را از طریق بهینه‌سازی تعیین می‌کنند (Gali & Gertler, 1999).

همانند الگوی Calvo (1983) به فرض اینکه هر بنگاه می‌تواند قیمتش را در هر دوره داده شده‌ای با یک احتمال ثابت $\theta - 1$ تعدیل کند، ادامه می‌یابد؛ تنها با این فرض که دو نوع بنگاهی که وجود دارند، از الگوی وی فاصله می‌گیرند. $\omega - 1$ از بنگاه‌ها را با رفتار آینده‌نگر در نظر گرفته که قیمت‌های‌شان را در محدودیت‌های تعدیل قیمت مبتنی بر زمان و استفاده از اطلاعات قابل دسترس برای پیش‌بینی هزینه‌های نهایی آینده تعیین می‌کنند. بنگاه‌های باقی‌مانده که با احتمال ω اندازه‌گیری می‌شوند، گذشته‌نگر هستند و قیمت‌شان را بر مبنای قانون ساده‌ای تعیین می‌کنند که به تورم با وقفه مرتبط است. فواید استفاده از این روش این است که ضرایب منحنی فیلیپس پیوندی تابعی از دو پارامتر کلیدی است. یکی تکرار تعدیل‌کننده قیمت و دیگری عامل تعیین‌کننده قیمت گذشته‌نگر می‌باشد (Gali & Gertler, 1999).

همان‌طور که در قسمت قبل نشان داده شد، سطح قیمت کل با رابطهٔ زیر نشان داده می‌شود.

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta)\bar{p}_t^* \quad (۱۶)$$

که $\bar{p}_t^*$ شاخصی از تنظیم مجدد قیمت در دوره t بر اساس رفتار گذشته‌نگر و آینده‌نگر است. در واقع $\bar{p}_t^*$ متوسط وزنی از رفتار بنگاه‌های آینده‌نگر و گذشته‌نگر است. اجازه دهید p_t^f قیمت تعیین‌شده توسط بنگاه آینده‌نگر در دوره t و p_t^b قیمت تعیین‌شده توسط بنگاه گذشته‌نگر در نظر گرفته شود، بنابراین قیمت بهینه با رابطه زیر بیان می‌شود:

$$\bar{p}_t^* = (1-\omega)p_t^f + \omega p_t^b \quad (۱۷)$$

بنگاه‌های آینده‌نگر مانند الگوی اصلی Calvo (1983) رفتار می‌کنند که از رابطهٔ زیر پیروی می‌کنند:

$$p_t^f = (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{log\mu + mc_{t+k}\} \quad (۱۸)$$

فرض می‌شود بنگاه‌های گذشته‌نگر از قانونی تبعیت می‌کنند که دو نتیجه اصلی زیر را به همراه دارد: الف) هیچ انحرافی بین قانون و رفتار بهینه وجود ندارد. برای مثال در تعادل وضعیت با ثبات، قانون با رفتار بهینه سازگار است؛ ب) قیمت در دورهٔ t که با این قانون به‌دست می‌آید، تنها به داده‌های دورهٔ t-1 و زودتر از آن بستگی دارد. همچنین فرض می‌شود بنگاه قادر به تشخیص آینده‌نگری یا گذشته‌نگری رفتار رقیب خود نمی‌باشد.

با توجه به این توضیحات بنگاه گذشته‌نگر قیمت را بر مبنای رابطهٔ زیر تعیین می‌کند:

$$p_t^b = \bar{p}_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (۱۹)$$

در این معادله π_{t-1} تورم با وقفه می‌باشد که برای اصلاح تورم استفاده می‌شود. بنابراین با ادغام روابط مطرح شده در بالا منحنی فیلیپس پیوندی به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\pi_t = \tilde{\Delta}\widehat{mc}_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (۲۰)$$

$$\tilde{\Delta} \equiv \frac{(1-\omega)(1-\theta)(1-\beta\theta)(1-\alpha)}{\varphi[1+\alpha(\varepsilon-1)]}$$

$$\gamma_b \equiv \omega\varphi^{-1}$$

$$\gamma_f \equiv \beta\theta\varphi^{-1}$$

جایی که $\varphi \equiv \theta + \omega[1-\theta(1-\beta)]$ می‌باشد.

در این معادلات می‌توان فرض $\omega = 0$ را در نظر گرفت؛ در این حالت خاص همهٔ بنگاه‌ها آینده‌نگر هستند و الگو به منحنی فیلیپس جدید معرفی شده در قسمت قبل همگرا می‌شود (Russell & Banerjee, 2008).

تخمین، پیش‌بینی و مقایسه الگوها

رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی یک ستون اصلی نگرش کینزگرایان جدید را شکل می‌دهد، تعدادی از مطالعات از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای محاسبه عامل آینده‌نگر در منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید (NKPC) بهره گرفته‌اند که تأثیر معنی‌دار و مثبت هزینه نهایی واقعی بر تورم را مطابق با تئوری به‌دست آورده‌اند (Gali & Gertler, 1999).

