

بررسی اثرات شوک‌های اسمی بر دستمزد واقعی در بخش صنعتی ایران

سمیه خنجری*

دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

مسعود همایونی فر**

استادیارگروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

صفحات: ۹۷-۱۱۰

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۰/۱۸

تاریخ دریافت: ۸۸/۸/۲۶

در این پژوهش اثر شوک‌های اسمی (عرضه پول) بر دستمزدهای واقعی در بخش صنعت ایران برای سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار گرفت. الگوی مورد نظر در این پژوهش الگوی خود بازگشت برداری VAR است. با توجه به نتایج آزمون یوهانسن وجود رابطه تعادلی بلند مدت (همگرایی) میان متغیرها در بخش صنعت ایران تایید می‌شود. پس از برآورد این الگو می‌توان با استفاده از پویایی موجود در آن و با محاسبه تابع واکنش ضربه‌ای متغیرهای دستمزد واقعی بخش صنعت و تولید ناخالص ملی را به شوک‌های وارد شده از جانب متغیر عرضه پول بررسی کرد. بر اساس نتایج بدست آمده واکنش دستمزدهای واقعی منفی و واکنش تولید ناخالص ملی مثبت است. نتایج نشان داد دستمزدها در بخش صنعت انعطاف ناپذیر می‌باشند.

طبقه‌بندی JEL: E51, C22, E24

کلید واژه‌ها:

دستمزد واقعی، الگوی VAR، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن، شوک‌های اسمی، چسبندگی

* E.mail: somayehkhanjari@yahoo.com

** E. mail: homayounifar@Gmail.com

مقدمه

یکی از اصول مهم و اساسی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بررسی اثرات به‌کارگیری این سیاست‌ها بر متغیرهای مختلف اقتصادی و غیراقتصادی است. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به سیاست‌های پولی که کماکان در کشورهای در حال توسعه به عنوان ابزاری جهت دسترسی به اهداف اقتصادی از آن‌ها استفاده می‌شود، اشاره نمود.^۱ موضوع دستمزد نیروی کار مورد توجه خاص سیاست‌گذاران اقتصادی می‌باشد. در چارچوب نظری، دستمزدها از مهم‌ترین ساز و کارهای ایجاد تعادل در بازار کار به شمار می‌روند و در صورت عدم انعطاف‌پذیری دستمزدها، خواه به دلیل چسبندگی‌های اسمی و واقعی و یا اطلاعات ناقص به دنبال شوک‌های وارد بر این بازار، عدم کارایی‌های اقتصادی و افزایش بیکاری اجتناب‌ناپذیر خواهد بود. بسیاری از اقتصاددانان از جمله اسپنسر^۲ (۱۹۹۸)، دونلپ^۳ (۱۹۳۸)، کریستیانو^۴ (۱۹۹۷)، بارث و رامی^۵ (۲۰۰۲)، گامبر و جوتز^۶ (۱۹۹۳)، مک‌کالوم^۷ (۱۹۸۶)، اتانی^۸ (۱۹۷۸)، نفتکی^۹ (۱۹۷۸)، تارشیس^{۱۰} (۱۹۳۹) ارتباط بین دستمزد واقعی و محصول را با شوک‌های اقتصادی دور تجاری (هم در طرف عرضه و هم تقاضا) مورد بررسی قرار دادند. اکثر آن‌ها در هم‌بستگی مثبت محصول و دستمزد واقعی با وجود شوک در طرف عرضه اتفاق نظر داشتند، اما در طرف تقاضا ارتباط مشخص نیست، هم واکنش مثبت و هم منفی وجود دارد که این بستگی به چسبندگی نسبی بین قیمت دستمزد و محصول دارد. اگر دستمزدها در مقابله با شوک‌های اقتصادی تعدیل نشوند، طبیعی است بازار کار با شرایط ایجاد شده تعدیل می‌شود.^{۱۱}

۱. شمس‌اله شیرین‌بخش، زهرا حسن خوانساری، کاربرد *Eviews* در اقتصادسنجی، (چاپ اول، انتشارات پژوهشکده اقتصادی).

2. Spencer
3. Dunlop
4. Christiano
5. Barth
6. Gamber and Joutz
7. McCallum
8. Otani
9. Neftci
10. Tarshis

۱۱. علاالدین ازوجی، بهره‌وری و مزد، مؤسسه کار و تأمین اجتماعی. چاپ دوم، ۱۳۸۷، ۲۳۲.

