

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال پنجم، شماره ۱۷، بهار ۱۳۹۵

صفحات: ۱۵۱-۱۶۹

## مارپیچ تورمی قیمت - دستمزد در ایران: با استفاده از آزمون ARDL

محمد کاظم نظیری<sup>۱\*</sup>

سمیرا فرشادی<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۸/۱۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۶/۲۷

### چکیده

در این پژوهش به منظور بررسی و آزمون نقش دستمزد بر تورم و شکل‌گیری دور باطل مارپیچ قیمت دستمزد، تأثیر متغیر دستمزد کارکنان صنعتی بر سطح قیمت‌ها با به‌کارگیری آزمون ARDL (کرانه‌ها) و آزمون علیت گرنجر، با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۷، بررسی شده است. از عوامل تعیین‌کننده دیگر تورم پولی، می‌توان به نرخ ارز اسمی، تسهیلات اعتباری و تولید ناخالص داخلی واقعی نیز اشاره کرد که نتایج نشان می‌دهد نرخ ارز اسمی، نرخ دستمزد اسمی و تسهیلات اعتباری اثر مثبت و معناداری بر سطح قیمت‌ها در کوتاه مدت و بلندمدت دارند و تولید ناخالص داخلی واقعی رابطه منفی با قیمت دارد و نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که رابطه علیت غیرمستقیم یک‌طرفه از قیمت به نرخ دستمزد اسمی در کوتاه مدت و بلندمدت وجود دارد؛ بنابراین وجود مارپیچ قیمت دستمزد در ایران رد می‌شود. همچنین نتایج نشان داد در بلندمدت تولید ناخالص واقعی و نرخ ارز (دیدگاه تراز پرداخت‌ها) بیشترین اهمیت در ثبات سطح قیمت‌ها دارد.

کلیدواژه‌ها: قیمت، دستمزد، آزمون کرانه‌ها

طبقه‌بندی JEL: J3, J31

**Email:** naziri\_k@yahoo.co.uk

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا (\*نویسنده مسئول)

**Email:** semire\_fershadi@yahoo.com

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا

## ۱. مقدمه

پویایی قیمت و تغییرات آن یکی از موضوعات مورد بحث در اقتصاد کلان است. وابستگی‌های متقابل بین قیمت و دستمزد و تأثیر آن‌ها بر تقاضای کل، معمولاً توسط اقتصاددانان و سیاست‌گذاران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. افزایش مستمر در سطح قیمت یا به عبارتی تورم و عوامل مؤثر بر آن یکی از مباحثی است که در بلندمدت مورد توجه محققان بوده، در سال‌های اخیر پژوهش‌هایی که در زمینه فرآیند ناشی از تورم در کشورهای در حال توسعه صورت گرفته اقتصاددانان را بر آن داشت که مشاهدات خود را به دو دیدگاه «مالی» و «تراز پرداخت‌ها» طبقه‌بندی کنند. طرفداران دیدگاه مالی ادعا می‌کنند که تورم و رشد پولی ارتباط بسیار نزدیکی باهم دارند در حالی که دلیل عمده‌ی رشد بالای حجم پول، تأمین مالی دولت برای کسری بودجه خود است. اگر دولت برای تأمین کسری بودجه خود به منابع بانکی اتکا کند، سبب بروز تورم در اقتصاد خواهد شد و این عدم تعادل داخلی به بخش خارجی اقتصاد نیز منتقل می‌شود؛ زیرا افزایش در مخارج دولت در اولین مرحله منجر به رشد تقاضای کل می‌شود این در حالی است که افزایش در مخارج دولت در سمت عرضه کل کشور به دلیل مشکلات ساختاری اقتصاد و بی‌کشش بودن عرضه کل، به افزایش چندانی در میزان عرضه منجر نمی‌شود. نتیجه نهایی این اثرات، بروز تورم در اقتصاد است. از سوی دیگر، طرفداران تراز پرداخت‌ها بر تأثیر حرکات نرخ ارز بر روند ناشی از تورم تأکید دارند. کاهش ارزش نرخ ارز اغلب منجر به گسترش مسئله تراز پرداخت‌ها می‌شود که به نوبه خود به هزینه‌های افراطی دولت یا وخامت شدید از لحاظ تجاری تبدیل می‌شود که نتیجه نهایی آن نرخ تورم طولانی مدت است.

برای اندازه‌گیری فشار ناشی از تورم، سیاست‌گذاران و تحلیل‌گران مالی توجه بیشتری روی رفتار دستمزدهای اسمی و واقعی دارند. باور بسیاری بر این است افزایش دستمزد بیش از بهره‌وری، هزینه‌های تولید را افزایش داده و به‌نوعی انگیزه‌های تولید و امنیت خاطر سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان را با خطر مواجه می‌سازد. در چنین شرایطی با توجه به رشد اندک بهره‌وری نیروی کار در مقایسه با رشد دستمزدها از یک‌سو و رشد پایین بهره‌وری سرمایه از سوی دیگر هزینه فرصت نگهداری سرمایه در امر تولید افزایش می‌یابد و این امر از طریق افزایش قیمت تمام‌شده محصولات متعاقباً بالا رفتن سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت؛ وضعیتی که فشار افزایش نرخ تورم را بر مصرف‌کنندگان تحمیل خواهد کرد؛ به عبارت دیگر، در پی افزایش دستمزدها سطح عمومی قیمت‌ها افزایش خواهد یافت، لذا متعاقب آن به منظور ارتقاء قدرت خرید شاغلین مجدداً درخواست افزایش حقوق و دستمزد مطرح خواهد شد. این دور معیوب که به عنوان پدیده مارپیچ دستمزد- قیمت در علم اقتصاد شناخته می‌شود همچنان تکرار شده است. به اعتقاد برخی یکی از عوامل ایجادکننده تورم است. موضوع وقتی از منظر نظریه‌پردازان این تئوری بغرنج‌تر می‌شود که بازارها به صورت رقابت کامل نباشند و از همین روی چون قدرت قیمت‌گذاری وجود دارد، موجب

می‌شود تا ماریپیج خود را به شکل آشکارتری نشان دهد. عدم اطمینان نسبت به قابلیت اطمینان نرخ بیکاری به عنوان یک وسیله هشداردهنده برای افزایش تورم، ملاحظات اخیر، دستمزد و رشد دستمزد بازار کار را به شاخصی برای تورم تبدیل کرده است. دلیل بررسی رابطه بین دستمزد و سطح قیمت‌ها در تدوین سیاست‌های افزایش بهره‌وری، کنترل تورم، افزایش (تشویق) مصرف و سیاست‌های پولی و مالی قرار دارد. بر اساس آمار رسمی دستمزد کارگران صنعتی در ایران از شاخص ۱۰۰ در سال ۱۳۸۴ به شاخص ۳۰۳ در سال ۱۳۹۲ رسیده و در همین دوره شاخص تورم، از ۱۰۰ به ۴۵۳ افزایش یافته است. آیا به‌راستی این ماریپیج عامل تورم در اقتصاد ایران است؟ آیا تولید واقعی، نرخ ارز و اعتبار داخلی در تشدید این ماریپیج مؤثر است؟ در این پژوهش سعی خواهد شد به بررسی رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین قیمت، دستمزدهای اسمی، تولید ناخالص واقعی، نرخ ارز و تسهیلات اعتباری بپردازد.