Imbs *et al.* (2007) نگرش دیگری را برای بررسی رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی انتخاب کرده است که به تورم انتظاری اجازه می‌دهد در داخل الگو تعیین شود و فرآیند تولید داده برای هزینه نهایی را در نظر می‌گیرد. Kontonikas (2010) با استفاده از این نگرش الگویی استخراج می‌نماید که تورم را به‌عنوان فرآیند خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده توضیح می‌دهد که ویژگی‌های سری زمانی تورم و هزینه نهایی واقعی نقش اصلی در تعیین تأثیر تکانه‌های توزیع شده در طول زمان بازی می‌کنند. مطالعات موجود، NKPC تورم و هزینه نهایی را به‌عنوان متغیرهای ایستا مطرح می‌کنند و توجه کمی به امکان حضور ریشه‌های واحد در داده‌ها و احتمال رگرسورهای کاذب می‌شود. این مورد در کار Imbs *et al.* (2007) به خوبی در نظر گرفته شده است.

همچنین برآورد تورم با استفاده از روش سری زمانی خودرگرسیو میانگین متحرک (ARMA) در بسیاری از مطالعات مورد توجه قرار گرفته است. در این قسمت به تخمین و پیش‌بینی منحنی فیلیپس پیوندی کینزگرایان جدید با استفاده از روش‌های ذکر شده در بالا و مقایسه پیش‌بینی تورم محاسبه شده از این طریق پرداخته می‌شود.

بررسی متغیرهای به‌کار گرفته شده

آمارها با استفاده از سیستم نرم‌افزاری Eviews و Microfit برازش می‌شوند. داده‌های متغیرهای قابل مشاهده همچون نرخ تورم از اطلاعات آماری موجود در بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد.

یکی از متغیرهای غیرقابل مشاهده که داده‌های آن در اقتصاد ایران تولید نشده است، متغیر تورم انتظاری است. در این مقاله با در نظر گرفتن نحوه شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلایی، از مقادیر دوره آتی تورم برای تولید تورم انتظاری بهره گرفته شده است (Merkl &Ahrens, 2008).

همچنین یکی دیگر از متغیرهای غیرقابل مشاهده که در تخمین منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید به‌کار رفته است، متغیر هزینه نهایی می‌باشد. متغیری که می‌توان به‌عنوان متغیر جانشین برای

هزینه نهایی به‌کار برد، متغیر سهم درآمد عامل نیروی کار می‌باشد (Gali, 2008). شایان ذکر است که متغیر هزینه نهایی واقعی برای بخش صنعت به‌دست آورده شد. آمارهای مربوط به شاخص کل مزد، حقوق و مزایای پرداختی به کارکنان، شاخص کل اشتغال و ارزش‌افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی از آمارهای بانک مرکزی استخراج گردیده است.

متغیر شکاف تولید که به‌عنوان فاصله بین تولید واقعی و تولید بالقوه تفسیر می‌شود، با استفاده از فیلتر هادریک- پرسکات که یک فیلتر دوطرفه در طول زمان می‌باشد، محاسبه گردید. شایان ذکر است تمامی متغیرها با استفاده از روش میانگین متحرک، فصلی‌زدایی شده و با توجه به آزمون فیلیپس‌پرون تمامی متغیرها به جز لگاریتم هزینه نهایی مانا بوده و در سطح، قابل برآورد می‌باشند.

برآورد تجربی منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

روش‌شناسی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

تخمین تک معادله‌ای مربوط به منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید به دلیل اینکه نیاز به هیچ گونه فرضی در مورد چگونگی تصریح سایر بخش‌های اقتصاد وجود ندارد، مورد توجه بسیاری از محققین قرار گرفته است. نکته‌ای که در اینجا وجود دارد این است که متغیر تورم انتظاری در الگوی منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید، متغیری درون‌زا می‌باشد که با جزء خطای تخمین معادله همبستگی دارد، به همین خاطر تخمین حداقل مربعات معمولی از منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید قابل استفاده نیست.

یکی از تخمین‌های سازگار برای منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید به وسیله رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته به‌دست می‌آید. رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته مدت بیست سال است که مورد استفاده محققین قرار گرفته است و به نوعی می‌توان آن را جانشین رهیافت حداکثر راست‌نمایی دانست. به طورکلی برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته بر مبنای مجموعه‌ای از قیود گشتاوری مبتنی بر نظریه اقتصادی می‌باشند.

در تخمین‌های اقتصادسنجی یکی از شرایط تخمین، عدم همبستگی بین جملات اخلال و متغیرهای توضیحی در الگو می‌باشد. $E(\varepsilon_i|x_i) = 0$، در الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته مجموعه‌ای از متغیرهای ابزاری در نظر گرفته می‌شود و بر این اساس رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$y_i = x'_i\beta + \varepsilon_i$$
$$E(\varepsilon_i|z_i) = 0 \qquad (۲۱)$$

y_i، بردار متغیرهای وابسته، x_i بردار متغیرهای مستقل، β بردار پارامترها (ضرایب)، ε_i بردار جملات اخلال (باقی‌مانده‌ها) و z_i بردار متغیرهای ابزاری هستند. به عبارتی در ساختار تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته ابزارهای در نظر گرفته شده باید با جملات اخلال ناهمبسته باشند.