در بررسی رابطه نرخ دستمزد و تولید ناخالص ملی بخش صنعت را مورد توجه قرار داده‌ایم چراکه این بخش در دو دهه اخیر پس از بخش خدمات سهم قابل ملاحظه‌ای در تولید ناخالص داخلی داشته و نیروی کار بسیار زیادی را جذب کرده است. همچنین این بخش از بخش‌های کلیدی اقتصاد کشور در افزایش اشتغال و تولید محسوب می‌شود. در این مطالعه واکنش دستمزدهای واقعی بخش صنعت به شوک‌های طرف تقاضا در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار گرفت.

دیدگاه‌های مکاتب و نظریات اقتصادی

در متون اقتصادی نظرات مختلفی پیرامون نقش پول و سیاست‌های پولی مطرح است. دیدگاه‌های رایج در اواخر سده هجدهم میلادی و اوایل سده نوزدهم دو دیدگاه مکتب پولی^۱ و مکتب بانکی^۲ بوده است. مکتب پولی، عرضه پول را علت نوسان قیمت‌ها می‌داندست و آن را بر اساس نظریه مقداری پول بیان می‌داشت، اما مکتب بانکی بر این اعتقاد بود که حجم پول و اعتبار متأثر از تقاضای کل می‌باشد. پس پول را، درون‌زا و متأثر از سطح قیمت‌ها می‌دانست. کلاسیک‌های جدید بحث انتظارات عقلایی را مطرح نموده و بر اساس آن بین سیاست پولی با روند تولید و اشتغال ارتباطی نمی‌بینند. بدین ترتیب آنها معتقدند که شوک‌های پولی مورد انتظار قادر نیستند تأثیری بر تولید و بازار کار داشته باشد.

در مقابل، طرفداران مکتب کینزی‌های جدید تئوری‌های اقتصاد کلان را براساس پیشرفت‌های جدید اقتصاد خرد که در بازارهای کالا و اشتغال و سرمایه به وجود آمده است و در عین حال که به موضوع انتظارات عقلایی اعتقاد دارند، شفافیت بازار کلاسیک‌های جدید را قبول ندارند. این گروه اعتقاد دارند که شوک‌های مورد انتظار مانند شوک‌های پولی بر تولید واقعی و بیکاری تأثیر می‌گذارند. کینزی‌های جدید بنیان‌های نظری مستحکم‌تری برای توضیح چسبندگی‌های اسمی و حقیقی در بازار کار و کالا ارائه کردند. آنها بر پایه انتظارات عقلایی و بازارهای ناکارآمد و غیرتعادلی، نظریه خنثی بودن سیاست‌های طرف تقاضا را

1. Currency School
2. Banking SCHOOL

حداقل در کوتاه‌مدت رد کردند. آنها چسبندگی اسمی دستمزدها را مبتنی بر رفتار بهینه‌یابی آمار اقتصادی توجیه می‌کنند. بدین ترتیب در متون اقتصادی، نظرات متفاوتی پیرامون تأثیرات متغیرهای پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی مطرح است. اما آنچه در عمل و در کشورهای جهان سوم مورد استفاده قرار می‌گیرد، بکارگیری ابزارهای سیاست پولی جهت رسیدن به اهداف اقتصادی می‌باشد.^۱

کینزی‌ها استدلال می‌کنند که اجرای یک سیاست انبساطی طرف تقاضا (پولی، مالی) فعالیت‌های اقتصادی و سطح قیمت‌ها را از طریق نرخ بهره و سرمایه‌گذاری تحت تأثیر قرار می‌دهند. چسبندگی دستمزدهای اسمی (یا حقیقی) از فرض‌های کلیدی نظریه کینزی‌ها در ساز و کار انتقال مذکور محسوب می‌شود. بدین ترتیب آثار حقیقی شوک‌های تقاضا، مبانی مستحکم‌تری در ادبیات کینزی‌ها به‌دست آورد. کینزی‌ها علل چسبندگی دستمزدها را قراردادهای اتحادیه‌های کارگری، قوانین حداقل دستمزدها و قراردادهای تلوچی می‌دانند. در دورانی که تقاضای کل برای کالا و خدمات کاهش می‌یابد، واکنش واحدهای تولیدی به کاهش در فروش، کاهش تولید و اخراج کارگران است نه کاهش در دستمزدها.