## ۲. مبانی نظری

ماریپیج قیمت دستمزد اولیه، بر اساس واکنش‌های عوامل اقتصادی به شوک تقاضای کل توضیح داده شده که در مواجهه با چنین شوکی، کارگران و کارفرماها سعی در فشار رو به بالای دستمزدها و قیمت دارند. اگر شوک‌های طرف تقاضا بر تولید واقعی و اشتغال تأثیر داشته باشد تلاش برای رسیدن به تعادل جدید گرفتار فرم ماریپیج تورمی دستمزد قیمت می‌شود. نمونه‌های بسیاری شبیه این ماریپیج‌ها در فرانسه طی سال‌های ۱۹۳۹-۱۹۳۶ پس از جبهه پوپولایر (Popuaer) و یا در سال‌های ۱۹۷۱-۱۹۶۸ پس از ماه مه ۱۹۶۸ که آن‌ها اغلب در ارتباط با پیامدهای کینزی فشارهای سیاست کلان طرف تقاضای کل می‌باشند. با این وجود در یک اقتصاد کامل رقابتی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر، انتظارات عقلایی و خنثی بودن پول، دلیلی برای انتظار چنین الگویی وجود ندارد. بلافاصله باید قیمت و دستمزد برای ثابت نگه‌داشتن تولید تعدیل (تنظیم) شوند. به هر حال ترکیبی از بازار رقابت انحصاری کالا و کار همراه با ساختار قیمت و دستمزد کاملاً انعطاف‌ناپذیر چنین مکانیزم‌هایی را ایجاد می‌کند. شوک‌های مثبت تقاضای کل (مانند افزایش هزینه‌های دولت، یا کاهش ارزش نرخ ارز) که نتایجی از قبیل فشار رو به بالا بر روی تقاضا برای کالاهای داخلی همراه خواهد داشت و منجر به افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. سطح قیمت بالاتر و تقاضا برای نیروی کار بالاتر خواهد رفت که با تقاضای کل در ارتباط بودند. این تقاضای بیشتر برای کار به یک فشار رو به بالا بر روی تعادل دستمزد اسمی تبدیل می‌شود و در نتیجه افزایش دستمزد اسمی را خواهیم داشت (بلانچارد، ۱۹۸۶). از سوی دیگر، در صورتی که بنگاه‌ها برای افزایش سود فروش (به‌عنوان مثال، قیمت محصولات بالاتر از دستمزد باشد) و یا اگر کارگران برای افزایش دستمزدهای واقعی خود تلاش کنند و یا اگر بنگاه‌ها و کارگران هر دو برای حفظ همان قیمت و دستمزد در مواجهه با شوک‌های منفی عرضه

تلاش کنند، این ممکن به تورم ناشی از فشار هزینه منجر شود (بلانچارد، ۱۹۸۶). علاوه بر این، طبق سنت جدید ساختارگرایی، افزایش در تقاضای دستمزد واقعی کارگران فرم مارپیچی بی‌ثباتی بین دستمزدهای اسمی و قیمت‌ها را آغاز می‌کند (آگنور و هاف میترس<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷).

### ۳. پیشینه تحقیق

#### ۳-۱. مطالعات خارجی

در بخش قبل دیدگاه‌های نظری در مورد مارپیچ قیمت دستمزد و نرخ بیکاری مطرح شد. محققانی که رابطه دستمزد قیمت را آزمون نموده‌اند، به نتایج قابل اجماعی دست نیافته‌اند طیف وسیعی از نتایج نیز به دست آمده است:

هاف میستر و رولدوس<sup>۲</sup> (۱۹۹۷) اثر غیرمستقیم دستمزد اسمی و نرخ تورم با استفاده از شوک‌های دستمزد و قیمت از طریق شوک‌های کلی اسمی مورد بررسی قرار دادند، اما سهم مشخصی از دستمزد را در ایجاد تورم پیدا نکردند. مشخصات ادوار تجاری در آسیا و آمریکای لاتین را با استفاده از روش خود رگرسیون برداری (VAR) که شامل دیدگاه‌های تعادل و عدم تعادل در ادوار می‌شود با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. در این مقاله دید وسیع‌تری در مورد اهمیت نسبی عوامل و تکانه‌های متفاوت که باعث تغییرات تجاری در کشورهای در حال توسعه می‌شود، مطرح شده است. با استفاده از این روش اثر پویایی تکانه‌های محصول، نرخ واقعی ارز و تراز پرداخت‌ها و همچنین اثر تکانه‌های جهانی (نرخ بهره جهانی و رابطه مبادله) و اثر تکانه‌های داخلی (عرضه واقعی و اسمی) بر متغیرهای کلیدی اقتصاد مشخص می‌شود. برای اندازه‌گیری نوسان‌های اقتصاد کلان در آسیا (شامل ۱۵ کشور) و آمریکای لاتین (۱۷ کشور) از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) و مشاهدات سری زمانی ۱۹۹۳-۱۹۷۰ و نیز تابع تولید کاب-داگلاس استفاده شده است. شواهد تجربی در مورد آسیا نشان می‌دهد که نوسان‌های رشد محصول تقریباً به‌طور کامل به وسیله تکانه‌های داخلی و به میزان نسبتاً کوچکی (۱۰ درصد) به وسیله تکانه‌های خارجی توضیح داده می‌شود. نویسندگان مقاله از نتایج مربوط به آمریکای لاتین نتیجه می‌گیرند که تکانه‌های داخلی بیشترین اثر را بر رشد محصول در آمریکای لاتین داشته است.

