



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال دهم، شماره‌ی ۱۹، نیمه‌ی اول ۱۳۹۴

آزمونی جدید از رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی: با

استفاده از رویکرد^۱ ARDL

* مهدی تقویی

** علیرضا محسنی

*** حسین امیری

**** عبدالله پورجوان

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۲/۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۸/۸

چکیده:

شناسایی و تبیین ارتباط بین تورم و بیکاری در اقتصاد کشور به لحاظ تصمیم‌گیری‌های اقتصادی از جایگاه خاصی برخوردار است. این مقاله کوششی است در جهت شناسایی روابط دقیق بین تورم و هزینه نهایی واقعی که به عنوان یک متغیر جایگزین برای بخش حقیقی اقتصاد در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۴ به کار می‌رود. روش مورد استفاده برای بررسی رابطه بین دو متغیر روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پسران و همکاران (۲۰۰۱) می‌باشد. یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت، هر چه هزینه نهایی واقعی کمتر باشد، تورم افزایش پیدا می‌کند. به عبارت دیگر در کوتاه‌مدت دیگر بین این دو متغیر رابطه عکس وجود دارد. اما در بلندمدت رابطه بین این دو متغیر مثبت بوده و با افزایش هزینه نهایی واقعی، تورم نیز افزایش پیدا می‌کند. هم-چنین سرعت تعدیل‌متغیرها نشان‌دهنده این است که در هر دوره حدود ۶۵ درصد از اختلاف بین مقادیر تورم و هزینه نهایی واقعی در دوره قبل برطرف می‌شود. هم‌چنین کشش و حساسیت هزینه نهایی واقعی به تورم در کوتاه مدت نسبت به بلندمدت بیشتر می‌باشد و از ضریبی برابر با ۰/۳۱۳ برخوردار می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: E24, E31

واژه‌های کلیدی: تورم، هزینه نهایی واقعی، رویکرد ARDL پسران، کشش بلندمدت و کوتاه مدت

^۱ این مقاله برگرفته از رساله دکتری علیرضا محسنی در دانشگاه علامه طباطبایی تهران به راهنمایی دکتر مهدی تقویی می‌باشد.

* نویسنده‌ی مسئول - استاد اقتصاد علامه طباطبایی (Email: taghavi2009@yahoo.com)

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (Email: alireza_mohsenikbl@yahoo.com)

*** دانش‌آموخته دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (Email: Hossienamiri@gmail.com)

**** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (Email: Pourjavan1985@gmail.com)

۱- مقدمه:

رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی پایه و اساس مطالعات کینزین‌های جدید مخصوصاً منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را تشکیل می‌دهد. در کارهایی که در مورد منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید انجام شده است، تعدادی از مطالعات به منظور در نظر گرفتن جز آینده‌نگر در منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید از روش GMM استفاده کرده‌اند. در نتیجه این مطالعات یک رابطه معنادار بین متغیرهای تورم، تورم انتظاری، هزینه نهایی واقعی و تورم با وقفه پیدا نمودند. در نتیجه این مطالعات و با استفاده از روش GMM مشکلات زیادی پدیدار گشت (گالی و گرتلر، ۱۹۹۹)^۱. مشکلاتی که با استفاده از رویکرد GMM توسط استاک و همکاران^۲ (۲۰۰۲)، شناسایی شد عبارتند از: ۱- این رویکرد به تعداد ابزارها حساس می‌باشد و ۲- در نمونه‌های کوچک ابزارها به صورت ضعیفی شناسایی می‌شوند. ایمبس و همکاران^۳ (۲۰۰۷)، یک رویکرد جایگزین را مطرح کردند که در آن تورم بوسیله یک فرآیند خودتوضیح با وقفه^۴ توصیف می‌شود. لذا در پژوهش ایمبس و همکاران تکنیکی استفاده شده است که در آن نیازی نیست که درجه انباشتگی سری‌های مورد نظر را از قبل بررسی کنیم. مخصوصاً رویکرد ARDL پسران و همکاران (۲۰۰۱)، به ما اجازه می‌دهد که رابطه بلندمدت بین این دو متغیر را زمانی که با اطمینان نمی‌دانیم که سری‌های مورد بررسی انباشته از درجه صفر، یک و یا به صورت متقابل همگرا هستند، به صورت پایداری تخمین بزنیم. مطالعات تجربی که در زمینه منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید وجود دارد با تورم و هزینه نهایی به عنوان متغیرهای مانا رفتار می‌کند. مطالعات محدودی به وجود ریشه واحد در داده‌ها و امکان رگرسیون‌های جعلی می‌پردازند. به عنوان مثال فانلی^۵ (۲۰۰۸)، به منظور غلبه بر مشکل فوق با استفاده از روش VAR به تحلیل منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید برای منطقه اروپا پرداخت. لذا با توجه به مطالب گفته شده استفاده از روش GMM برای سری‌های زمانی غیر ایستا بی‌معنی می‌باشد. در این مقاله به بررسی رابطه

^۱Gali, Gertler

^۲ Stack et al

^۳Imbs et al

^۴ Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

^۵Fanelli

بین هزینه نهایی واقعی و تورم در قالب منحنی فیلیپس هایبیرییدی کینزین‌های جدید برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۴ پرداخته شده است. قسمت دوم این پژوهش به بررسی مطالعات تجربی انجام شده در رابطه با منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید پرداخته است. در بخش سوم و چهارم به معرفی مدل ARDL در قالب رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی و معرفی آزمون ARDL پرداخته شده است. در قسمت پنجم به معرفی الگوی ECM در قالب رابطه بین دو متغیر تورم و هزینه نهایی واقعی پرداخته شده است. در قسمت ششم به تخمین مدل با استفاده از روش ARDL پرداخته شده و سپس رابطه بلندمدت بین این دو متغیر و هم‌چنین معادله ECM^1 آن استخراج می‌شود. هم‌چنین در این قسمت یک سری آزمون‌ها مربوط به خوبی برازش با استفاده از رویکرد ARDL ارائه شده است. در قسمت آخر نتیجه گیری و پیشنهادات مهم این مقاله بیان شده است.

۲- مطالعات تجربی

بر خلاف نسخه‌های اولیه منحنی فیلیپس، ویژگی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید این است که به طور صریح از یک مدل بهینه‌سازی قیمت بدست آمده است. در بدست آوردن این منحنی یک سری فروض در نظر گرفته می‌شود از جمله اینکه فرض می‌شود بنگاه‌ها در یک محیط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند و هم‌چنین منحنی تقاضا دارای کشش ثابت می‌باشد. محبوب‌ترین فرمول‌بندی‌ها مربوط به چسبندگی‌های اسمی که در بدست آوردن منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید استفاده شده است، مدل کالوو^۲ می‌باشد. در مدل کالوو بنگاه‌ها از یک سری قواعد مشروط به زمان پیروی می‌کنند که در آن تعدیل قیمت از یک سری فرآیندهای تصادفی پیروی می‌کند. در این مدل در هر دوره بنگاه‌ها با یک احتمال ثابتی (مثلاً p) مواجه هستند که بوسیله آن قیمت را در طول آن دوره بدون تغییر نگه خواهند داشت و از این رو یک منهای آن احتمال $(1-p)$ ، قیمت تغییر خواهد کرد. فرض می‌شود که بنگاه‌ها از شانس یکسانی برخوردار هستند که یکی از بنگاه‌های تعدیل کننده قیمت باشند.