اقتصاددانان کینزی بر این اعتقادند که دولت باید از طریق سیاست‌های پولی و مالی مناسب جهت رسیدن به اشتغال کامل، در ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی فعالانه دخالت نماید.^۲ نظریه ادوار تجاری حقیقی در تعارض با مکتب‌های رقیب، دوگانگی کلاسیکی میان بخش پولی و حقیقی را دوباره احیا کرد. در این نظریه، شوک‌های طرف تقاضا هیچ نقشی در تغییرات کوتاه‌مدت و درازمدت تولید ایفا نمی‌کند.^۳ بر اساس نظریه سیکل واقعی تجاری عوامل واقعی طرف عرضه خیلی مهم‌تر از نوسانات طرف تقاضا بوده و شوک‌های پولی و دیگر شوک‌های طرف تقاضا اثر معناداری به سطح اشتغال ندارند.^۴ همچنین مکتب کلاسیک‌ها و طرفداران مکتب جدید ادوار تجاری حقیقی اعتقاد به انعطاف‌پذیری دستمزد و تعادل در بازار

۱. شمس‌اله شیرین بخش. اثرات سیاسی پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال. پژوهشنامه اقتصادی، (۱۳۸۴)، ۵: ۲۶۳-۲۷۳.

۲. ابراهیم گرچی، شیما مدنی. کینزی‌های جدید تا چه اندازه جدیدند. دانش و توسعه، (۱۳۸۵)، ۱۸: ۷۹-۱۰۹.

۳. شمس‌اله شیرین بخش. پیشین، ۵: ۲۶۳-۲۷۳.

۴. علاءالدین ازوجی، پیشین، ۲۳۲.

کار دارند. به اعتقاد آنها تغییرات اشتغال در طول ادوار تجاری، رفتار عرضه نیروی کار در واکنش به نوسانات دستمزدهای واقعی را منعکس می‌کند و بیکاری ارادی رخ خواهد داد. در مدل نئوکینزی‌ها بر خلاف کینزی‌ها برخی اشکال رقابت کامل برای بازار محصول فرض شده است و تمرکز بر روی چسبندگی قیمت‌های تولید به جای چسبندگی دستمزد اسمی است. مدل‌های مورد نظر علاوه بر دستمزد پولی عوامل واقعی چسبندگی را معرفی می‌نمایند که باعث چسبندگی دستمزدهای واقعی یا قیمت‌های نسبی بنگاه در صورت تغییرات تقاضای کل می‌شوند.^۱

بررسی جایگاه دستمزدها در ایران

در سال ۱۳۵۰، حداقل دستمزد واقعی کارگران مشمول قانون کار سالانه حدود ۲۰۵۶۵ ریال بوده است که این رقم در سال ۱۳۸۳ با رشد متوسط ۲/۴ درصد به ۴۶۶۰۲ ریال رسیده است. رشد حداقل دستمزد واقعی نشان می‌دهد که تغییرات در سال‌های مختلف از نوسانات زیادی برخوردار بوده است. قابل توجه است که حداقل دستمزد اسمی در کل دوره به طور متوسط سالانه ۲۱ درصد افزایش یافته است که ۱۸/۶ درصد از آن برای جبران افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بوده است و تنها ۲/۴ درصد برای بهبود قدرت خرید کارگران بوده است.

در دوره اوایل انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی، دستمزدهای واقعی به طور سالانه ۲ درصد کاهش یافت که با توجه به شرایط رکودی این دوره منطقی است. در برنامه اول توسعه با شروع رونق اقتصادی و استفاده از ظرفیت‌های بیکار، دستمزدهای واقعی از رشد نزدیک به ۱۰ درصد برخوردار بوده است. در برنامه‌های دوم و سوم توسعه نیز به رغم نرخ تورم بالا، جبران خدمات سرانه (واقعی) کارگاه‌های صنعتی تا حدودی بهبود و به طور متوسط سالانه بیش از ۳ درصد افزایش یافته است. براساس آمار، متوسط رشد تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ طی دوره ۸۳-۱۳۵۰ حدود ۳/۲ درصد بوده است که این رشد در

۱. ابراهیم گرچی، شیما مدنی. پیشین، ۱۸: ۷۹-۱۰۹.