گریگوریان و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) به بررسی روابط متقابل قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز و دستمزدهای اسمی پرداختند. با مطالعه سه بازار مرتبط (ارز، پول و نیروی کار)، اثر پویای نرخ ارز بر قیمت‌ها را در ارمنستان مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. برآورد آن‌ها واکنش بیشتر نرخ تورم به نرخ ارز

1. Agenor and Hoffmaiste  
2. Hoffmaister and Roldos  
3. Grigorian, Khachatryan and Sargsyan

و نه عوامل دیگر (عرضه پول و دستمزدهای اسمی) را نشان داد که همبستگی منفی، هر دو در کوتاه مدت و بلندمدت را نشان داد. هر چند نقش دستمزد در روند تورمی به خوبی شناخته شده است، تعداد کمی از مطالعات تجربی در این زمینه در کشورهای در حال توسعه انجام شده است.

احمد، مزیب و روی<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین قیمت و دستمزد اسمی در طول سال های مالی ۲۰۱۰-۱۹۷۵ با استفاده از روش ARDL پرداختند. عوامل دیگر تعیین کننده تورم پولی، می توان به نرخ ارز اسمی، اعتبار داخلی حقیقی (GDP) اشاره کرد؛ که مطالعه نشان می دهد نرخ دستمزد اسمی و اعتبار داخلی یک رابطه مثبت به وسیله سطح قیمت ها باهم در کوتاه مدت و بلندمدت دارند به علاوه نتایج نشان داد که رابطه ی بلندمدت بین قیمت و دیگر متغیرهای کلان که ذکر شد وجود دارد. از طرف دیگر آزمون علیت گرنجر نشان داد که دستمزد و اعتبار داخلی روی تورم در کوتاه مدت و بلندمدت اثر می گذارد. این نتایج تأیید می کند دیدگاه مالی تورم بیشترین اهمیت در ثبات سطح قیمت ها در بنگلادش دارد.

ایکاترینا و جیمی<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) در مطالعه ای تحت عنوان گذار هزینه کار بر تورم قیمتی طی سال های ۲۰۱۰-۱۹۶۵ برای آمریکا با استفاده از پارامترهای تصادفی در هر زمانی از روش VAR استفاده کردند و ارزیابی این که چگونه گذار هزینه نیروی کار بر تورم قیمتی در طول زمان در داده های آمریکا تکامل یافته است. شواهد کمی که تغییرات هزینه نیروی کار بر تورم قیمتی در سال های اخیر تأثیر گذاشته باشد، حتی برای اقدامات جبرانی که در آن درجه ای از گذار قیمت هنوز ممکن وجود داشته باشد یافته اند. نتایج پژوهش تردید صاحب نظران در مورد توضیح رفتار تورمی اخیر به واسطه انعطاف-ناپذیری روبه پایین دستمزد یا سهم کارگران بیکار بر دستمزد و فشار تورمی در بلندمدت و کوتاه مدت برانگیخت و درخواست تجدیدنظر کردند.

### ۲-۳. مطالعات داخلی

تشکینی و قوام مسعودی (۱۳۸۴) در مقاله خود به بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران در دوره ۱۳۸۱-۱۳۳۸ با روش اقتصادسنجی می پردازند.

در این مطالعه تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، نرخ ارز و سطح دستمزدها به عنوان متغیرهای اثرگذار بر تورم وارد مدل شده اند. فرم کلی مدل به کار گرفته شده به صورت زیر است:

$$LDEF = F(LGDP, LPM, LM, LER, W)$$

که در آن:

LDEF: لگاریتم شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی به قیمت های ثابت سال ۱۳۷۶.

1. Monir Uddin Ahmed, Moniruzzaman Muzib and Amit Roy

2. Ekaterin and Jeremy

LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶.

LPM: لگاریتم شاخص بهای کالاهای وارداتی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶.

LM: لگاریتم حجم نقدینگی.

LER: لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد.

W: سطح دستمزد است.

نتایج حاصل از تخمین مدل، نشان می‌دهد که تولید، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، حجم نقدینگی و نرخ ارز هر یک قادرند بخشی از نوسانات قیمت در اقتصاد ایران را توجیه نمایند و لیکن متغیر دستمزد دارای اثر معناداری بر قیمت نیست. علت این امر نیز ناشی از تعیین دستوری دستمزدها و عدم تعیین آن بر اساس نیروهای عرضه و تقاضا در بازار کار است. همچنین می‌توان بیان نمود که نظریه پولیون، نظریه فشار هزینه و نظریه ساختارگرایان هر یک قادرند بخشی از واقعیات اقتصاد ایران در ارتباط با تغییرات قیمت را تشریح نمایند و لیکن باید توجه داشت که بخشی از علل تورم ناشی از فشار هزینه و فشار تقاضا ریشه در عوامل ساختاری دارد.

جهانی راینی و همکارانش (۱۳۸۶) به بررسی تورم در ایران به صورت تجربی و با کمک آمار و ارقام پرداختند. ایشان یکی از دلایل تورم در ایران را تورم ناشی از فشار هزینه عنوان کردند و اشاره کردند که افزایش حقوق و دستمزد مهمترین منبع تورم از مقوله فشار هزینه است.

همچنین جهانی و همکارانش افزایش دستمزد در کشور با توجه به آمار را از سه منظر قابل بررسی دانستند، افزایش دستمزد کارکنان دولت، حقوق و دستمزد پرداختی به کارکنان صنعت و کارگران واحدهای ساختمانی. ایشان اشاره کردند که آمار شاخص هزینه دستمزد در سال‌های اخیر (۱۳۷۹ تاکنون) در سه حوزه فوق نشان‌دهنده افزایش دورقمی این ارقام است و بالاترین رشد، مربوط به رشد حقوق و دستمزد در بخش صنعت بوده که متوسط رشد دستمزد در این بخش در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۹ حدود ۳۱ درصد است. البته رشد دستمزد و حقوق خدمات ساختمانی نیز ۱۹ درصد بوده است که البته بالاتر از نرخ رشد متوسط تورم در همین دوره است. کمترین رشد دستمزد هم متعلق به کارکنان دولت است.

با این اوصاف جهانی و همکارانش یکی از راهکارهای اجرایی سمت عرضه را برای کنترل تورم در بلندمدت، تعیین دستمزد بر اساس کارایی و بهره‌وری معرفی کردند.

مهرگان و رضائی (۱۳۸۸) به بررسی رابطه‌ی علی بین نرخ تورم و حداقل دستمزد در اقتصاد ایران از ۱۳۸۴ می‌پردازد. بر اساس ادبیات اقتصادی، ارتباط - دیدگاه تجربی طی سال‌های ۱۳۴۸ ارتباط تنگاتنگی میان نرخ تورم و حداقل دستمزد وجود دارد. برخی از صاحب‌نظران اعتقاد به افزایش تورم به دلیل افزایش در حداقل دستمزد دارند و در مقابل گروهی دیگر افزایش تورم را دلیل افزایش

حداقل دستمزد ارزیابی می‌کنند. نتایج تجربی تحقیق بیانگر وجود رابطه‌ی علی یک‌طرفه از تورم به حداقل دستمزد است.