¹ Error correction Mechanism

² Calvo

در همین رابطه منکیو^۱ (۲۰۰۱) به وسیله سه رابطه اساسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را استخراج می‌کند. وی رابطه کوتاه‌مدت و مبادله بین تورم و بیکاری را بررسی کرد. اگرچه این مبادله یک مانع برای تئوری چرخه‌های تجاری می‌باشد، اما اقتصاددانان توضیحات رضایت بخشی را برای آن فراهم کردند. وی نتیجه گیری کرد که شوک‌های سیاست پولی انقباضی نرخ بیکاری را افزایش می‌دهد و به یک کاهش تدریجی و با وقفه در تورم منجر می‌شود. همچنین وی نتیجه گیری کرد که مدل‌های پویای استاندارد تعدیل قیمت نمی‌توانند این واقعیات را توضیح دهند. لذا وفق دادن نتایج اثرات سیاست پولی با مدل‌های تعدیل قیمت به عنوان یک معما برای تئوری چرخه‌های تجاری باقی ماند.

روابطی که منکیو به وسیله آن منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را استخراج کرد به صورت زیر می‌باشد:

اولین رابطه مربوط به قیمت مورد انتظار بنگاه است که این قیمت سود بنگاه را در زمان مشخصی در آینده حداکثر خواهد کرد. قیمت مورد انتظار به سطح عمومی قیمت‌ها و انحراف بیکاری از مقدار طبیعی آن بستگی دارد.

مطابق با دومین رابطه منکیو، هنگامی که یک بنگاه تصمیم می‌گیرد که قیمت خودش را تعدیل کند، قیمت تعدیل شده را مساوی با متوسط وزنی از قیمت جاری و همه قیمت‌های مورد انتظار آینده قرار می‌دهد.

سومین رابطه منکیو مربوط به سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد که فرض می‌کند سطح عمومی قیمت‌ها متوسط وزنی از تمام قیمت‌هایی که بنگاه‌ها در گذشته تنظیم نموده‌اند، می‌باشد.

با در نظر گرفتن این سه رابطه اساسی، منکیو معادله‌ی به صورت زیر را برای منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در نظر می‌گیرد:

$$(۱) \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \eta (U_t - U_t^n)$$

در معادله بالا تورم در دوره t ، π_t به مقادیر تورم انتظاری $(E_t \pi_{t+1})$ و شکاف بین بیکاری واقعی و بیکاری طبیعی $(U_t - U_t^n)$ بستگی دارد.

^۱Mankiw

در حالیکه منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید از نقطه نظر تئوریکی کانون توجه همگان بود ولی از نقطه نظر تجربی، تخمین‌هایی که در مورد منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید انجام می‌شد، قادر به توضیح دادن واقعیت‌های اثرات پویای سیاست پولی نبود. به عنوان مثال، این منحنی قادر به توضیح این موضوع نبود که چرا شوک‌های پولی ابتدا بر تولید اثر می‌گذارند و سپس با اثرات تاخیری و به صورت تدریجی بر روی تورم اثر می‌گذارند. منکیو (۲۰۰۱)، تخمین‌های تجربی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را به عنوان یک شکست برای این منحنی توصیف می‌کند. لذا اخیراً محققان بر آن شده‌اند که منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید خالص را تعدیل کنند. به خاطر شکست مطرح شده مربوط به کار تجربی اخیر منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید، این رابطه دستخوش تغییراتی شده که در زیر به آن پرداخته شده است.

ابتدا معیاری از هزینه نهایی واقعی یا معیاری از تورم روند زدایی شده به جای شکاف بیکاری ($U_t - U_t^n$) استفاده می‌شود. دوم به منظور در نظر گرفتن شوک‌های غیرمنتظره همانند شوک‌های قیمت نفتی دهه ۱۹۷۰، متغیر شوک عرضه تحت عنوان جز خطا در تصریح مدل در نظر گرفته می‌شود.

گالی، گرتلر و لوپز سالیدو^۱ در سال ۲۰۰۵ فرم بسته شده‌ای از منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید را تخمین زدند. نتایج مطالعه آنها بسیار مشابه مطالعه گالی و گرتلر در سال ۱۹۹۹ بود. از این رو نتایج گالی و گرتلر و دیگران در مورد اهمیت رفتار آینده‌نگر بنگاه‌ها در منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید کاملاً با نتایج تخمین فرم بسته شده منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید منطبق است.

بلانچارد و گالی^۲ در سال ۲۰۰۶ رابطه بین تورم تثبیت شده و شکاف بین تولید واقعی و تولید مورد انتظار را در قالب منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید بررسی کردند. آنها هم‌چنین مدل پایه‌ای کینزین‌های جدید را گسترش داده و چسبندگی‌های دستمزد واقعی را نیز در مدل وارد نمودند. این عمل باعث می‌شود تا بانک‌های مرکزی با مبادله بین تورم تثبیت شده و شکاف تولید متناسب با رفاه جامعه مواجه شوند. مخصوصاً ورود چسبندگی به مدل باعث می‌شود تا توضیحات و تفسیرهایی برای پویایی‌های رابطه بین تورم-بیکاری در داده‌ها پیدا نماییم.

^۱Gali, J, Gertler, M, Lopez-Salido

^۲Blanchard and Gali

اسبوردن^۱ در سال ۲۰۰۲ پیش‌بینی‌هایی از مدل بهینه‌سازی ساده چسبندگی قیمت اسمی برای پویایی‌های تورم را بررسی کرد. وی جبران نیروی کار و بهروری نیروی کار را به عنوان تقریب‌هایی جهت‌رزیایی هزینه‌های نهایی به حساب آورد. وی مسیر پیش‌بینی قیمت را بوسیله مسئله قیمت‌گذاری بهینه نگاه حل می‌کند. وی درجه معناداری از چسبندگی قیمت را برای مدل نتیجه‌گیری کرد و و حمایت پایه‌ای برای مدل آینده‌نگر تنظیم قیمت فراهم آورد.

گالی، گرتلر و لوپز سالیدو در سال ۲۰۰۱ شواهدی را روی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید برای منطقه اروپا فراهم آوردند و سپس از آن به عنوان یک ابزار برای مقایسه پویایی‌های تورم در منطقه اروپا و آمریکا استفاده کردند. آنها هم‌چنین فاکتورهای تعیین‌کننده تورم را با بررسی کردن رفتار چرخه‌های تجاری هزینه‌نهایی بررسی کردند. برخی از مهم‌ترین نتایج این مطالعه به صورت زیر خلاصه می‌شود: ۱- منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید به خوبی داده‌های منطقه اروپا را برازش می‌کند، مخصوصاً خیلی بهتر از داده‌های آمریکا این کار را انجام می‌دهد. ۲- به نظر می‌رسد که پویایی‌های تورم در منطقه اروپا جزء آینده‌نگر قوی‌تری نسبت به داده‌های آمریکا داشته باشد. ۳- به نظر می‌رسد که بازار نیروی کار به عنوان یک تعیین‌کننده رفتار مارک آپ دستمزد نقش کلیدی در شکل‌دهی رفتار هزینه نهایی و متعاقباً رفتار تورم در منطقه اروپا بازی می‌کند.