فرض $E(\varepsilon_i|z_i)$ دلالت بر موقعیت عمود زیر دارد:

$$cov(z_i, \varepsilon_i) = 0 \text{ یا } E[z_i(y_i - x'_i\beta)] = 0 \quad (۲۲)$$

اگر بردار متغیرهای ابزاری و متغیرهای توضیحی به ترتیب $n\times l$ و $n\times k$ باشد و برای k متغیر موجود در x_i و l ابزار موجود در z_i فرض $l \geq k$ را در نظر گرفت، با توجه به موقعیت عمود بودن می‌توان معادله گشتاور تجمعی را به شکل زیر به‌دست آورد:

$$E\left[\frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n} z_i(y_i - x'_i\beta)\right] = E[\bar{m}(\beta)] = 0 \quad (۲۳)$$

در صورتی که $x_i = z_i$ باشد، این تخمین‌ها همان تخمین‌های عادی روش حداقل مربعات معمولی می‌باشند. اگر این انتظارات جمعی را به نمونه واقعی تبدیل نمود و این رابطه را با بردار پارامترهای واقعی ترکیب کرد، معادله گشتاور تجمعی به صورت زیر می‌شود:

$$\left[\frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n} z_i(y_i - x'_i\beta)\right] = \left[\frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n} m_i(\hat{\beta})\right] = \bar{m}(\beta) = 0 \quad (۲۴)$$

موقعیت گشتاور تجمعی نیز $l\times k$ است و به طور کلی سه امکان برای آن وجود دارد:

الف) کمتر از حد مشخص[1] $l < k$: اگر تعداد عبارت گشتاور (تعداد متغیرهای ابزاری) کمتر از تعداد متغیرها باشد، معادله کمتر از حد مشخص می‌باشد و راه‌حلی مشخص برای حل سیستم وجود ندارد که در این حالت:

$$\bar{m}(\hat{\beta}) = \left(\frac{1}{n}z'y\right) - \left(\frac{1}{n}z'x\right)\hat{\beta} \quad (۲۵)$$

ب) کاملاً مشخص[2] $l = k$: اگر تعداد عبارات گشتاور با تعداد متغیرها یکسان باشد، می‌توان نشان داد که تنها راه‌حل برای حل معادله سیستم تخمین‌زن متغیرهای ابزاری مرتبط می‌باشد:

$$\hat{\beta} = (z'x)^{-1}z'y \quad (۲۶)$$

ج) بیش از حد مشخص[3] $l > k$: در این حالت هیچ راه‌حل واحدی برای حل معادله سیستم $\bar{m}(\hat{\mathrm{B}}) = 0$ وجود ندارد و نیازمند فرموله کردن برخی از راهبردها برای انتخاب تخمین‌زن مناسب است. در این مورد می‌توان تخمین‌زن مناسب را بر اساس تابع مقیاس به‌دست آورد:

1. Under Identify
2. Exactly Identify
3. Over Identify

$$Min_{\beta} q = \bar{m}(\hat{\beta})' \bar{m}(\hat{\beta}) \quad (۲۷)$$

عبارت ذکر شده در بالا را تنها می‌توان برای مقادیر مثبت حداقل نمود. بنابراین در حل سیستم گشتاورهای تعمیم‌یافته به‌کارگیری دقت لازم در تعیین متغیرهای ابزاری و تعداد آن‌ها یکی از شرایط اساسی تخمین می‌باشد (Green, 2002).

تخمین الگو به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

طبق مباحث قسمت سوم معادله فیلیپس آینده‌نگر خالی به صورت زیر تصریح شد:

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \Delta \widehat{mc}_t$$

$$\Delta = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)(1-\alpha)}{\theta[1+\alpha(\varepsilon-1)]} \quad (۲۸)$$

حال برای تخمین این معادله با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌توان تصریح زیر را در نظر گرفت:

$$E_t[(\pi_t - \beta\pi_{t+1} - \Delta \widehat{mc}_t) z_t] = 0 \quad (۲۹)$$

که z_t برداری از متغیرهای ابزاری در زمان t و یا زودتر می‌باشد. در این برآورد ۴ وقفه از تورم، ۴ وقفه از هزینه نهایی واقعی، ۴ وقفه از تورم ناشی از دستمزد در بخش صنعت و ۴ وقفه از شکاف تولید به‌عنوان متغیرهای ابزاری در نظر گرفته شد.

نتایج تخمین فرم خلاصه شده به صورت زیر می‌باشد:

$$\pi_t = 0.902 E_t\{\pi_{t+1}\} + 0.0004 \widehat{mc}_t + \varepsilon_t$$

انحراف‌معیار	0.00014	0.033
آماره t	3.38	27.30

همان‌طور که انتظار می‌رود پارامتر نرخ تنزیل بین صفر و یک می‌باشد. هرچه پارامتر Δ کوچک‌تر باشد، سیاست پولی تأثیر خود را بیشتر نشان می‌دهد.

آماره J هانسن برای آزمون کردن تعداد محدودیت‌های بیش از حد شناسایی شده به‌کار می‌رود، این آماره اعتبار الگو را می‌سنجد. همچنین فرضیه صفر به صورت آزمون کردن محدودیت‌های بیش از حد شناسایی شده می‌باشد. در الگوی حاضر این آماره ۸/۳۱ با حداقل سطح معنی‌داری ۰/۹۱ گزارش شده است که نشان از تصریح صحیح الگو می‌نماید. در مرحله بعد به تخمین منحنی فیلیپس

پیوندی پرداخته می‌شود.