ابتدا با استفاده از آزمون‌های مختلف، ایستایی متغیرها مورد مطالعه قرار گرفت، که ایستایی متغیرها در سطح داده‌ها تأیید شد. سپس به منظور مشخص شدن جهت علیت، از مدل خودرگرسیون برداری و همچنین آزمون والد استفاده شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهند که طی دوره‌ی مورد بررسی در اقتصاد ایران، تغییرات نرخ تورم سبب تغییرات در حداقل دستمزد شده است و بدین ترتیب نرخ تورم علت حداقل دستمزد است. از سوی دیگر، با توجه به نتایج می‌توان اظهار داشت که تغییرات در حداقل دستمزد سبب تغییر در نرخ تورم نشده است. بنابراین با وجود نظرات متفاوت درباره‌ی نحوه‌ی اثرگذاری و اثرپذیری نرخ تورم از حداقل دستمزد نتایج تحقیق حاضر بیانگر وجود رابطه‌ی علی از تورم به حداقل دستمزد بوده و وجود رابطه‌ی علی از حداقل دستمزد به تورم تأیید نمی‌شود.

پیام این مقاله آن است که حداقل دستمزد تعیین شده در ایران در حدی نیست که قدرت خرید کارگران را حفظ کند به گونه‌ای که کارگران دریافت‌کننده حداقل دستمزد، در هر سال قادر نیستند کالاهایی که سال گذشته خریداری می‌کردند را با دستمزد سال جاری خریداری کنند. ضمن این که شورای عالی کار (متشکل از نمایندگان کارگران، کارفرمایان و دولت) بدون نگرانی از تورم‌زا بودن حداقل دستمزد، می‌تواند دستمزد کارگران را حداقل تا جایی که قدرت خرید کارگران حفظ شود، افزایش دهد.

#### ۴. روش تحقیق

هدف اصلی این تحقیق بررسی متقابل دستمزد بر سطح قیمت‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۷ است. الگوی اقتصادسنجی مورد استفاده برگرفته از الگویی است که منیرالدین احمد، منیرالزمان و عمیت روی در سال (۲۰۱۳) بکار بردند، است که مدل مذکور به شکل زیر است:

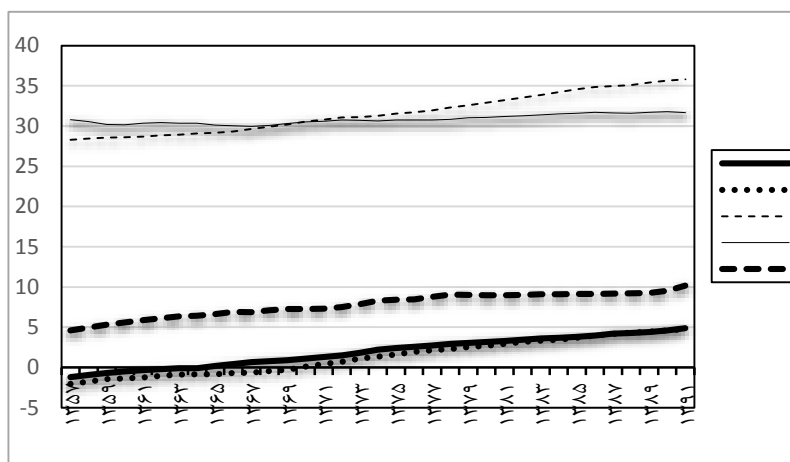
$$\ln P_t = \alpha_0 + \ln W_t + \alpha_1 \ln \text{dom}_t + \alpha_3 \ln \text{rgdp}_t + \alpha_4 \ln \text{ext}_t + \mu_t$$

که در رابطه بالا  $P_t$  ارزش شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت سال پایه ۹۰،  $W_t$  دستمزد کارگران صنعتی (نرخ دستمزد اسمی بر اساس سال پایه ۹۰)،  $\text{dom}_t$  ارزش کل تسهیلات اعتباری به بخش‌های مختلف اقتصادی،  $\text{rgdp}$  ارزش تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال پایه ۹۰،  $\text{ext}$  نرخ ارز اسمی بازار،  $\mu_t$  نیز جزء اخلاص مدل است.

علامت‌های مورد انتظار متغیرها به صورت زیر می‌باشند:

$$\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 < 0, \alpha_4 < 0, \alpha_5 > 0$$

اطلاعات مورد استفاده برای متغیرها بر اساس آمار منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران با توجه به در دسترس بودن داده‌ها طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۲ جمع‌آوری شده است. همچنین به منظور برآورد مدل از نرم‌افزار Microfi 4.0 استفاده شده است. نمودارهای لگاریتم طبیعی متغیرهای مورد استفاده در مدل در نمودار (۱) نمایش داده شده‌اند که نشان می‌دهد تمامی متغیرها دارای روند افزایشی است.



نمودار ۱: روند افزایشی متغیرهای موجود در مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۱. روش آزمون باند (کرانه‌های) ARDL برای هم‌انباشتگی

روش آزمون باند (کرانه‌های) ARDL بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) برای تحلیل هم‌انباشتگی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا (ECM) استخراج نمود. بنرجی، دولادو، گالبرس و هندری<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) که ECM، پویایی‌های کوتاه مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند. بر اساس کار پسران و پسران<sup>۲</sup> (۱۹۹۷) و پسران و شین و اسمیت<sup>۳</sup> (۲۰۰۱). مدل ARDL  $(p, q1, q2, \dots, qk)$  به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Phi(L, P)Y_t = c_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta_t w_t + \mu_t ; \quad t=1, \dots, n \quad (1)$$

1. Bannerjee *et al.*
2. Pesaran and Pesaran
3. Pesaran and Shin



که  $y_t$  متغیر وابسته،  $C$  عرض از مبدأ،  $X_{it}$  متغیرهای مستقل  $L_t$  عملگر وقفه و  $W_t$  شامل متغیرهای از پیش تعیین شده مانند متغیرهای دامی، متغیر روند و سایر متغیرهای برونزا با وقفه ثابت می‌باشند. مدل الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مزبور به وسیله بازنویسی معادله به صورت زیر به دست می‌آید:

$$Dy_t = c_0 + c_1t + \lambda y_{xz}z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i Dy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i D X_{t-i} + \delta_t W_t + \mu \quad (2)$$

که  $D$  عملگر تفاضل مرتبه اول،  $t$  روند و  $Z_t = (y_t, x_t)$  می‌باشند و  $\gamma_i$  پویایی‌های کوتاه مدت مدل را نشان می‌دهد. با اعمال  $c_0 \neq 0$  و  $c_1 = 0$  رابطه را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$Dy_t = c_0 + \lambda_{yy} y_{t-1} + \lambda_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i Dy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i D X_{t-i} + \delta_t W_t + \mu \quad (3)$$

مطابق مطالعه پسران و شین و اسمیت (۲۰۰۱)، برای انجام آزمون ARDL باند، باید از آزمون ضرایب Wald (آماره F) برای بررسی معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) استفاده نمود. با توجه به محدود بودن داده‌های سری زمانی، باید یک تعادل ظریف بین انتخاب وقفه‌ها وجود داشته باشد.