لایند^۲ در سال ۲۰۰۵ با استفاده از روش شبیه سازی مونت کارلو در قالب یک مدل چسبندگی قیمت کینزین‌های جدید بحث می‌کند که روش تک معادله‌ای، (به عنوان مثال GMM) نتایج تورش دار وبا دقت پایین‌تر بیدست می‌دهد. سپس وی نتیجه‌گیری می‌کند که تخمین زدن مدل بوسیله روش نسبت درست نمایی با اطلاعات کامل‌تر مفیدی برای بدست آوردن تخمین‌های مفید و دقیق می‌باشد. در نهایت وی مدلیبه روش شبیه سازی مونت کارلو را برای تخمین داده‌های آمریکا به کار می‌برد. نتیجه نهایی مطالعه با تخمین مدل بوسیله روش FIML فرضیه منحنی فیلیپس آینده نگر خالص را تأیید نمی‌کند.

¹Sbordone

²Linde

وهلن و راد^۱ در سال ۲۰۰۵ نشان دادند که متغیرهای وابسته با وقفه نقش مهمی در مدل‌های تجربی تورم بازی می‌کنند. آنها نشان دادند که مدل قیمت‌گذاری منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید نمی‌تواند اهمیت تورم با وقفه را در رگرسیون‌های استاندارد تورم توضیح دهد. همچنین آنها نشان دادند که جزء آینده‌نگر نقش ناچیزی را در توضیح دادن پویایی‌های تورم بازی می‌کند. گالی و گرتلر در سال ۱۹۹۹ یک مدل ساختاری از تورم را گسترش دادند که در آن بخشی از بنگاه‌ها از یک قاعده سرانگشتی برای تنظیم قیمت‌های خود در دوره گذشته استفاده می‌کنند. همچنین آنها مدل منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را به عنوان یک حالت خاص از منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید مورد بررسی قرار دادند. آنها به جای متغیر شکاف تولید از معیار هزینه نهایی واقعی که یک معیار تعیین‌کننده برای توضیح دادن پویایی‌های تورم است، استفاده کردند. آنها نتیجه گرفتند که مدل منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید اگر چه که از لحاظ آماری معنادار است، ولی از لحاظ کمی با تئوری سازگار نمی‌باشد. لذا آنها دریافتند که منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید تقریب خوبی برای پویایی‌های تورم فراهم می‌آورد. ناسون و اسمیت^۲ (۲۰۰۸)، شواهد آماری کمی را در حمایت از NKPC بدست آوردند و مطالعات بیشتر در این زمینه بوسیله کیوستر و دیگران^۳ (۲۰۰۹) انجام شده است که آنها پیشنهاد کردند که مطالعات اولیه NKPC به طور معناداری درجه همواری و پهنای منحنی فیلیپس را بیش از حد تخمین می‌زند اگر شوک‌های هزینه‌ای خودهمبسته باشند.

مطالعات اخیر برای اقتصاد آمریکا (برای مثال بی واترز و توماس^۴، ۲۰۱۱ همراه با هوور، دمیرالپ و پرز^۵ ۲۰۰۹) یک سری شواهد تجربی برای معناداری NKPC بدست آورده‌اند.

¹ Whelan and Rudd

² Nason and Smith

³ Kuester et al.

⁴ Bywaters and Thomas

⁵ Hoover, Demiralp and Perez

۳- مبانی نظری

در میان موضوعات اصلی اقتصاد کلان، مطالعه پویایی های کوتاه مدت و بلندمدت تورم یک موضوع اصلی در اقتصاد کلان می باشد. در دهه های اخیر پیشرفت های چشم گیری در مورد مدل سازی پویایی های تورم انجام شده است. این ادبیات جدید ابتدا در کارهای فیشر^۱ (۱۹۹۷)، تیلور^۲ (۱۹۸۰) و کالو^۳ (۱۹۸۳) و دیگر نویسندگانی که دستمزدهای اسمی و قیمت های چسبنده را مطرح کردند، پدیدار گشت. این مدلسازی ها بوسیله تصمیم سازی تنظیم قیمت به روش بهینه سازی بنگاه ها و افراد شروع شده است. استفاده صریح از پایه های اقتصاد خرد منجر به یک سری تفاوت های مهم در جزئیات منحنی فیلیپس شد. علی رغم پیشرفت های مهم در زمینه های تئوریک، تحلیل های اقتصاد سنجی منحنی فیلیپس کینزین های جدید نسبتاً محدود مانده است.

منحنی فیلیپس کینزین های جدید چارچوبی را برای تحلیل تورم به وجود می آورد. NKPC تورم را به فعالیت های واقعی اقتصاد، انتظارات تورمی و تورم ایستا مرتبط می کند. مدل های مطرح شده در این زمینه تئوری محور هستند. این مدل ها از یک رفتار بهینه سازی مبتنی بر بنگاه هایی که در چارچوب بازار رقابت انحصاری فعالیت می کنند و قیمت هایشان را در یک روش مقید تنظیم می کنند پیروی می کنند.

این مقاله دربرگیرنده NKPC اساسی می باشد که در آن هزینه نهایی واقعی و تورم انتظاری، رفتار تورم را توضیح می دهند. اقتصادهای مختلف معیارهای متفاوتی از هزینه نهایی واقعی را ارائه می کنند. در یک اقتصاد بسته، هزینه نهایی واقعی بوسیله سهم درآمد نیروی کار تقریب زده می شود یا به صورت معادل بوسیله هزینه هر واحد نیروی کار واقعی بدست آورده می شود. در حالیکه در یک اقتصاد باز هزینه نهایی واقعی ترکیبی از سهم درآمد نیروی کار، GDP واقعی و قیمت ها/هزینه های نسبی داخلی به قیمت های وارداتی می باشد. هدف این مقاله شناسایی نقش فاکتورهای تورم در چارچوب منحنی فیلیپس کینزین های جدید می باشد. مقاله مورد نظر پارامترهای فرم خلاصه شده را که نقش هزینه نهایی واقعی و تورم انتظاری را در تعیین تورم بر عهده دارد، تخمین می زند.

^۱ Fisher

^۲ Taylor

^۳ Calvo

در این قسمت چارچوب NKPC اساسی توضیح داده شده است. پیش‌زمینه تئوریک برگرفته از کارهای گالی و گرتلر (۱۹۹۹)، گالی و دیگران (۲۰۰۱) و لایس و مالی (۲۰۰۷) می‌باشد که در آن رابطه ساختاری بین تورم، فعالیت‌های واقعی اقتصاد، انتظارات تورمی مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای شروع فرض می‌شود که تعداد پیوسته‌ای از بنگاه‌ها که بوسیله $\epsilon \in [0,1]$ مشخص شده‌اند در یک بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. هر بنگاه یک تولیدکننده رقابت انحصاری است که کالای مختلف Y_{jt} را تولید می‌کند و آن را در زمان t و با قیمت اسمی P_{jt} به فروش می‌رساند. هر بنگاه با یک تقاضای با کشش قیمتی ثابت که به صورت زیر نشان داده می‌شود مواجه می‌باشند:

$$(۲) Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\epsilon} Y_t$$

که Y_t ستانده تولید کل می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\epsilon, P_t = \left(\int_0^1 P_{jt}^{1-\epsilon} dj\right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad \text{و} \quad Y_t = \left(\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj\right)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}$$

کشش قیمتی تقاضا و کشش جانشینی بین کالاهای مختلف می‌باشد.