همان‌طور که در بخش سوم نشان داده شد منحنی فیلیپس پیوندی کینزگرایان جدید به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \tilde{\Delta}\widehat{mc}_t \qquad (۳۰)$$

مجموعه متغیرهای ابزاری مانند الگوی قبل در نظر گرفته شده است. وضعیت عمود متغیرهای ابزاری و جملات اخلال به صورت زیر است:

$$E_t\{(\pi_t - \gamma_b \pi_{t-1} - \gamma_f E_t \pi_{t+1} - \tilde{\Delta}\widehat{mc}_t) z_t\} = 0 \qquad (۳۱)$$

نتایج تخمین این الگو با داده‌های ایران به صورت زیر به‌دست آمده است:

$$\pi_t = 0.304\pi_{t-1} + 0.631E_t\{\pi_{t+1}\} + 0.0002\widehat{mc}_t$$

انحراف‌معیار	6.72	0.034	0.036
آماره t	4.17	18.51	8.44

آماره J هانسن ۳/۷۶ با حداقل سطح معنی‌داری ۰/۹۹ به‌دست آمده است که نشان از تصریح صحیح الگو دارد. درجه گذشته‌نگری در تثبیت قیمت در مدل هزینه نهایی برابر ۰/۳۰۴ آمده است. این امر نشان‌دهنده این است که به ترتیب در تصریح هزینه نهایی حدود ۳۰ درصد از بنگاه‌ها از قواعد تثبیت قیمت گذشته‌نگری در الگوهای‌شان استفاده می‌کنند. آماره‌های t نشان از معنی‌داری کلیه متغیرها دارند.

برآورد تجربی منحنی فیلیپس پیوندی کینزگرایان جدید به روش خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده

در این مطالعه، از روش خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده که دارای محاسن زیر است، استفاده شده است:

الف) روش خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده بدون در نظر گرفتن درجه جمع‌بستگی متغیرها قابل کاربرد است (Pesaran *et al.*, 2001).

ب) با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داد.

ج) استفاده از این روش در حجم نمونه‌های کوچک نیز به‌دلیل در نظر گرفتن پویایی کوتاه‌مدت بین متغیرها، از کارآیی بالایی برخوردار است (دژپسند، ۱۳۸۴).

روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)

به طور کلی روش‌هایی مثل انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سر و کار دارند، به‌دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند؛ چرا که برآوردهای حاصل از آن‌ها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t، معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه زیر وارد شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + U_t \qquad (۳۲)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها همانند رابطه زیر در نظر گیرد.

$$\emptyset(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i\,(L,q_i)X_{it} + c^{'}W_t + U_t \qquad (۳۳)$$

الگوی فوق یک خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده نام دارد که در آن:

$$\emptyset\big(L,P\big) = 1 - \emptyset_1 L - \emptyset_2 L^2 - \cdots - \emptyset_p L^P$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i_0} + b_{i_1}L + \cdots + b_{i_q}L^q = 1,2,\ldots,\text{ki}$$

L عملگرد وقفه، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است.

برای محاسبه ضرایب بلندمدت الگو از همان الگوی پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه زیر به‌دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1,q_i)}{1-\hat{\emptyset}(1,p)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\cdots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\emptyset}_1-\cdots-\hat{\emptyset}_p} \qquad (۳۴)$$

حال برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، فرضیه زیر آزمون می‌شود:

در این روش فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^{P} \emptyset_i - 1 \geq 0$$

$$H_a: \sum_{i=1}^{P} \emptyset_i - 1 < 0 \qquad (۳۵)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، زیرا شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت 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 انحراف‌معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$\frac{\sum_{i=1}^{P}\widehat{\emptyset}_i-1}{\sum_{i=1}^{P}S_{\widehat{\emptyset i}}} \qquad (۳۶)$$

اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

تخمین منحنی فیلیپس پیوندی با رویکرد خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده

همان‌طور که در بخش دوم بیان شد، Imbs *et al.* (2007) نشان می‌دهد از آن جایی که هزینه نهایی از یک فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند، تورم می‌تواند با الگوی ARDL(1,0) معرفی شود:

$$\pi_t = \omega\pi_{t-1} + \psi\widehat{mc}_t + \varepsilon_{\pi,t} \qquad (۳۷)$$

جایی که $\varepsilon_{\pi,t} = (1+\beta\omega)\eta_t$ ، $\psi = \hat{\Delta}\left(\frac{1+\beta\omega}{1-\upsilon\rho}\right)$ و $\rho \in (-1,1)$ می‌باشد. ρ ضریب AR(1) هزینه نهایی واقعی، β و $\omega \in (0,1)$ عامل تنزیل و درجه تعدیل را نشان می‌دهند.

شایان ذکر است در نظر نگرفتن فرض پیروی هزینه نهایی از یک فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول تأثیری بر نتایج نداشته و این رویکرد قابلیت تعمیم‌پذیری به مراتب بالاتری را نیز دارد.

جدول ۱. نتایج برآورد معادله AR(1,4,5) هزینه نهایی واقعی

	π_{t-1}	s_t	c	s_{t-1}
ضرایب	۰/۴۱	۰/۰۰۷۲	۰/۰۳۲	-۰/۱۸
انحراف‌معیار	۰/۱۲۲	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸
آماره t	۳/۴۲	۰/۸۱	۳/۵۹	-۲/۰۵

بررسی‌ها توسط نرم‌افزار Eviews نشان داد در اقتصاد ایران هزینه نهایی از یک فرآیند AR(1,4,5) به صورت زیر پیروی می‌کند:

SBC= -۳/۷۰۷ AIC=-۳/۸۵۹ R^2=۰/۹۸ F= ۹۴۲/۹۷۹(۰/۰۰)

1. Banerjee, Dolado and Master

دو معیار معمول انتخاب الگو که مورد استفاده قرار می‌گیرند، عبارتند از معیار آکائیک[1] و معیار شوارتز بیزین[2]. دو فرمول زیر برای محاسبه معیار آکائیک و شوارز بیزین مورد استفاده قرار می‌گیرند:

$$AIC = Tln(SSR) + 2n$$

$$SBC = Tln(SSR) + nln(T)$$

به طوری که: N= تعداد پارامترهای برآورد شده؛ T= تعداد مشاهدات مورد استفاده در تخمین؛ و SSR= مجموع مجذور پسماندها هستند.