به این صورت که آن‌ها باید به اندازه کافی بزرگ باشند، تا مشکل همبستگی سریالی باقی‌مانده‌ها را کمتر کنند و همزمان به قدر کافی کوچک باشند تا از بیش از حد پارامترسازی UECM جلوگیری نمایند (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱). ابتدا صورت UECM معادله ARDL را با وقفه مناسب و روش OLS تخمین می‌زنیم و مدل عمومی ARDL را به دست می‌آوریم. پس از تخمین مدل ARDL عمومی، با استفاده از روش مدل‌سازی کل به جزء هندری<sup>۲</sup> (۱۹۹۵)، با استفاده از حذف متغیرها و وقفه‌های بی‌معنی از مدل، یک مدل صرفه‌جو به دست می‌آید.

برای اجرای رویکرد آزمون ARDL باند، سه‌گام ضروری است. گام نخست، تعیین وجود رابطه همجمعی بلندمدت در بین متغیرهای معادله است. رابطه سطحی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون ضرایب Wald یا آزمون F تعیین می‌شود. در اینجا از آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم همجمعی، از طریق صفر قرار دادن ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود. در مقابل، فرض دیگر بیان می‌کند که ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، مخالف صفر هستند (تانگ<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳). در مطالعه حاضر آزمون ضرایب Wald یا آزمون F به وسیله قرار دادن  $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$  برای معادله ۳ بکار گرفته می‌شود. سپس آماره F تخمین زده

1. Unrestricted Error Correction Model (UECM)

2. Hendry

3. Tang

شده برای فرضیه صفر بررسی می‌شود که آیا تمام ضرایب بلندمدت به صورت مشترک برابر صفر هستند یا خیر. در این مرحله، بر اساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۹۵٪ و ۹۰٪)، آماره  $F$  محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی باند که در جدول پسران و شین و اسمیت (۲۰۰۱) آورده شده است، مقایسه می‌شود. این جدول، مقادیر بحرانی را برای ۵ مورد مختلف با توجه به وجود عرض از مبدأ و (یا) روند در مدل نشان می‌دهد. این مقادیر بحرانی شامل کرانه‌های بالایی  $I(1)$  و پایینی  $I(0)$  و تعداد متغیرهای توضیحی هستند؛ تا تمام طبقه‌بندی‌های ممکن متغیرها و هم انباشتگی دوجانبه را در برگیرند. اگر آماره  $F$  تخمین زده شده، بیشتر از کرانه بالایی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم انباشتگی رد می‌شود. اگر آماره  $F$  تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی، نمی‌تواند رد شود. هر چند اگر آماره  $F$  محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. در اینجا مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی  $I(d)$ ، برای هر نتیجه‌ای باید شناخته شده باشد. در این وضعیت، اگر متغیرها  $I(0)$  باشند، بر اساس کرانه پایینی، هم انباشته خواهند بود و برعکس (شرستا و چوداری، ۲۰۰۵ و تانگ، ۲۰۰۳).<sup>۱</sup>

گام دوم، تخمین کشش‌های روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آن‌ها است. کشش‌های بلندمدت، از ضرایب تخمین زده شده متغیرهای توضیحی (مستقل) در سطح با یک وقفه تقسیم بر متغیر وابسته در سطح با یک وقفه، ضرب در یک علامت منفی، محاسبه می‌شوند (باردسن<sup>۲</sup>، ۱۹۸۹ استناد شده در تانگ، ۲۰۰۲). مقدار بلندمدت برای متغیر مجازی مستقیماً از معادله تخمین زده شده به دست می‌آید (چونگ، لاو، یا سوپ و چو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۵). گام دوم تنها در صورتی اجرا می‌شود که در گام اول، رابطه بلندمدت وجود داشته باشد (مارشال<sup>۴</sup>، ۲۰۰۵).

سرانجام در گام سوم، کشش‌های کوتاه مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل  $ARDL$  به دست می‌آیند ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرها در  $UECM$  تخمین زده شده، نشان‌دهنده کشش‌های کوتاه مدت هستند (تانگ، ۲۰۰۳). زمانی که بیش از یک ضریب برای متغیر مشخص وجود داشته باشد، آن‌ها با هم جمع می‌شوند و معنی‌داری مشترک آن‌ها با آزمون ضرایب  $Wald$ ، آزمون می‌شود.

روش آزمون  $ARDL$  باند، دارای مزیت‌های متعددی نسبت به روش هم انباشتگی جوهانسون<sup>۵</sup> است. اول این‌که مدل  $ARDL$ ، رابطه هم انباشتگی را در ارتباط با نمونه‌های کوچک به صورت کارا