بنگاه‌ها قیمت‌های خود را در یک روش مقید همانند کالوو (۱۹۸۳) تنظیم می‌کنند. مخصوصاً در هر دوره به بنگاه اجازه داده می‌شود که قیمت‌های خود را با احتمال $1 - \theta$ تعدیل کنند. به عبارت دیگر در هر دوره بخش $1 - \theta$ از بنگاه‌ها قیمت خود را تغییر می‌دهند. در همان زمان بخش θ از بنگاه‌ها قیمت‌هایشان را بدون تغییر نگه می‌دارند. زمان مورد انتظار به منظور اینکه قیمت ثابت باقی بماند برابر با $\frac{1}{1-\theta}$ می‌باشد. θ برای اندازه‌گیری چسبندگی قیمت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. تحت این مفروضات سطح قیمت به صورت زیر بدست می‌آید:

$$(۳) P_t = ((1 - \theta)(P_t^*)^{1-\epsilon} + \theta P_{t-1}^{1-\epsilon})^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

که P_t^* قیمت جدیداً تنظیم شده بوسیله بنگاه‌ها می‌باشد. شاخص قیمت لگاریتمی-خطی در اطراف تورم باثبات صفر دلالت بر این دارد که سطح قیمت کل به عنوان یک متوسط وزنی از قیمت جدیداً تنظیم شده P_t^* و سطح قیمت مشاهده شده در دوره قبل P_{t-1} می‌باشد:

$$(۴) p_t = (1 - \theta)p_t^* + \theta p_{t-1}$$

در معادله (۴) حروف کوچک دلالت بر متغیر در شکل لگاریتمی دارد. وفق دادن منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید با دادها کار آسانی نیست. مخصوصاً در فرم منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید که در معادله (۱) نمایش داده شده است، با توجه به توضیحات بالا اثبات می‌شود تغییر در تورم جاری به صورت منفی به شکاف تأخیری (با وقفه) تولید، وابسته است.

$$(۵) \pi_t = \lambda \kappa S_t + \beta E_t \{ \pi_{t+1} \}$$

برای ملاحظه کردن این مطلب، معادله بالا را یک دوره به عقب برده و سپس فرض می‌کنیم که $\beta \cong 1$ باشد.

$$(۶) \pi_t = -\lambda \kappa S_{t-1} + \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در آن $\varepsilon_t = \pi_t - E_{t-1} \pi_t$ و S_t سهم درآمد نیروی کار می‌باشد. با تخمین زدن این معادله انتظار بر این است که نرخ تورم به صورت منفی با شکاف تولید با وقفه در ارتباط باشد. اما در کارهای تجربی انجام شده مشخص شد که نرخ تورم به صورت مثبت با شکاف تولید با وقفه در ارتباط است. معادله تخمین زده شده متاسفانه به جای اینکه به منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید شباهت داشته باشد، به منحنی فیلیپس سنتی شباهت داشت. مسئله اساسی همانطور که بوسیله فوهرر و مور^۱ (۱۹۹۵)، تاکید شده این است که منحنی پایه و اصلی فیلیپس کینزین‌های جدید دلالت بر این دارد که نرخ تورم بایستی باعث ایجاد شکاف تولید در طول چرخه‌های تجاری شود. به عبارت دیگر، منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید دلالت دارد که افزایش (کاهش) در تورم جاری بایستی به یک افزایش (کاهش) متناسب در شکاف تولید منجر شود. یکی دیگر از ویژگی‌های معادله (۵) این است که هیچ مبادله کوتاه‌مدتی بین تورم و شکاف تولید وجود ندارد. اما در کارهای تجربی دقیقاً عکس این نتیجه بدست آمده است، بدین صورت که تورم زدایی از هر اندازه و مقداری به صورت فوری و بدون هزینه می‌تواند توسط بانک مرکزی بدست آورده شود. در واقع بانک مرکزی می‌تواند مسیر شکاف تولید در آینده را مساوی با صفر تنظیم کند. از سوی دیگر تجارب تاریخی نشان می‌دهد تورم زدایی باعث

^۱ Fuhrer and Moore

کاهش شکاف تولید می‌شود (به عنوان مثال بال و منکیو^۱ ۱۹۹۵). برای اینکه بتوانیم داده‌های آماری و کارهای تجربی را با کارهای تئوریک وفق دهیم بایستی به بازار رقابت ناقص متوسل شویم. در حالیکه این تئوری به وضوح از تحقیقات آینده حمایت می‌کند، اما شواهد مستقیم کمی برای حمایت از آن وجود دارد. بنابراین کشورهایی با بانک‌های مرکزی معتبرتر (به عنوان مثال آلمان)، هزینه‌های تورم زدایی زیادی را تجربه کرده‌اند.^۲ محدودیت‌های تئوریک منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید باعث شده است که تعدادی از محققان منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید را در نظر بگیرند. این منحنی به صورت زیر توصیف می‌شود:

$$(۷) \pi_t = \delta S_t + (1 - \Phi) E_t \{ \pi_{t+1} \} + \Phi \pi_{t-1}$$

که در $0 < \Phi < 1$. این ایده اجازه می‌دهد که تورم به ترکیب مقعری از تورم انتظاری آینده و تورم با وقفه وابسته باشد. عبارت جزء با وقفه بدلیل در نظر گرفتن پایداری و ثباتی که در داده‌های تورم وجود دارد اضافه شده است. یک مورد خاص از معادله (۷) این است که فرض کنیم $\Phi = 0.5$ باشد. این معادله به صورت وسیعی در مدل تورم چسبنده بایتر و جویت^۳ (۱۹۸۵) و هم‌چنین فوهرر و مور (۱۹۹۵) نیز استفاده شده است:

$$(۸) (\pi_t - \pi_{t-1}) = \frac{\delta}{0.5} S_t + (E_t \pi_{t+1} - \pi_t)$$

تحت این فرمول تغییر در نرخ تورم با مسیر انتظاری شکاف تولید آینده مرتبط است.

کاربرد بیشتر این معادله هایبریدی آن است که عبارت جز با وقفه، تورم زدایی هزینه‌های کاهش تولید را در برگیرد. علاقه وسیع به منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید به خاطر کارهای تجربی فراوان اخیر می‌باشد. فوهرر و مور (۱۹۹۵) فرضیه دستمزد نسبی بایتر و جویت (۱۹۸۵) را به کار گرفتند. اما مشکلی که این مسئله دارد این است که آن از یک مسئله بهینه سازی صریح استخراج نشده است.