هر چه مقادیر این آماره‌ها کوچک‌تر باشند، بهتر است (اندرس، ۱۳۸۶).

الگوی خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده مناسب نیز که توسط آماره‌های مذکور انتخاب شده، از یک فرآیند ARDL(1,0) به صورت زیر پیروی می‌کند[3]:

جدول ۲. نتایج تخمین بر مبنای معادله (۳۷)

	ضرایب	انحراف‌معیار	آماره t
C	۳/۱۱۱	۰/۴۸۶	۶/۳۹۳
AR(1)	۰/۶۰۲	۰/۱۱۸	۵/۱۰۵
AR(4)	۰/۸۰۸	۰/۰۵۹	۱۳/۶۳۹
AR(5)	-۰/۴۴۳	۰/۱۱۸	-۳/۷۵۱

SBC=۱۹۶ /۷۶ AIC= ۲۰۰ /۶۳ F= ۲۳/۸۳(۰/۰۰)

R^2= ۰/۵۷ $\overline{R}^2$=۰/۶۰

با توجه به نتایج ارایه شده در جدول ۲، تمامی متغیرها در سطح ۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشند، ولی آماره F (که معنی‌داری کل الگو را بررسی می‌کند) حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو می‌باشد. حال بلافاصله بعد از تخمین معادله پویا باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را انجام داد. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف‌معیارش تقسیم شود.

آماره محاسباتی (۴/۷۶-) از نظر قدر مطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر

1. Akaike Information Criterion (AIC)
2. Schwartz Bayesian Criterion (SBC)

۳. برآوردهای اقتصادسنجی در این قسمت با استفاده از نرم‌افزار Microfit انجام شده است.

است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. در ادامه معادله‌های بلندمدت و تصحیح خطا ارایه شده‌اند.

جدول۳. برآورد رابطه بلندمدت میان تورم و هزینه نهایی

	تخمین پارامترها	انحراف‌معیار	آماره t
S_t	۰/۰۲۱	۰/۰۵۱	۰/۸
C	۰/۰۵۵	۰/۰۱۰	۵/۳۹
S_{t-1}	-۰/۰۳۰	۰/۰۱۵	-۲/۰۴۸

در این معادله ضرایب به‌دست آمده دارای تفسیر بلندمدت می‌باشند که با افزایش هزینه نهایی واقعی به میزان یک واحد، تورم به طور متوسط در بلندمدت، ۰/۰۲۱ واحد افزایش می‌یابد. نتایج الگوی تصحیح خطا در جدول ۴ گزارش شده است.

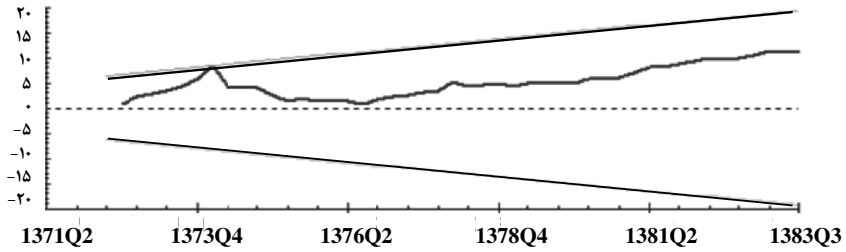
جدول ۴. نتایج الگوی تصحیح خطای الگوی خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده

	تخمین پارامترها	انحراف‌معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
ds_t	۰/۰۰۷۲	۰/۰۰۸	۰/۸۱۸	۰/۴۱۷
dc	۰/۰۳۲	۰/۰۰۸	۳/۵۹۶	۰/۰۰۱
ds_{t-1}	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۸	-۲/۰۵۲	۰/۰۴۵
ecm_{t-1}	-۰/۵۸۱	۰/۱۲۲	-۴/۷۶۲	۰/۰۰۰

ضریب جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد، در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته به سمت رابطه بلندمدت تعدیل می‌شود. ضریب ecm_{t-1} برابر ۰/۵۸۱- نشان می‌دهد در هر دوره (فصل)، ۰/۵۸۱- از عدم تعادل کوتاه‌مدت تورم برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. اگر ضریب تصحیح خطا با علامت منفی ظاهر شود (که انتظار می‌رود چنین باشد)، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود.

تخمین پارامترهای سیاست‌گذاری و پیش‌بینی الگوهای اقتصادسنجی بر فرض ثبات پارامترها و الگو استوار است، به همین دلیل یکی از نکات اساسی در استفاده از الگوهای اقتصادسنجی بررسی ثبات الگو و عدم وجود شکست ساختاری است. یکی از روش‌های مورد استفاده برای شناسایی این امر،

روش CUSUM است. این روش، نموداری از پسماندهای عطفی به همراه فاصله اطمینان ۹۵ درصد ارایه می‌کند. اگر نمودار مورد نظر فاصله اطمینان را قطع کند، حکایت از وجود شکست ساختاری دارد و اگر نمودار داخل فاصله اطمینان باشد، به منزله ثبات الگو است. همان‌طور که از نمودار ۱ ملاحظه می‌شود، نمودار پسماند عطفی در داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصد قرار گرفته است و این امر دلالت بر عدم وجود شکست ساختاری و ثبات الگو دارد.