دوره قبل از انقلاب اسلامی در حدود ۶/۷ درصد، در دوره جنگ تحمیلی ۱/۹- درصد و در دوره برنامه‌های توسعه‌ای ۷/۴ درصد بوده است.^۱

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

داده‌های متغیرهای مورد بحث در این پژوهش به صورت سری زمانی است. در این پژوهش از داده‌های سالانه برای دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۷ استفاده شد. متغیر W، دستمزد کارگاه‌های بزرگ صنعتی، بیان‌گر جبران خدمات (حقوق و مزد) شاغلان کارگاه‌های بزرگ صنعتی بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران است. دستمزدهای واقعی به صورت متوسط دستمزدهای واقعی برحسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ محاسبه شده است. به این صورت که دستمزدهای اسمی هر سال به تعداد نیروی کار شاغل در همان سال تقسیم شده و متوسط دستمزد اسمی به دست می‌آید. سپس متوسط دستمزد برای هر سال با استفاده از تعدیل‌کننده‌های قیمت به متوسط دستمزد واقعی برای هر سال تبدیل می‌شود. Y تولید ناخالص ملی براساس اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و MS حجم پول (عرضه پول) بر اساس آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است. لازم به ذکر است که تمام مقادیر استفاده شده در این پژوهش بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ است. در این پژوهش از نرم‌افزار Eviews 6 برای برازش و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

الگو و روش‌شناسی تحقیق

بررسی تأثیر سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی و از جمله تأثیر آنها بر دستمزد و تولید ناخالص ملی از موضوعاتی است که می‌تواند به طرق مختلف و با استفاده از روش‌شناسی متداول در اقتصاد مورد بررسی قرار گیرد. در این تحقیق از متدولوژی اقتصادسنجی و الگوی

۱. علالدین ازوجی، پیشین، ۲۳۲.

خود بازگشت برداری که به VAR معروف است، جهت بررسی تأثیر عرضه پول بر دو متغیر تولید ناخالص ملی و دستمزد استفاده کردیم. الگوی خود بازگشت برداری از رایج‌ترین الگوهای سری‌های زمانی است که در تحقیقات متعددی مورد استفاده قرار گرفته است. این الگو از الگوهای چند معادله‌ای محسوب می‌شود.

الگوی خود بازگشت برداری (VAR) به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

که در آن y_t و وقفه‌های آن و همچنین بردارهای U_t ($k \times 1$) و A ($i=1, \dots, p$) ماتریس‌های $k \times k$ ضرایب الگو هستند. رابطه فوق در واقع شکل استاندارد الگوست که در آن بردار Y_t متغیرهای درون‌زای الگو را نشان می‌دهد. در این پژوهش بردار شامل عرضه پول، تولید ناخالص ملی، نرخ دستمزد واقعی می‌باشد. پیش از برآورد الگو لازم است تا موضوعاتی همچون ایستایی، همگرایی و تعیین رتبه بهینه وقفه مورد بررسی قرار گیرد.

آزمون پایایی متغیرهای الگو

از آنجا که بسیاری از متغیرهای سری زمانی اقتصادی ناپایا هستند، لازم است پیش از هر چیز سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل از نظر پایایی آزمون شوند. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. به کمک این آزمون می‌توان ایستایی و درجه همگرایی متغیرها را تعیین نمود. نتایج به طور خلاصه در جدول (۱) ارائه شده است. در جدول مزبور حرف D به معنی تفاضل مرتبه و L لگاریتم است. با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته تمام متغیرها در تفاضل مرتبه اول ایستا هستند. بدین ترتیب یکی از شروط مهم برآورد الگوی مورد نظر فراهم شده است. همه متغیرهای مدل انباشته از درجه یک $I(1)$ هستند.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

| متغیرها | تعداد وقفه بهینه | اندازه جبری | آماره ADF | مقادیر بحرانی جدول | | |
|---------|------------------|-------------|-----------|--------------------|-------|-------|
| | | | | ٪۱۰ | ٪۵ | ٪۱ |
| D(LMS) | ۱ | عرض از مبدا | -۳/۱۶ | -۲/۶۳ | -۲/۹۹ | -۳/۷۳ |
| D(LY) | ۱ | عرض از مبدا | -۳/۲۸ | -۲/۶۳ | -۲/۹۹ | -۳/۷۳ |
| D(W) | ۱ | عرض از مبدا | -۳/۲۲ | -۲/۶۳ | -۲/۹۹ | -۳/۷۳ |