^۱ Ball and Mankiw

^۲ Clarida and Gertler and Gali

^۳ Buiter and Jewett

ایمبس و دیگران^۱ (۲۰۰۷) نشان دادند که اگر هزینه نهایی واقعی از یک فرآیند خودهمبسته مرتبه اول (AR(1)) پیروی کند، آنگاه تورم بوسیله یک مدل ARDL(1,0) توصیف می شود. به صورت فرمولی می توان مطلب بالا را به صورت زیر بیان کرد:

$$(۹) \pi_t = \xi \pi_{t-1} + \psi S_t + \varepsilon_{\pi,t}$$

$$(۱۰) \varepsilon_{\pi,t} = (1 + \sigma \xi) \eta_t \text{ و } \psi = \theta \left(\frac{1 + \sigma \xi}{1 - \sigma \rho} \right) \text{ و } \rho \in (-1, 1)$$

که در آن ρ بر ضریب AR(1) هزینه نهایی واقعی دلالت می کند. σ و $\xi \in (0, 1)$ نیز به ترتیب بر فاکتور نرخ تنزیل و درجه شاخص بندی قیمت ها دلالت دارند.

مدل ARDL(1,0) در فرم تصحیح خطا (ECM) به صورت زیر بیان می شود:

$$(۱۱) \Delta \pi_t = \psi \Delta S_t - (1 - \xi) \left[\pi_{t-1} - \left(\frac{\psi}{1 - \xi} \right) S_{t-1} \right] + \varepsilon_{\pi,t}$$

که در آن Δ شاخص تفاضل گیری می باشد. هم چنین $(1 - \xi)$ سرعت تعدیل اختلاف بین تورم و هزینه نهایی واقعی در دوره قبل را اندازه می گیرد. ψ اثر لحظه ای تغییر در هزینه نهایی واقعی را اندازه می گیرد.

۴- آزمون ARDL

با توجه به اینکه روش هم انباشتگی انگل گرنجر مبتنی بر پیش فرض وجود یک بردار هم انباشتگی است و دارای محدودیت های زیادی می باشد، لذا در اینجا از روش خودتوضیح برداری با وقفه های گسترده استفاده شده است. به طور کلی روش هایی مثل انگل-گرنجر در مطالعاتی که با نمونه های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش های پویای تورم کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارد. چرا که برآوردهای حاصل در این مدل ها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی های کوتاه مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می گیرند.

^۱ Imbs et al

^۲ Auto Regressive Distributed Lag Method

در اینجا برای آزمون رابطه بلندمدت بین تورم و هزینه نهایی واقعی از متدولوژی ARDL پسران و دیگران (۲۰۰۱) استفاده شده است. ابتدا یک مدل VAR از مرتبه (VAR(P))P را در نظر می‌گیریم:

$$(12) \Phi(L)y_t = \epsilon_t$$

که در آن L اپراتور وقفه و $\Phi(L) = I - \sum_{i=1}^P \Phi_i L^i$ ماتریس با وقفه‌های چند جمله‌ای و I ماتریس واحد می‌باشد. $y_t = [\pi_t, S_t']$ و $\epsilon_t = [\epsilon_{\pi,t}, \epsilon_{S,t}] \sim IN(0, \Omega)$ برداری از فرآیندهای خطا می‌باشد. ماتریس کواریانس ϵ_t مثبت معین بوده و Ω برابر است با:

$$(13) \Omega = \begin{bmatrix} \omega_{\pi\pi} & \omega_{\pi S} \\ \omega_{S\pi} & \omega_{SS} \end{bmatrix}$$

با فرض تمرکز بر مدل‌سازی شرطی $\epsilon_{\pi,t}$ و π_t می‌توان عبارتی به صورت زیر استخراج کرد:

$$(14) U_t \sim IN(0, \omega_{UU}) \text{ و } \epsilon_{\pi,t} = \omega_{\pi S} \omega_{SS}^{-1} \epsilon_{S,t} + U_t$$

$$(15) \omega_{UU} = \omega_{\pi\pi} - \omega_{\pi S} \omega_{SS}^{-1} \omega_{S\pi}$$

که در آن U_t مستقل از $\epsilon_{S,t}$ می‌باشد.

مدل VAR در معادله (۱۲) را می‌توان به صورت یک مدل تصحیح خطای برداری

به صورت زیر نوشت:

$$(16) \Delta y_t = \Lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

که در آن $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{P-1} \Phi_j$ ($i = 1, \dots, P-1$) بر ماتریس ضرایب عکس

العمل کوتاه مدت دلالت می‌کند و Λ ماتریس ضرایب تکاثر بلندمدت می‌باشد.

$$(17) \Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{\pi\pi} & \lambda_{\pi S} \\ \lambda_{S\pi} & \lambda_{SS} \end{bmatrix}$$

رویکرد آزمون ARDL قیدی به این صورت که "حداکثر تعداد روابط بلندمدت

شرطی بین تورم و هزینه نهایی واقعی مساوی با یک می‌باشد" را تحمیل می‌کند.

در این رویکرد فرض شناسایی باعث می‌شود که یکی از عناصر ماتریس Λ مساوی

با صفر باشد. از این رو در ماتریس Λ قید $\lambda_{S\pi} = 0$ را وضع می‌کنیم. با استفاده از این

قید و معادله (۱۱) معادله ARDL به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\Delta\pi_t = c_1\pi_{t-1} + c_2s_{t-1} + c_3\Delta s_3 + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{\pi,i}\Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \delta_{s,i}\Delta s_{t-i} + U_t$$

که در آن $c_1 = \lambda_{\pi\pi} (= \xi - 1)$ ، $c_2 = \lambda_{\pi s} - \omega_{ss}^{-1}\omega_{s\pi}\lambda_{ss}$ و $c_3 = \omega_{ss}^{-1}\omega_{s\pi} (= \psi)$ می باشد.

معادله (۱۸) منطبق بر رویکرد $ARDL(p,q)$ پسران و دیگران^۱ (۲۰۰۱) می باشد. لازم به ذکر است که مرتبه $ARDL$ بستگی به پویایی های هزینه نهایی دارد: به عنوان مثال اگر هزینه نهایی از یک فرآیند $AR(2)$ پیروی کند، آنگاه تورم بوسیله یک فرآیند $ARDL(1,1)$ توصیف می شود. رویکرد کل به جز برای اطمینان از اینکه پویایی های مدل به درستی در نظر گرفته شده است، استفاده شده است. ساختار وقفه های مدل اطلاعات مهمی را در مورد اثرات هزینه نهایی بر روی تورم آشکار خواهد کرد. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویایی که در بالا بررسی شده استفاده می شود. برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت بدست آمده از این روش کاذب نمی باشد، دو روش وجود دارد^۲:

۱- در روش اول فرضیه صفر بدین صورت بیان می شود که مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون باید عدد یک را از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم کنیم. آماره مذکور دارای توزیع استاندارد t می باشد. حال اگر قدرمطلق آماره t بدست آمده بزرگتر از مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی^۳، دولادو^۴ و مستر^۵ باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می شود.

۲- در روش دوم که توسط پسران و دیگران^۶ (۱۹۹۶) ارایه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می گیرد. نکته مهم در اینجا این

^۱Pesaran et al

^۲تشکینی، احمد

^۳ Banerjee

^۴Dolado

^۵Mestre

^۶Pesaran et al

است که توزیع F مذکور غیراستاندارد می‌باشد. پسران مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگسورها و این که مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا خیر محاسبه کرده‌اند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارایه کردند: یکی بر اساس اینکه تمام متغیرها پایا می‌باشند و دیگری بر این اساس که تمام متغیرها ناپایا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. حال اگر F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. 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. تحت این شرایط، مجبور به انجام آزمون‌های ریشه واحد روی متغیرها هستیم.