نمودار ۱. نتایج حاصل از آزمون CUSUM الگوی خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده

برآورد الگوی تورم به روش خودرگرسیو میانگین متحرک

روش‌شناسی

با ترکیب فرآیند میانگین متحرک و معادله تفاضلی خطی، الگوی «خودرگرسیو میانگین متحرک» حاصل می‌شود. معادله تفاضلی مرتبه p ام زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p} a_i\, y_{t-i} + x_t \qquad (۳۸)$$

حال فرض می‌شود فرآیند میانگین متحرک، مطابق رابطه زیر باشد:

$$x_i = \sum_{i=0}^{q} \beta_i\, \varepsilon_{t-i} \qquad (۳۹)$$

بدین ترتیب:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p} a_i\, y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i\, \varepsilon_{t-i} \qquad (۴۰)$$

P مرتبه جمله خودرگرسیو و q مرتبه جمله اخلال می‌باشد. اگر همه ریشه‌های مشخصه معادله (۴۰) درون دایره واحد جای داشته باشند، $\{y_t\}$ را یک الگوی خودرگرسیو میانگین متحرک[1] (ARMA) گویند.

1. Autoregressive Moving Average

برآورد تجربی الگو

حال با توجه به الگوی تحلیلی تدوین شده، به برآورد تجربی الگو پرداخته می‌شود. در انتخاب طول وقفه مناسب الگو از آماره‌های شوارز بیزین و آکائیک استفاده شد و نتایج تخمین الگو در جدول ۵ گزارش شد:

جدول ۵. نتایج حاصل از تخمین الگوی ARMA(3,3)

	تخمین پارامترها	انحراف‌معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
AR(1)	۱/۰۳۴	۰/۰۵	۱۹/۲۰	۰/۰۰۰
AR(2)	-۰/۹۷	۰/۰۵	-۱۶/۵۱	۰/۰۰۰
AR(3)	۰/۸۷	۰/۰۴	۱۸/۳۷	۰/۰۰۰
MA(1)	-۰/۵۱	۰/۱۴	-۳/۵۴	۰/۰۰۰۹
MA(2)	۱/۰۲	۰/۰۳	۲۹/۶۳	۰/۰۰۰
MA(3)	-۰/۳۸	۰/۱۴	-۲/۶۶	۰/۰۱۰۶

همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی‌ضرایب در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار بوده و آماره‌های t گزارش شده نشان از خوبی برازش می‌باشند. آماره‌های شوارز بیزین و آکائیک به ترتیب مقادیر ۷/۶۹- و ۷/۹۱- را به خود اختصاص داده‌اند که در میان الگوهای رقیب کمترین مقادیر را نشان داده‌اند.

پیش‌بینی تورم

با استفاده از آماره‌های کارآیی ریشه میانگین مربعات خطا، میانگین مطلق خطا و تایل کارآیی پیش‌بینی این الگوها را برای دوره‌های ۱۳۸۴ Q ۱-۱۳۸۶ Q ۴ مقایسه می‌کند. این آماره‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$MAE = \frac{1}{1+h}\sum_{t=s}^{t=s+h}|\hat{y}_t - y_t| \quad (۴۱)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{1+h}\sum_{t=s}^{s+h}(\hat{y}_t - y_t)^2} \quad (۴۲)$$

$$Theil's\ U = \frac{\sqrt{\frac{1}{1+h}\sum_{t=s}^{s+h}(\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{1+h}\sum_{t=s}^{s+h}\hat{y}_t^2} - \sqrt{\frac{1}{1+h}\sum_{t+s}^{s+h}y_t^2}} \quad (۴۳)$$

در این معادلات $\hat{y}_t$= ارزش پیش‌بینی در دوره t ، y_t= مقدار واقعی در دوره t و h = دوره پیش‌بینی می‌باشند.

همچنین سه مرحله برای این پیش‌بینی‌ها در نظر گرفته شده است: ۱ فصل رو به جلو، ۶ فصل رو به جلو و ۱۲ فصل رو به جلو. با این تقسیم‌بندی می‌توان کارآیی این الگوها در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را مورد سنجش قرار داد. جداول ۶، ۷ و ۸ به گزارش نتایج این سنجش اختصاص یافته‌اند.

جدول ۶. نتایج مقایسه پیش‌بینی الگوها در ۱ فصل رو به جلو

	RMSE	MAE	Theil's U
منحنی فیلیپس آینده‌نگر	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۲۶	۰/۲۸۷۷
منحنی فیلیپس پیوندی	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۹	۰/۲۳۰۴
ARDL(1,0)	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۲	۰/۲۴۲۴
ARMA(3,3)	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۲۱	۰/۲۳۵۲