1. Shrestha and Chowdhury
2. Bardsen
3. Choong, Law, Yusop and Choo
4. Marashdeh
5. Johansen's Cointegration Method

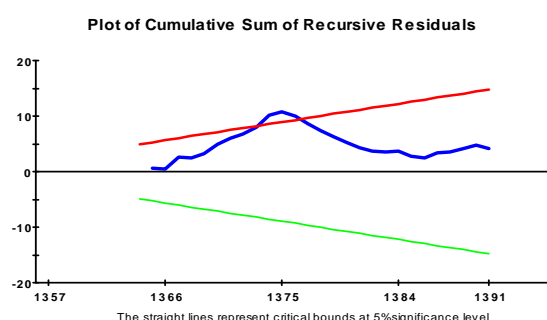
تعیین می‌کند (گاتک و سیدکی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱ و تانگ، ۲۰۰۳)، درحالی‌که روش جوهانسون، برای معتبر بودن به یک نمونه بزرگ احتیاج دارد. دوم، در آزمون جوهانسون برای آزمون هم‌انباشتگی، متغیرها باید با متغیرهای هم‌مرتبه انباشته باشند، اما مدل ARDL، بدون توجه به این‌که رگرورها یا  $I(0)$  یا  $I(1)$  هم انباشته دوجانبه هستند، می‌تواند بکار گرفته شود. اگر ماهیت پایایی داده‌ها مشخص نباشد، استفاده از آزمون ARDL باند مناسب است و اگر بتوان از آزمون باند برای هم‌انباشتگی به نتیجه رسید، آزمون ریشه واحد ضروری نیست (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱). سوم، در مدل جوهانسون، انتخاب‌ها محدود هستند، درحالی‌که با استفاده از مدل ARDL، تعداد زیادی انتخاب وجود دارد که شامل تصمیم‌های مرتبط با تعداد متغیرهای برون‌زا و درون‌زا، رفتار عناصر قطعی در صورت وجود و نیز مرتبه VAR<sup>۲</sup> و تعداد وقفه‌های بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد (پسران و اسمیت، ۱۹۹۷ و پهلوانی ۲۰۰۵). این به این معنی است که با استفاده از مدل ARDL، متغیر مجازی می‌تواند در فرایند آزمون هم‌انباشتگی در مدل وجود داشته باشد که این، در آزمون جوهانسون پذیرفته شده نیست. به علاوه، در مدل ARDL تعداد مختلفی از وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مختلف، می‌تواند وجود داشته باشد، درحالی‌که روش جوهانسون به تعداد وقفه‌های بهینه یکسان نیاز دارد (پهلوانی، ویلسون و ورتینگتن<sup>۳</sup>، ۲۰۰۵). در کاربرد روش آزمون ARDL باند، از دو متغیر مجازی (با مقادیر صفر و یک) برای به دست آوردن اثر سیاست‌های درآمدی بر درآمدهای متوسط برای معادله درآمد انگلستان استفاده کردند (پسران، شین و اسمیت ۲۰۰۱).

## ۵. نتایج تجربی و تجزیه و تحلیل داده‌ها

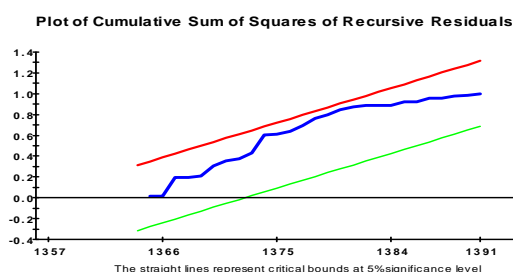
پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز به کمک آزمون‌های پسماند تجمعی<sup>۴</sup> و مجذور پسماند تجمعی<sup>۵</sup> بررسی شد. نتایج این آزمون‌ها در نمودار (۲) نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نمودار پسماند تجمعی از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۵٪ عبور نکرده و فرضیه صفر (تصریح صحیح معادله رگرسیون) رد نشده است؛ بنابراین، ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است. آزمون مجذور پسماند تجمعی از مجموع مربعات پسماندهای برگشتی استفاده می‌کند. در این آزمون نیز معمولاً سطح معنی‌داری ۵٪ در نظر گرفته شده و نتیجه آزمون به وسیله رسم نمودار نشان داده می‌شود. این آزمون برای الگوی مورد بررسی انجام و نتیجه آن در نمودار (۲) نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه

1. Ghatak and Siddiki
2. Vector Autoregressive
3. Pahlavani, Wilson and Worthington
4. Cumulative Sum of Recursive Residual
5. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

می‌شود با توجه به قرار گرفتن نمودار مجذور پسماند تجمعی در محدوده کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۵٪، پایداری ضرایب برآورد شده در طی دوره مورد بررسی تأیید نمی‌شود. به دلیل این که در طی سال ۱۳۷۴ بحران ارزی، مالی و پولی که اتفاق افتاد ضرایب در این سال بی‌ثبات می‌باشند. از آزمون مجذور پسماند تجمعی برای بررسی انحراف ناگهانی و لحظه‌ای در ضرایب رگرسیون استفاده می‌گردد.



نمودار ۲: آزمون پسماند و آزمون مجموع پسماند تجمعی



نمودار ۳: آزمون پسماند و آزمون مجذور پسماند تجمعی

### ۵-۱. آزمون ریشه واحد

قبل از انجام آزمون همگرایی باید مطمئن شد که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از یک  $I(1)$  نیستند. در حالتی که متغیرها انباشته از درجه دو  $I(2)$  یا بیشتر باشند، مقدار آماره  $F$  محاسبه شده توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) قابل اعتماد نیست؛ بنابراین برای برآورد مدل، ابتدا آزمون‌های ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و همچنین فیلپس-پرون (PP) بر روی تمام متغیرها در دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۷ انجام شده‌اند. کمیت آماره آزمون دیکی فولر بر

اساس ضابطه شوارتز بیزین (SBC) انتخاب شده است. چنانچه مقدار حداکثر آماره شوارتز به صورت قدر مطلق از کمیت بحرانی آماره دیکی فولر ارائه شده بزرگتر باشد، فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و در غیر این صورت، فرضیه وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. جدول زیر نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون را برای تمامی متغیرها برای وضعیتی که رگرسیون دارای عرض از مبدأ و همچنین عرض از مبدأ و روند است، نشان می‌دهد:

جدول ۱: نتایج آزمون پایایی با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس پرون

متغیر	آماره (ADF) (با عرض از مبدأ)	آماره (ADF) (با عرض از مبدأ و روند)	آماره (PP) (با عرض از مبدأ)	آماره (PP) (با عرض از مبدأ و روند)	نتیجه
Ln(P)	-۰/۱۴	-۲/۰۷	-۰/۹۳	-۱/۶۹	غیر ایستا
Ln(W)	۰/۲۶	-۳/۰۷	-۰/۰۳	-۱/۷۶	غیر ایستا
Ln(dom)	۰/۹۳	-۳/۱۲	۱/۷۸	-۲/۵۶	غیر ایستا
Ln(rgdp)	-۰/۷۶	-۲/۴۹	۰/۱۱	-۳/۱۸	غیر ایستا
Ln(exr)	-۰/۵۹	-۲/۴۹	-۲/۱۳	-۲/۳۷	غیر ایستا
D(Ln(P))	-۲/۸۷***	-۳/۷۲**	-۳/۸۲***	-۳/۶۴***	ایستا
D(Ln(W))	-۳/۵۷**	-۳/۵۳*	-۳/۶۴***	-۳/۵۹**	ایستا
D(Ln(dom))	-۲/۹۶**	-۳/۲۴***	-۲/۸۹*	-۳/۲۸*	ایستا
D(Ln(rgdp))	-۳/۷۶***	-۳/۶۱**	-۳/۶۵***	-۳/۳۸**	ایستا
D(Ln(exr))	-۲/۵۶	-۲/۱۱	-۲/۶۴***	-۱/۹۵**	ایستا

منبع: یافته‌های تحقیق

علامت \* بر سطح معنی‌داری ۱۰ درصد \*\* بر سطح معناداری ۵ درصد و \*\*\* بر سطح معناداری ۱ درصد دلالت می‌کند.