۵- الگوی تصحیح-خطا (ECM)

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین کاربرد این الگوها آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. برآورد این مرحله شامل دو قسمت است^۱:

۱- این مرحله شامل برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است.

۲- در این مرحله، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده می‌کنیم و رابطه‌ای به صورت زیر برآورد می‌کنیم:

$$\Delta y_t = a + b\Delta x_t + cU_{t-1} + e_t \quad (19)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب c با علامت منفی ظاهر شود، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در

هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می شود.

۶- داده ها و نتایج برآورد حاصل از روش ARDL

در این مرحله رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی را با استفاده از آمارهای سالانه برای اقتصاد ایران در طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۴ با استفاده از سیستم نرم افزاری Microfit برآزش می کنیم. داده های نرخ تورم از اطلاعات آماری موجود در بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران مورد بهره برداری قرار می گیرد.

یکی از متغیرهای غیر قابل مشاهده که در تخمین رابطه بین تورم و هزینه نهایی به کار رفته است متغیر هزینه نهایی می باشد که در این مقاله مقدار آن با استفاده از رویکرد سهم درآمدی نیروی کار محاسبه شده است.

در یک اقتصاد فرضی همانند گالی و دیگران (۲۰۰۱)، بنگاه ها تکنولوژی تولید خود را به صورت زیر در نظر می گیرند:

$$(۲۰) Y_{jt} = A_t N_{jt}^{1-\alpha}$$

که A_t دلالت بر فاکتور تکنولوژیکی مشترک دارد، N_{jt} نهاده نیروی کار و α کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه می باشد که ثابت نگه داشته شده است.

در اقتصادی که تنها نیروی کار برای تولید ستانده استفاده می شود، تابع هزینه کل بنگاه به صورت $W_t N_{jt}$ تعریف می شود که W_t دستمزد اسمی می باشد. هزینه نهایی واقعی بین بنگاه ها متفاوت است و وابسته به نرخ تنظیم قیمت بوسیله هر بنگاه و سطح قیمت کل دارد (این چارچوب از اسبوردن ۲۰۰۲ پیروی می کند):

$$(۲۱) MC_{jt}^r = \frac{1}{1-\alpha} \frac{W_t N_t}{P_t Y_t} \left(\frac{P_{jt}}{P_t} \right)^{-\frac{\epsilon \alpha}{1-\alpha}}$$

معادله لگاریتمی-خطی بالا دلالت بر این دارد که در یک اقتصاد بسته هزینه نهایی واقعی بنگاه از رابطه بین هزینه نهایی واقعی در اقتصاد و تنظیم قیمت بوسیله بنگاه نسبت به سطح قیمت کل پیروی می کند:

$$(۲۲) \widehat{mc}_{jt}^r = \widehat{mc}_t^r - \frac{\epsilon \alpha}{1-\alpha} (p_{jt} - p_t)$$

حروف کوچک که با نماد $\hat{\ }^{\wedge}$ نشان داده شده است، دلالت بر انحراف متغیرها از مقادیر باثبات دارد.

از آنجائیکه $MC_t^r = \frac{1}{1-\alpha} \frac{W_t N_t}{P_t Y_t} = \frac{S_t}{1-\alpha}$ است لذا S_t سهم درآمد نیروی کار یا به طور معادل هزینه هر واحد نیروی کار واقعی می باشد. تقریب خطی لگاریتمی شده هزینه نهایی واقعی در یک اقتصاد بسته متناسب با سهم درآمد نیروی کار یا به طور معادل هزینه هر واحد نیروی کار واقعی می باشد.

$$(۲۳) \hat{m}c_t^r = \hat{S}_t$$

همچنین بایستی توجه شود که متغیر هزینه نهایی واقعی برای بخش صنعت بدست آورده شده است.^۱

نتایج برآورد مدل در کوتاه مدت به صورت زیر می باشد:

$$(۲۴) \text{Inf}_t = 0.148 + 0.346 \text{Inf}_{t-1} - 0.313 \text{Mc}_t + 0.324 \text{Mc}_{t-1}$$

آماره t (۴/۳۳) (-۴/۳۱) (۲/۶۱) (۲/۸۱)
 مقادیر احتمال (۰/۰۰۰) (۰/۰۰۰) (۰/۰۱۴) (۰/۰۰۹)

همان گونه که از معادله (۲۴) ملاحظه می شود متغیرهای معادله در سطح اطمینان بالایی معنادار می باشند. با توجه به معادله بالا متغیر تورم دارای ارتباط مثبت و مستقیمی با متغیرهای تورم با وقفه و هزینه نهایی واقعی با یک وقفه می باشد. همچنین هزینه نهایی واقعی دارای ارتباط منفی و معکوس با تورم می باشد.

معناداری آماری تفاضل های تورم و هزینه نهایی واقعی نشان دهنده پویایی های غنی در متغیرهای تورم و هزینه نهایی واقعی می باشد. لازم به ذکر است که تعداد وقفه های معادله با استفاده از معیار اطلاعات شوارتز بدست آمده است.

نکته دیگر این است که طبق مطالعات تجربی آیمبس و دیگران^۲ (۲۰۰۷) اگر هزینه نهایی واقعی از یک فرآیند $AR(2)$ پیروی کند، تورم به صورت یک فرآیند $ARDL(1,1)$ مدل سازی می شود. با بررسی ضریب خودهمبستگی و ضریب

^۱ آمارهای مربوط به تولید کل کارگاه های بزرگ صنعتی، شاخص کل مزد و حقوق و مزایای پرداختی به کارکنان کارگاه های بزرگ صنعتی و شاخص کل اشتغال کارکنان کارگاه های بزرگ صنعتی از آمارهای بانک مرکزی استخراج گردیده است.

^۲ Imbs et al

خودهمبستگی جزئی متغیر فوق ملاحظه شد که هزینه نهایی واقعی از یک فرآیند $AR(2)$ پیروی می کند که تایید کننده نتیجه بدست در بالا می باشد. در اینجا برای صحت از رابطه بلندمدت بدست آمده به محاسبه آماره های t می پردازیم.

برای محاسبه آماره t ابتدا عدد یک را از ضریب تورم با وقفه کسر کرده و سپس بر انحراف معیار ضریب مذکور تقسیم می کنیم. محاسبات نشان می دهد آماره t برابر با $-۴/۹۴۶$ بدست آمده است که با توجه با مقادیر بحرانی توسط بنرجی، دولادو و مستر، قدرمطلق آماره t بزرگتر از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان $۰/۰۱$ می باشد که تایید کننده رابطه بلندمدت بدست آمده خواهد بود.

در مرحله بعد برای صحت نتایج بدست آمده در جدول (۱) معیارهای خوبی برازش برای معادله (۲۴) گزارش شده است.