جدول ۷. نتایج مقایسه پیش‌بینی الگوها در ۶ فصل رو به جلو

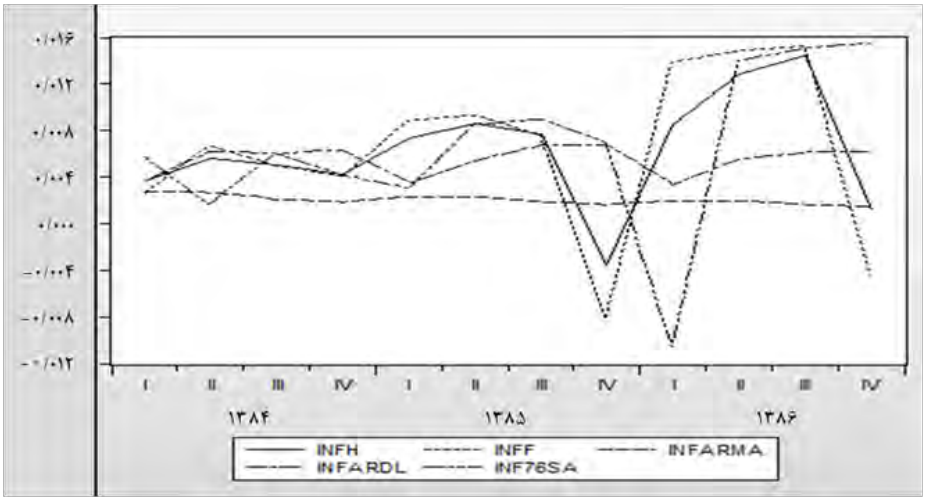
	RMSE	MAE	Theil's U
منحنی فیلیپس آینده‌نگر	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳۹	۰/۴۴۳۱
منحنی فیلیپس پیوندی	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۳۱	۰/۳۶۵۶
ARDL(1,0)	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۳۲	۰/۳۷۸۰
ARMA(3,3)	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۲۷	۰/۳۱۰۳

جدول ۸. نتایج مقایسه پیش‌بینی الگوها در ۱۲ فصل رو به جلو

	RMSE	MAE	Theil's U
منحنی فیلیپس آینده‌نگر	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰۶۴	۰/۵۵۳۳
منحنی فیلیپس پیوندی	۰/۰۰۷۷	۰/۰۰۴۸	۰/۴۴۹۳
ARDL(1,0)	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۴۶	۰/۴۱۸۳
ARMA(3,3)	۰/۰۰۷۴	۰/۰۰۵۷	۰/۵۱۶۷

در نمودار ۲، عملکرد تورم و مقادیر پیش‌بینی توسط الگوهای مذکور نشان داده شده است. در این نمودار INF76SA عملکرد تورم، INFF پیش‌بینی تورم توسط الگوی فیلیپس آینده‌نگر، INFH

پیش‌بینی تورم توسط الگوی فیلیپس پیوندی، INFARMA پیش‌بینی تورم توسط الگوی خودرگرسیو میانگین متحرک و INFARDL پیش‌بینی تورم توسط الگوی خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده می‌باشد.



نمودار ۲: عملکرد تورم و مقادیر پیش‌بینی توسط الگوهای مذکور

نتیجه‌گیری

مقایسه میان پیش‌بینی‌های انجام شده نشان می‌دهد که الگوی ARMA(3,3) در دوره کوتاه‌مدت، منحنی فیلیپس پیوندی در میان‌مدت و ARDL(1,0) در بلندمدت نسبت به سایر الگوها پیش‌بینی‌های بهتری ارایه می‌دهند و دارای قدرت پیش‌بینی بیشتری هستند.

این یافته نشان می‌دهد در ایران مقادیر گذشته تورم در پیش‌بینی کوتاه‌مدت تورم نقش اساسی را ایفا می‌کنند و الگوهای سری زمانی گذشته‌نگر توانایی بهتری در پیش‌بینی تورم توسط آمارهای اقتصاد ایران از خود نشان می‌دهند. در میان‌مدت الگوی منحنی فیلیپس پیوندی که تلفیقی از مقادیر گذشته و آینده تورم می‌باشد، در پیش‌بینی تورم بهتر عمل می‌نماید. در بلندمدت نیز الگوی خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده که با رویکرد منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید مورد بررسی

قرار گرفته است، عملکرد مناسبی از خود نشان می‌دهد.

همچنین سیاست‌گذاران در انتخاب الگوی مناسب جهت پیش‌بینی تورم باید به دوره مورد بررسی توجه کافی داشته و افق تصمیم‌گیری را مشخص نمایند. لزوماً الگویی که در کوتاه‌مدت مناسب می‌باشد، در دوره‌های میان‌مدت و یا بلندمدت از کارآیی مناسبی برخوردار نمی‌باشد و در هر دوره باید از الگوی مناسب پیش‌بینی آن استفاده شود. الگوهای پیشنهادی در این مقاله الگوی ARMA(3,3) برای هدف‌گذاری کوتاه‌مدت، الگوی فیلیپس پیوندی برای هدف‌گذاری میان‌مدت و برای پیش‌بینی بلندمدت تورم الگوی ARDL(1,0) با رویکرد منحنی فیلیپس کینزگرایان جدید می‌باشد.

پیشنهادها

با استناد به نتایج اتخاذ شده توسط تخمین منحنی فیلیپس آینده‌نگر و پیوندی، تأثیرگذاری هزینه نهایی تولید در میزان تورم در ایران بارز می‌باشد. با توجه به شرایط اقتصادی کشور، دولت می‌تواند با ایجاد شرایطی تولیدکنندگان بخش صنعت را به تولید بیشتر تشویق نماید. علاوه بر این هزینه نهایی نیز باید کاهش یابد. دولت می‌تواند بانک‌ها که بازوی اصلی بخش پولی کشور می‌باشند را مجبور به اعطای تسهیلات به بخش تولید نماید. متأسفانه بانک‌ها به جای استفاده از منابع خود در جهت تولید به سمت پرداخت تسهیلات به بخش خدمات حرکت می‌کنند، بنابراین بخش تولید پس از مدتی کوچک و لاغر می‌شود.