توجه مقادیر بحرانی برای آماره‌های ADF و PP با عرض از مبدأ (و روند) در سطح معناداری ۱ درصد،  $-۳/۶۴$ ،  $-۴/۲۵$  و  $-۳/۵۴$  می‌باشند. همچنین مقادیر بحرانی این آماره‌ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها با در نظر گرفتن عرض از مبدأ (و روند) به ترتیب  $-۳/۶۴$ ،  $-۴/۲۶$  و  $-۳/۵۳$ ،  $-۳/۲۶$  می‌باشند.

نتایج نشان می‌دهد تمام متغیرها در سطح پایا نیستند، ولی تفاضل مرتبه اول آن‌ها پایا است، به جز متغیر exr که در حالت آزمون دیکی فولر که نامانا و دارای مشکل  $I(2)$  و با توجه به نمودار بالا که ثبات متغیرها در سال ۱۳۷۴ ثبات نداشتند، آزمون فیلیپس پرون (فرض استقلال و هم توزیعی جملات خطا رد شود) بهتر است. با توجه به آزمون فیلیپس پرون به این دلیل که مشکلی به لحاظ وجود متغیرهای  $I(2)$  وجود ندارد و می‌توان به نتایج به دست آمده اطمینان داشت.

### ۵-۲. آزمون هم جمعی و برآورد مدل ARDL

پس از انجام آزمون‌های پایایی، آزمون وجود هم انباشتگی بین متغیرها با بکار بردن رویکرد آزمون کرانه‌ها انجام می‌شود. این آزمون بدین صورت است که ابتدا یک رگرسیون OLS را برای یک الگوی تصحیح خطای نامقید تخمین زده می‌شود، سپس معناداری مشترک ضرایب وقفه متغیرها در سطح را هنگامی که به قسمت اول رابطه اضافه شده‌اند، آزمون می‌کند.

بر اساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱) و بهمنی اسکویی و نصیر (۲۰۰۴)، برای تخمین مارپیچ قیمت دستمزد را در فرم UECM به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} d\ln P_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i d\ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i d\ln w_{t-i} + \sum_{i=1}^o \sigma_i d\ln \text{dom}_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^m \gamma_i d\ln \text{rgdp}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i d\ln \text{exr}_{t-i} + \eta_1 p_{t-1} + \eta_2 w_{t-1} + \eta_3 \text{dom}_{t-1} + \\ & \eta_4 \text{gdp}_{t-1} + \eta_5 \text{exr}_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (۴)$$

الگوی برآوردی را در قالب مدل بلندمدت و کوتاه مدت به صورت زیر بیان کرد:

$$\begin{aligned} \ln p_t = & \theta_0 + \sum_{i=1}^m \xi_i \ln p_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \ln w_{t-i} + \sum_{i=1}^o \zeta_i \ln \text{dom}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \varsigma_i \ln \text{rgdp}_{t-i} + \sum_{i=1}^q \tau_i \ln \text{exr}_{t-i} + \mu_t \end{aligned} \quad (۵)$$

مدل به صورت لگاریتمی بیان شده است، بنابراین ضرایب به عنوان کشش تلقی می‌شود. برای بررسی پویایی کوتاه مدت از تابع قیمت، در قالب تخمین ECM به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_t = & \alpha_1 + \sum_{i=0}^m \chi_i \Delta \ln p_{t-1} + \sum_{i=0}^n \kappa_i \Delta \ln w_{t-i} + \sum_{i=0}^o \nu_i \Delta \ln \text{dom}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p \pi_i \Delta \ln \text{rgdp}_{t-i} + \sum_{i=0}^q \varpi_i \Delta \ln \text{exr}_{t-i} + \lambda \text{ECM}_{t-1} + \vartheta_t \end{aligned} \quad (۶)$$

### ۵-۳. آزمون هم انباشتگی

بر اساس مطالعه پسران و شین و اسمیت (۲۰۰۱) و برای تخمین، معادله مارپیچ قیمت-دستمزد را در فرم UECM به این صورت بیان می‌کنیم:

$$\begin{aligned} d\ln P_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i d\ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i d\ln w_{t-i} + \sum_{i=1}^o \sigma_i d\ln \text{dom}_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^m \gamma_i d\ln \text{rgdp}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i d\ln \text{exr}_{t-i} + \eta_1 p_{t-1} + \eta_2 w_{t-1} + \eta_3 \text{dom}_{t-1} \\ & + \eta_4 \text{gdp}_{t-1} + \eta_5 \text{exr}_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (۷)$$

فرضیه عدم وجود هم انباشتگی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_0 : \eta_1 = \eta_2 = \eta_3 = \eta_4 = \eta_5 = 0$$

$$H_1 : \eta_1 \neq \eta_2 \neq \eta_3 \neq \eta_4 \neq \eta_5 \neq 0$$

برای به کارگیری رویکرد آزمون کرانه‌ها، در گام نخست به تعیین طول وقفه بهینه (P) روی تفاضل اول متغیرها با استفاده از الگوی VAR غیرمقید بر اساس معیار شوارتز بیزین پرداخته شده که طول وقفه بهینه با توجه به معیار شوارتز-بتزین (که بر اساس بیشترین مقدار) یک است. پس از تعیین طول وقفه بهینه، به منظور بررسی وجود یک رابطه بلندمدت بین مقدار سطح قیمت‌ها و متغیرهای توضیحی مدل در ایران، آزمون معنی‌داری مشترک را (آزمون والد یا آزمون F)، برای سطوح با وقفه متغیرهای تحت بررسی انجام شد. جدول شماره (۲) مقادیر آماره F (آزمون والد) را برای وجود یک رابطه در سطح، بین متغیرهای تشکیل دهنده تابع ماریج قیمت دستمزد و برای طول وقفه بهینه  $P=1$  نشان می‌دهد.

بر اساس این آزمون اگر مقدار آماره F محاسبه شده بین حد بالا و پایین باشد، نمی‌توان به طور قطع در این زمینه اظهار نظر کرد. در صورتی که مقدار آماره محاسبه شده از حد بالا بیشتر باشد، فرض صفر رد شده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در مقادیر سطح پذیرفته می‌شود. اگر مقدار آماره محاسبه شده کمتر از حد پایین باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در مقادیر سطح را نمی‌توان رد کرد (پسران، ۲۰۰۹).