جدول شماره ی یک - معیارهای خوبی برازش مربوط به معادله (۲۴)

نوع آزمون	آماره آزمون
آزمون خودهمبستگی (LMTTest)	۰/۸۴۷
شکل تبعی صحیح (RamseyResetTest)	۴/۴۴۵
نرمال بودن (Normality)	۳/۵۰۹
واریانس ناهمسانی	۸/۰۲
R^2	۰/۵۳
Adjusted R^2	۰/۴۸
D.W	۱/۷۵

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان گونه که در جدول بالا ملاحظه می شود با توجه به آزمون های خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح و واریانس ناهمسانی دلایل کافی برای رد فرضیه صفر وجود ندارد. لذا می توان نتیجه گرفت که مدل دارای خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی نبوده و شکل مدل به درستی تخمین زده شده است. هم چنین با توجه به آزمون نرمال بودن، فرضیه صفر مبنی بر غیر نرمال بودن جملات اخلال رد شده و بنابراین باقیمانده های مدل نرمال می باشند. هم چنین متغیرهای توضیحی مدل قادرند که حدود $۰/۵۳$ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره دوربین واتسون

آزمونی جدید از رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی: با..... ۷۱

نیز ۱/۷۵ بدست آمده است که تایید کننده آزمون LM مبنی بر عدم وجود خود همبستگی در مدل می باشد.

در مرحله بعد معادله ECM مربوط به رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی محاسبه و برآورد شده است.

$$(25) dInf_t = dc - 0.313dLmc_t - 0.653ecm_{t-1}$$

(۲/۸۱)	(-۴/۳۱)	(-۴/۹۴)	آماره t
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۰)	مقادیر احتمال

رابطه (۲۵) نشان دهنده معادله ECM مربوط به رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی می باشد. در معادله بالا d نشان دهنده تفاضل مرتبه اول می باشد. همان گونه که در معادله بالا ملاحظه می شود تمامی متغیرهای در سطح اطمینان بالایی معنادار می باشند. در معادله ECM ضریب سرعت تعدیل دارای علامت صحیح و برابر با ۰/۶۵۳ می باشد. در واقع این ضریب نشان دهنده این است که در هر دوره ۶۵ درصد از اختلاف بین تورم و هزینه نهایی واقعی در دوره قبل تصحیح می شود که نسبتاً رقم بالایی می باشد. همچنین در معادله ECM مقدار R² برابر با ۰/۵۶ بدست آمده است که نشان دهنده این است که متغیرهای توضیحی مدل قادرند حدود ۰/۵۶ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند.

در مرحله بعد به برآورد رابطه بلندمدت مدل پرداخته شده است. نتایج حاصل از این برآورد در معادله (۲۶) نشان داده شده است.

$$(26) Inf_t = 0.226 + 0.016Mc_t$$

(۳/۲۱)	(۱/۵۷۸)	آماره t
(۰/۰۰۳)	(۰/۱۲۶)	مقادیر احتمال

همان گونه که در معادله (۲۶) ملاحظه می شود عرض از مبدا در سطح اطمینان بالایی معنادار بوده ولی ضریب هزینه نهایی واقعی در سطح اطمینان ۸۸ درصد معنادار می باشد. عکس العمل تورم به هزینه نهایی واقعی در بلندمدت برابر با ۰/۰۱۶ می باشد که رابطه بلندمدت مثبت بین این دو متغیر را نشان می دهد.

۷- خلاصه و نتیجه گیری

شناسایی و تبیین ارتباط بین تورم و بیکاری در اقتصاد کشور به لحاظ تصمیم گیری های اقتصادی از جایگاه خاصی برخوردار است. بررسی رابطه بین دو متغیر فوق می تواند سیاستگذاران و اقتصاددانان را در بررسی عملکرد اقتصادی یاری دهد. با توجه به اینکه در حال حاضر بیشتر اقتصادها از این معضل رنج می برند، کوشش برای شناسایی روابط دقیق آنها از اهمیت خاصی در کشور برخوردار است. این مقاله کوششی است در جهت شناسایی روابط دقیق بین تورم و هزینه نهایی واقعی که به عنوان یک متغیر جایگزین برای بخش حقیقی اقتصاد به کار می رود. در دهه های اخیر پیشرفت های چشمگیری در خصوص مدلسازی پویایی های تورم انجام شده است. رابطه بین تورم و بیکاری و هزینه نهایی واقعی پایه و اساس مطالعات کینزین های جدید به ویژه منحنی فیلیپس کینزین های جدید را تشکیل می دهد.

با توجه به اینکه در دنیای واقعی امکان تعدیل سریع قیمت ها و دستمزدها وجود ندارد لذا انتظار بر این است که منحنی فیلیپس کینزین های جدید که ویژگی چسبندگی دستمزدها و قیمت ها را در خود جای داده است، بهتر بتواند دنیای واقعی و به خصوص رابطه بین تورم و متغیرهای واقعی اقتصاد از قبیل تولید، بیکاری، هزینه نهایی واقعی را توضیح دهد.

منحنی فیلیپس کینزین های جدید مدل بسیار محبوبی برای پویایی های تورم می باشد که در آن تورم وابسته به هزینه نهایی واقعی و انتظارات تورمی آینده می باشد. این مدل از این جهت جذاب می باشد که روابط اقتصاد کلان از روابط اقتصاد خردی استخراج می شود و برای تصمیمات سیاست گذاران بسیار کاربردی می باشد. هم چنین به نظر می رسد هنگامی که سهم درآمد نیروی کار در بخش صنعت به عنوان یک متغیر جایگزین به جای هزینه نهایی واقعی به کار می رود، مدل بهتر کار می کند. بنابراین استفاده از سهم درآمد نیروی کار به عنوان جایگزین هزینه نهایی واقعی به دو دلیل ناقص است:

ابتداً سهم درآمد نیروی کار ضد ادواری است؛ در حالی که، تئوری نشان می دهد که هزینه نهایی بایستی در جهت ادوار باشد و دومین فرض استفاده شده برای به دست آوردن سهم درآمد به عنوان متغیر جایگزین برای هزینه نهایی بسیار محدود کننده

است. مخصوصاً سهم درآمد نیروی کار فرض می‌کند که هر واحد اضافی نیروی کار در یک روش کاملاً انعطاف‌پذیر و صرف نظر از تعداد کارهای ساعتی در یک نرخ دستمزد ثابت اجاره داده می‌شود. برای اثبات این فرض در یک روش منطقی بایستی تشخیص دهیم که استخدام، هزینه‌بر نیست اما نسبتاً ثابت است و این که نرخ دستمزد واقعی تابع تعداد ساعات می‌باشد. کاربرد واقعی‌تر این فرض در مورد رفتار نیروی کار در طول چرخه تجاری به نتایج بهتری از متغیر هزینه نهایی واقعی منجر می‌شود. مخصوصاً هزینه نهایی واقعی وابسته به تعداد ساعات کاری و جایزه دریافتی برای ساعات اضافی در طول زمان است. بخش‌های صنعت به خاطر تغییر متناوب در ساعات و به خاطر وجود زمانی که می‌تواند در این صنعت مشاهده شود، متغیر مفیدتری می‌باشد.

نتایج حاصل از تخمین معادلات در دوره مورد بررسی، صحت تبادل بین هزینه نهایی واقعی به عنوان متغیری برای بخش حقیقی اقتصاد و تورم را در اقتصاد ایران با استفاده از روش ARDL در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۴ تایید می‌کند.

یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت، هر چه هزینه نهایی واقعی کمتر باشد، تورم افزایش پیدا می‌کند. به عبارت دیگر بین این دو متغیر رابطه عکس وجود دارد. اما در بلندمدت رابطه بین این دو متغیر مثبت بوده، بدین صورت که با افزایش هزینه نهایی واقعی، تورم نیز افزایش پیدا می‌کند. همچنین سرعت تعدیل نشان-دهنده این است که در هر دوره حدود ۶۵ درصد از خطای عدم تعادل برطرف می‌شود. همچنین کشش و حساسیت هزینه نهایی واقعی به تورم در کوتاه مدت نسبت به بلندمدت بیشتر می‌باشد و از ضریبی برابر با ۰/۳۱۳ برخوردار می‌باشد.

مقایسه بین نتایج حاصل از مقاله پیش رو با کارهای تجربی صورت گرفته در این زمینه نشان می‌دهد که در کارهای تجربی که تاکنون در خصوص منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید صورت گرفته است مراحل مختلفی از پیشرفت طی شده است. مهمترین پیشرفت‌هایی که در این خصوص انجام شده است در زمینه اقتصاد سنجی و روش‌های برآورد منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید می‌باشد. با توجه مشکلاتی که در زمینه برآورد منحنی فیلیپس در کارهای قبلی وجود داشته است در مقاله پیش رو سعی شده است که مشکلات کارهای تجربی از جمله روش برآورد برطرف شود.

لذا با توجه به یافته های پژوهش می توان نتیجه گرفت که اگر سیاستگذاران بخواهند نرخ تورم را کنترل کنند می توانند این کار را از طریق سهم درآمد نیروی کار در بخش صنعت انجام دهند. همان طور که اشاره شده است سهم درآمد نیروی کار در بخش صنعت خود را در دستمزدها و حقوق ها نشان می دهد. بنابراین کنترل تغییرات نرخ دستمزدها و حقوق کارکنان در بخش صنعت می توان تورم کشور را کنترل کرد. همچنین با توجه به اینکه شکاف بین تولید واقعی و بالقوه نیز یک متغیر جایگزین برای سهم درآمد نیروی کار در بخش صنعت می باشد لذا کاهش شکاف تولید واقعی و بالقوه نیز در جهت کاهش تورم موثر می باشد. زیرا همانطور که می دانیم تورم بالا در کشور علاوه بر بی ثباتی قیمت ها و اقتصاد کلان، اثرات رفاهی بلندمدتی بر استاندارد زندگی شهروندان می گذارد، لذا کنترل تورم می تواند گام مهمی در جهت ثبات و پایداری اقتصاد باشد.

منابع و ماخذ:

- Ball, L and Mankiw, N.G, 1995, Relative price change as aggregate supply shocks, Quarterly Journal of economics 110,161-193.
- Blanchard, O and Gali, J, 2006, A new Keynesian model with unemployment, Working paper 06-22, Available from <http://ssrn.com/abstract=920959>.
- Buiter, W and Jewett, L, 1989, Staggered wage setting and relative wage rigidities: variations on a theme of Taylor, Macroeconomic Theory and Stabilization Policy, University of Michigan Press, 183-199.
- Bywaters, D.S. and Thomas, D.G., 2011, Real money demand and supply meets Federal Debt, Applied Economics Letters, 18:12, pp 1189-1193.
- Calvo, G., 1983, Staggered prices in a utility-maximizing framework, Journal of Monetary Economics 12, 983-998.
- Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M., 1999, The science of monetary policy: A New Keynesian Perspective, Journal Of Economic Literature, 1661-1707.
- Dupuis, D, 2004, The New Keynesian hybrid Phillips curve: an assessment of competing specification for the United States, Working paper From <http://citeseerx.ist.psu.edu.pdf>.

- Fanelli, L., 2008, Testing the new Keynesian Phillips curve through vector autoregressivemodels: results from the Euro area, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 70, 53–66.
- Fisher, S, 1997a, Long term contracts rational expectation and the optimal money supply rule, *Journal of political economy* 85, 191-205.
- Fisher, S, 1997b, Wage indexation and macroeconomic stability, *Carnegie Rochester conference series on public policy* 5, 107-147.
- Fuhrer, J.C. and Moore, G.R., 1995, Inflation persistence, *Quarterly Journal of Economics* 110, 127–159.
- Fuhrer, J.C., Moore, G.R. and Schuhh, S.j, 1995, Estimating the linear-quadratic inventory modelMaximum likelihood versusgeneralized method of moments,*Journal of Monetary Economic* 35, 115-157.
- Fuhrer, J.C., 1997, The (Un) importance of forward looking behavior in pricespecifications“ *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 338–350.
- Gali, J. andGertler, M., 1999, Inflation dynamics: a structural econometrics analysis, *Journalof Monetary Economics* 44, 195–222.
- Gali,J, Gertler, M and Lopez-Salido, J.D., 2001, European inflation dynamics, *European Economic Review* 45: 1237-1270.
- Gali´, J., Gertler, M. and Lopez-Salido, J.D., 2005, Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve, *Journal of Monetary Economics* 52, 1107–1118.
- Hoover, K.D., Demiralp, S. and Perez, S. J., 2009, Empirical identification of the vector autoregression: The causes and effects of U.S. M2, in Castle, J. and Shephard, N. (eds.) *The Methodology and Practice of Econometrics: A Festschrift in Honour of David F. Hendry*. Oxford University Press: Oxford.
- Imbs, J., Jondeau, E. andPelgrin, F., 2007, Aggregating Phillips curves, ECBWorking PaperNo.785 From<http://econpapers.repec.org>.pdf.
- Koop, G, Pesaran, H.M and Potter, S.M, 1996, Impulse Response Analysis Nonlinear Multivariate Model, *Journal of Econometrics* 74, 119-147.

- Kuester, K, G J Müller, and S Stölting, 2009, Is the New Keynesian Phillips Curve Flat?, *Economics Letters*, Vol. 103, Issue .1, pp 39–41.
- Leith, C. and Malley, J., 2007, Estimated open economy New Keynesian Phillips Curves for the G7, *Open Economies Review*, vol. 18, no 4, pp. 405–426.
- Linde', J., 2005, Estimating new Keynesian Phillips curves: a full information maximum likelihood approach.
- Mankiw, N.G, 2001, The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment, *the Economic Journal*. *Journal of Monetary Economics* 52, 1135–1149.
- Nason, J.M. and Smith, G.W., 2008, Identifying the New Keynesian Phillips Curve, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.23 (5), pp 525-551.
- Nowferesti, Mohamad, 2008, Unit roots and integrated in econometrics, *rasa press* (in Persian).
- Pesaran, H.M., Shin, Y. and Smith, J.R., 2001, Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics* 16, 289–326.
- Rudd, J.B. and Whelan, K., 2005, New tests of the new Keynesian Phillips curve, *Journal of Monetary Economics* 52, 1167–1181.
- Sbordone, A.M., 2002, Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness, *Journal of Monetary Economics* 49, 265–292.
- Stock, J.H., Wright, J. and Yogo, M., 2002, A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments, *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 518–529.
- Taylor, J.B., 1980, Aggregate dynamics and staggered contracts, *Journal of political economy* 88, 1-23.
- Tashkini, Ahmad, 2006, *Applied econometrics with help Microfit*, The art and cultural institute of Tehran Dibagran (in Persian).