منبع: نتایج تحقیق

آزمون و تعیین روابط همجمعی به روش یوهانسن

در این تحقیق برای برآورد روابط درازمدت بین متغیرهای مورد بررسی از روش انباشتگی یوهانسن استفاده می‌شود. تحلیل‌های هم‌انباشتگی مبتنی بر رویکرد یوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در دستگاه خود رگرسیون برداری VAR است. برای این منظور، در مطالعه حاضر برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار آکاییک، شوارتز - بیزین استفاده شد. بر اساس نتایج، از آنجا که معیارهای آکاییک و شوارتز و بیزین حداقل خود را به ازای طول وقفه $P=3$ دارند، بنابراین براساس هر دو معیار فوق طول وقفه بهینه $P=3$ تعیین می‌شود.

تعیین تعداد بردارهای همجمعی

در روش حداکثر درست نمایی یوهانسن از دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردار همگرایی‌های همجمعی استفاده می‌شود. برای این منظور، ابتدا رتبه VAR را بر اساس نتیجه فوق برابر با $P=3$ قرار می‌دهیم. در این پژوهش نیز پس از انجام محاسبات لازم با استفاده از نرم‌افزار Eviews و محاسبه دو معیار λ_{trace} و λ_{max} و مقایسه آن‌ها با مقادیر بحرانی جدول در سطح ۹۵ درصد و با توجه به این که مقدار بدست آمده کمتر از مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد است، مشخص شد که بین متغیرهای الگو همگرایی وجود

دارد. ابتدا فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی ($r=0$) را در آنها آزمون می‌کنیم. اگر بر اساس کمیت‌های بحرانی آماره، آزمون اثر یا حداکثر مقدار ویژه این فرضیه رد شود، در مرحله دوم فرضیه صفر ($r=1$) را مجدداً آزمون می‌کنیم و به همین ترتیب این آزمون را برای ($r=2$) و بیشتر تکرار و وقتی آن را متوقف می‌کنیم که فرضیه صفر مورد پذیرش واقع شود، در این هنگام تعداد بردارهای همجمعی تعیین شده است.

خلاصه نتایج برآورد با استفاده از نرم‌افزار Eviews در جدول ۲ و ۳ نشان داده شده است. تمامی کمیت‌های آماره آزمون مندرج در سطر اول این جداول از مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی یوهانسن در سطح ۹۵ درصد بزرگتر هستند، در نتیجه فرضیه ($r=0$) رد می‌شود. اکنون فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همجمعی ($r=1$) بین متغیرهای الگو را در برابر فرضیه مقابل مبنی بر وجود دو بردار همجمعی ($r=2$) مورد آزمون قرار می‌دهیم. فرضیه وجود یک بردار همجمعی پذیرفته می‌شود. زیرا کمیت آماره آزمون λ_{max} مربوط به این الگو ۱۴/۹۲ است که از مقدار بحرانی ارائه شده در سطح ۹۵ درصد یعنی ۱۵/۴۹ کوچکتر است. پس تعداد بردارهای همجمعی یک ($r=1$) است.

جدول ۲. کمیت‌های آماره آزمون λ_{max} برای تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

| مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | آماره λ_{max} | فرضیه‌ها | |
|-------------------------|-----------------------|----------|------------|
| | | H_1 | H_0 |
| ۲۱/۱۳ | ۲۶/۹۲ | $r=1$ | $r=0$ |
| ۱۵/۴۹ | ۱۴/۹۲ | $r=2$ | $r \leq 1$ |

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۳. کمیت های آماره آزمون λ_{trace} برای تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

| مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | آماره λ_{trace} | فرضیه‌ها | |
|-------------------------|-------------------------|----------------|----------------|
| | | H ₁ | H ₀ |
| ۲۹/۷۹ | ۴۱/۸۵ | r=۱ | r=۰ |
| ۱۵/۴۹ | ۱۴/۹۲ | r=۲ | r≤۱ |