متأسفانه در ایران حمایت مناسبی از صنایع نوپا توسط دولت صورت نمی‌گیرد و از آن جایی که این صنایع به دلیل عدم برخورداری از صرفه‌های ناشی از مقیاس با هزینه‌های نهایی فزآینده روبه‌رو هستند، منجر به بروز تورم می‌شوند و گاهی اوقات از ادامه فعالیت نیز باز می‌مانند. اعمال سیاست‌های حمایتی دولت می‌تواند باعث کاهش هزینه تولید و متعاقب آن کاهش تورم گردد.

یافته‌های منحنی فیلیپس پیوندی نشان می‌دهد تورم آینده از اهمیت به سزایی در تصمیم‌گیری‌های تولیدکنندگان برخوردار می‌باشد. در این پژوهش فرض شده است تولیدکنندگان در شکل‌گیری انتظارات تورمی خود به صورت عقلایی عمل می‌کنند؛ بنابراین سیاست‌گذاران باید از غافل‌گیری سیاستی صرفه‌نظر کرده و تصمیم‌های خود را شفاف اعلام نمایند.

منابع

الف) فارسی

امیری، حسین. (۱۳۸۹). *تخمین منحنی فیلیپس پیوندی کینزگرایان جدید در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد رشته علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران. صفحات ۴۵-۱۰.

اندرس، والتر. (۱۳۸۶). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*. ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور. تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق. صفحات ۲۰۳-۱۷۷.

تشکینی، احمد. (۱۳۸۴). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*. تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران. صفحات ۱۶۰-۱۴۵.

جلائی، سیدعبدالمجید و شیرافکن، مهدی. (۱۳۸۸). تاثیر سیاست‌های پولی بر سطح بیکاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نیوکینزین در ایران. *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، سال نهم، شماره ۲، صفحات ۳۶-۱۳.

دژپسند، فرهاد. (۱۳۸۴). *تورم، دلایل و راه‌های مهار آن در اقتصاد ایران*. تهران: دفتر مطالعات اقتصادی. صفحات ۷۰-۴۵.

طیب‌نیا، علی. (۱۳۷۴). *تئوری‌های تورم با نگاهی به فرآیند تورم در ایران*. تهران: انتشارات جهاد دانشگاهی، دانشگاه تهران. صفحات ۱۵۰-۱۰۰.

فریادرس، نیلوفر. (۱۳۸۵). *بررسی علل تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهرا. صفحات ۱۰۰-۷۰.

گرجی، ابراهیم و اقبالی، علی‌رضا. (۱۳۸۶). *برآورد منحنی فیلیپس در ایران*. تهران: مجله جهاد دانشگاهی، دانشگاه تهران. صفحات ۴۳-۲۰.

گرجی، ابراهیم و فولادی، ابراهیم. (۱۳۸۷). برآورد منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید برای اقتصاد ایران. *نامه مفید*، دوره ۴۴، شماره ۲، صفحات ۲۰-۳.

ب) انگلیسی

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics,* 12(1983), 383-398.

Dupuis, D. (2004). *The new Keynesian hybrid Phillips curve: An assessment of competing specification for the United States.* Working papers. pp. 1-7.

Gali, J. (2008). *Monetary policy, inflation and the business cycle: An introduction to the new Keynesian framework*. Princeton and Oxford: Princeton University Press. pp. 707-734.

Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural economic analysis. *Journal of Monetary Economics,* 44(2), 195-222.

Gali, J., Gertler, M. J., & Lopez-Salido, D. (2005). Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics,* 52(6), 1107-1118.
Gali, J., Gertler, M., & Lopez-Salido, J. D. (2001). European inflation dynamics. *European Economic Review,* 45(7), 70-1237.
Green, H. W. (5Th Eds.). (2002). *Econometric analysis. USA:* New York University. pp. 6-11.
Imbs, J., Jondean, E., & Pelgrin, F. (2007). *Aggregating Phillips curve.* Working paper series, No 785. pp. 2-8.
Kontonikas, A. (2010). A new test of the inflation-real marginal cost relationship: ARDL bounds approach. *Economics Letters,* 01/2010/. doi:10.1016/j.econlet.2010.04.046/
Merkl, Ch., & Ahrens, S. (2008). *Dynamic monetary and labor theory.* Summer Semester, Lecture: May 2008. pp. 4-5.
Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, J. R. (2001). Bounds testing approach to the analysis of level relations. *Journal of Applied Econometrics,* 16(3), 289-326.
Rudd, J. B., & Whelan, K. (2005). New tests of the new Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics,* 52(2005), 1167–1181.
Rumler, F., & Valderrama, M. T. (2008). Comparing the new Keynesian Phillips Curve with time series models of forecast inflation. *North American Journal of Economics and Finance,* 21(2), 126-144.
Russell, B., & Banerjee, A. (2008). The long run Phillips curve and non -stationary inflation. *Journal of Macroeconomics,* 30(4), 1792-1815.
Whelan, K. (2005a). *Topic 7: The new Keynesian Phillips curve.* EC4010 Notes. Retrieved From http://www.tcd.ie/Economics/Staff/whelanka/topic7.pdf/
Whelan, K. (2005b). *Topic 8: Critiques of the new Keynesian Phillips curve.* EC4010 Notes. Retrieved From http://www.tcd.ie/Economics/Staff/whelanka/topic8.pdf/