منبع: نتایج تحقیق

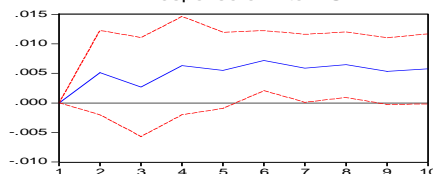
توابع عکس‌العمل ضربه‌ای

این توابع یکی از ابزارهای مطرح در بررسی حرکات پویایی متغیر است. در این توابع بروز یک انحراف معیار شوک در هر یک از متغیرهای انتخابی سیستم بر کل متغیرهای سیستم ارزیابی می‌شود. با استفاده از این معیار می‌توان مدت زمان تأثیر شوک و حداکثر تأثیر شوک را پس از وقوع شوک مشخص نمود. بدین ترتیب سیاست‌گذاران می‌توانند تأثیر شوک‌ها را بر سیستم اقتصادی شناسایی کنند و از آن‌ها جهت سیاست‌گذاری استفاده نمایند. بررسی واکنش دستمزد واقعی به شوک وارد شده، در نمودار ۱ نشان داده شده است. واکنش این متغیر در مقابل شوک ناشی از عرضه پول (MS)، منفی می‌باشد. واکنش تولید ناخالص ملی نسبت به شوک وارد شده متغیر سیاست پولی، مثبت است.

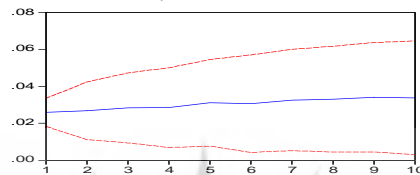
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۱. اثر شوک‌های اسمی (عرضه پول)

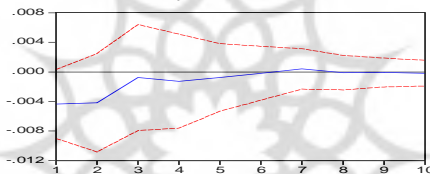
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of Y to MS



Response of MS to MS



Response of W to MS



نتیجه‌گیری

در این مطالعه اثر شوک‌های اسمی (عرضه پول) بر دستمزدهای واقعی در بخش صنعت ایران در دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۷، با استفاده از الگوی خود بازگشت برداری VAR بررسی شد. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) نشان داد متغیرها در تفاضل مرتبه اول ایستا شدند. در نتیجه درجه انباشتگی آنها یک $I(1)$ می باشد. با توجه به برآورد حاصل از آزمون یوهانسن می توان نتیجه‌گیری نمود که بین متغیرهای الگو، رابطه تعادلی بلندمدت و یک بردار همجمعی وجود دارد. بر اساس معیار واکنش آنی (IRF)، واکنش متغیرهای دستمزد واقعی بخش صنعت و تولید ناخالص ملی به شوک‌های وارد شده از جانب متغیر عرضه پول مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج به دست آمده، واکنش دستمزدهای واقعی به شوک‌های ناشی از عرضه پول منفی و واکنش تولید ناخالص ملی مثبت است. نتیجه‌گیری

کلی این است که اگر چه رابطه تعادلی بلندمدت میان دستمزد واقعی و دیگر متغیرهای مدل در بخش صنعت ایران وجود دارد اما واکنش دستمزد واقعی منفی می‌باشد. در ایران بیشتر صنایع بزرگ در کنترل و یا مالکیت دولت بوده که بخش اصلی شاغلان در این بخش را به خود اختصاص داده است. از سوی دیگر، نرخ دستمزدهای پولی در بخش صنعت ایران انعطاف ناپذیر بوده است. دستمزدها به سمت پایین چسبیده بوده و این به علت عوامل ساختاری مانند قراردادهای اتحادیه‌های صنفی، قوانین حداقل دستمزدها و قراردادهای تلویحی است.

زمانی که دولت اجازه نمی‌دهد دستمزدها از سطح تعادلی پایین‌تر بیایند، دستمزدها انعطاف‌ناپذیر می‌شوند. قوانین مربوط به حداقل دستمزدها سازمان‌ها را وادار می‌نماید دستمزد کارگران خود را از میزان معینی کمتر نپردازند. دستمزد کارگرها بر اساس قوانین عرضه و تقاضا تعیین نمی‌شود بلکه بر اساس چانه‌زنی‌ها تعیین می‌شود. اتحادیه‌های صنفی یا به طور کلی‌تر، کارگران شاغل ممکن است تا حدی قدرت چانه‌زنی داشته باشند. اغلب در توافق نهایی سطح دستمزدها بالاتر از میزان تعادلی در بازار کار تعیین و به بنگاه اجازه داده می‌شود که تعداد کارکنان را به هر سطحی که می‌خواهد برساند. با توجه به یافته‌ها، سیاست تغییر ساختار و ترکیب دستمزد نیروی کار متناسب با سودآوری بنگاه-بهره‌وری نیروی کار توصیه می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها

۱. ابریشمی، حمید. *اقتصادسنجی کاربردی، رویکردهای نوین*. دانشگاه تهران، چاپ اول، ۱۳۸۱.
۲. ازوجی، علالدین. *بهره‌وری و مزد*. موسسه کار و تامین اجتماعی. چاپ دوم، ۱۳۸۷.
۳. بانک مرکزی ایران. گزارش‌های اقتصادی مربوط به سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۰.
۴. سعدی، محمدرضا. «اثرات سیاست‌های کلان اقتصادی در تجهیز منابع داخلی برای سرمایه‌گذاری در ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۵ (۱۳۸۴)، ۲۳۵-۲۶۲.
۵. شیرین‌بخش، شمس‌الله. «اثرات سیاسی پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال». *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۵ (۱۳۸۴)، ۲۶۳-۲۷۳.
۶. شیرین‌بخش، شمس‌الله. حسن‌خواه‌نساری، زهرا. *کاربرد Eviews در اقتصادسنجی*، چاپ اول انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی ۱۳۸۴.
۷. کازرونی، علیرضا. محمدی، علیرضا. «بررسی رابطه بین بهره‌وری و دستمزد در بخش صنعتی ایران». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۱ (۱۳۸۶)، ۱۲۷-۱۵۰.
۸. گجراتی، دامور. *مبانی اقتصادسنجی*، ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، دانشگاه تهران، ۱۳۷۸.
۹. گرچی، ابراهیم. مدنی، شیما. «کینزی‌های جدید تا چه اندازه جدیدند». *دانش و توسعه*، شماره ۱۸ (۱۳۸۵)، ۷۹-۱۰۹.
۱۰. مرکز آمار ایران سال‌نامه‌های آماری مربوط به سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۰.
۱۱. میرمعزی، ح. *تعادل در بازار کار و استخراج عرضه کل در اقتصاد اسلامی*، ۴ (۱۳۸۳)، ۹-۳۷.
۱۲. نوفرستی، محمد. *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، چاپ اول، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.
13. Barth, M. J, Ramey, V. "The Cost Channel of Monetary Transmission"., *NBER Macroeconomics Annual 2001*, Cambridge and London: MIT, (2002): 199-240.
14. Christiano, L. J. Eichenbaum, M. Evans, C. L. "Sticky Price and Limited Participation Models of Money"., *A Comparison, European Economic Review*, 41, 6, (1997): pp. 1201-49.
15. Dickey, D. A. Fuller, W. A. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root"., *Econometrica*, 49, 4, (1981): pp. 1057-72.
16. Dunlop, J. T. "The Movement of Real and Money Wage Rates"., *The Economic Journal*, 48, 191, (1938): pp.413-34.
17. Gamber, E. N.; Joutz, F. L. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances Comment"., *American Economic Review*, 83, 5, (1993): pp. 1387-93.
18. Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors"., *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 2/3, (1988): pp. 231-54.
19. Johansen, S.; Juselius, K. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money"., *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52,2, (1990): pp.169-210.

20. Kim, D. "Real wage and Nominal shock: Evidence from Pacific-Rim Countries", *Journal of International Advances in Economic Research*, 11.(2005):pp.249-255.
21. McCallum, B .T. "On Real and Sticky-Price Theories of the Business Cycle", *Journal of Money Credit, and Banking*, 18, 4, (1986): pp. 397-414.
22. Neftci ,S .N. " A Time-Series Analysis of the Real Wages Employment Relationship", *Journal of Political Economy*, 86, 2, (1978): pp. 281-91.
23. Otani, I. " Real Wages and Business Cycles Revisited", *Review of Economics and Statistics*, 6,2, (1978): pp. 301-414.
24. Spencer, D. E. "The Relative Stickiness of Wages and Prices", *Economic Inquiry*, 36, 1.(1998): pp.120-37.
25. Tarshis, L. "Changes in Real and Money Wages", *The Economic Journal*, 49, 193, (1939): pp.150-4.