جدول ۲: آماره F برای وجود یک رابطه هم انباشتگی در بلندمدت

محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۰ درصد		F مقدار آماره	رابطه میان متغیرها
محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد			
I(1)	I(0)		
۳/۸۹	۲/۶۹	۲/۹۱	F <sub>p</sub>
۴/۵۸	۳/۲۸		
۳/۸۹	۲/۶۹	۴/۰۳	F <sub>w</sub>
۴/۵۸	۳/۲۸		

منبع: یافته‌های محقق

جهت آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو از آزمون کرانه ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده شد که مقدار آماره محاسباتی  $۴/۳۱۶$  به دست آمد که با توجه به بیشتر بودن آماره F محاسباتی از حد بالای ارزش بحرانی، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که میان متغیرهای الگو، رابطه بلندمدت برقرار است. حال می‌توانیم مدل را مجدداً به شکل تصحیح خطا در آورده و پویایی‌های کوتاه مدت و سرعت تعدیل را تحلیل کنیم. ضمن این که مدل تصحیح خطا این امکان را می‌دهد که آزمون علیت گرنجری را بین متغیرها انجام داده تا جهت علیت را بین دستمزد و قیمت در بلندمدت و کوتاه مدت تعیین کرد (گرنجر، ۱۹۸۸).

جدول (۳)، نتیجه برآورد ضرایب کوتاه مدت را به همراه بخش تصحیح خطای مربوطه ارائه می‌دهد. ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه  $(-1)ecm$ ، منفی و معنی‌دار و حدود  $0/45$  است و نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره  $0/45$  درصد از عدم تعادل کوتاه مدت بهره‌وری برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. در این جدول علاوه بر ارائه ضریب تعیین  $(R^2)$ ، نتایج آزمون‌های تشخیص و چندین آزمون دیگر گزارش شده است. آماره چی دو برای آزمون نرمال بودن پسماندها و همبستگی سریالی آن‌ها به ترتیب برابر با  $0/162$  و  $0/609$  است که بیانگر این است که پسماندها نرمال توزیع شده‌اند و وجود همبستگی سریالی در سطح معنی‌داری  $1\%$  و  $5\%$  بین پسماندها تأیید نمی‌شود. همچنین آماره چی دو برای واریانس ناهمسانی برابر  $0/609$  است؛ بنابراین واریانس ناهمسانی تأیید نمی‌شود. لذا نتایج ارائه‌شده در این بخش اعتبار علمی مدل را تأیید می‌کنند.

جدول ۳: نتیجه تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از  $ARDL(1, 1, 0, 0, 1)$  با به کارگیری معیار شوارتز - بنزین (SBC)

تخمین ضرایب بلندمدت					تخمین ضرایب کوتاه مدت				
احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	متغیر	احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	متغیر
0/013	2/65	0/14	0/38	LW	0/000	4/05	0/12	0/49	Dlw
0/002	2/33	0/08	0/29	LDOM	0/005	3/04	0/04	0/13	Dldom
0/024	-2/28	0/20	-0/48	LRGDP	0/000	-4/01	0/10	-0/41	Dlrgdp
0/001	3/91	0/09	0/39	LEXR	0/008	2/86	0/06	0/17	Dlexr
0/537	0/62	6/61	4/14	C	0/51	-0/66	2/87	1/90	Dc
					0/000	-4/14	0/11	-0/45	ECM(-1)
$R^2=0/99$		$\bar{R}^2=0/99$		$DW=1/92$		$F=5262(0/000)$			
آزمون F			آزمون LM		فروض کلاسیک				
احتمال	آماره	احتمال	آماره						
0/66	0/95	0/609	0/26	آزمون همبستگی سریالی جمله پسماند					
0/227	1/22	0/208	1/58	آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی					
-	-	0/162	2/62	آزمون توزیع نرمال جملات پسماند					
0/051	4/10	0/069	3/87	آزمون واریانس ناهمسانی					

منبع: یافته‌های محقق

گام بعدی انجام آزمون علیت است. شرایط همگرایی بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، به عنوان یک عامل مهم در تعیین روش صحیح برای آزمون علیت شناخته می‌شود. برای مثال در صورت عدم وجود همگرایی بین متغیرها، آزمون علیت بر مبنای یک مدل و در صورت وجود



همگرایی، آزمون بر اساس مدل (VAR)<sup>۱</sup> خودرگرسیون برداری خواهد بود (نارایان، ۲۰۰۵: ۱۲۰۷). از آنجایی که (VECM)<sup>۲</sup> تصحیح خطای برداری در مطالعه حاضر نتایج آزمون همگرایی، وجود همگرایی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند؛ برای انجام آزمون علیت از مدل‌های تصحیح خطا استفاده شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون علیت گرنجر

آماره F	آماره t	
	$\Delta Lnp$	$\Delta Lnw$
		$ECT_{t-1}$ [آماره t]
$\Delta Lnp$	-	۰/۰۰۵ (۰/۹۴)
$\Delta Lnw$	۵/۱۲ (۰/۰۳)	-

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون علیت در جدول (۴) بیانگر این است که، رابطه علی بلندمدت یک‌طرفه از طرف سطح قیمت‌ها بر دستمزد وجود دارد؛ ضمن این‌که در کوتاه مدت نیز این رابطه علی وجود دارد. بنابراین رابطه علی از طرف دستمزد بر قیمت وجود ندارد و در اینجا می‌توان فرضیه مارپیچ قیمت دستمزد که بر رابطه متقابل بین دستمزد قیمت استدلال دارد، رد می‌شود.

## ۶. نتیجه‌گیری

در این مقاله با توجه به آزمون ARDL با رویکرد کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر، رابطه تعادلی بلندمدت میان قیمت و نرخ دستمزد اسمی با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۹۲-۱۳۵۷ کشور ایران بررسی شده است. با توجه به مطالعات نظری، اگر نرخ دستمزد سریع‌تر از بهره‌وری افزایش یابد، سپس دستمزد سبب ایجاد یک فشار روبه بالا بر روی قیمت به عنوان هزینه‌های دستمزد بالاتر در قیمت‌های تصویب‌شده می‌شود. افزایش دستمزد بیش از بهره‌وری، هزینه‌های تولید را افزایش داده و به‌نوعی انگیزه‌های تولید و امنیت خاطر سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان را با خطر مواجه می‌سازد. در چنین شرایطی با توجه به رشد اندک بهره‌وری نیروی کار در مقایسه با رشد دستمزدها از یک‌سو و رشد پایین بهره‌وری سرمایه از سوی دیگر هزینه فرصت نگهداری سرمایه در امر تولید افزایش می‌یابد و این امر از طریق افزایش قیمت تمام‌شده محصولات متعاقباً بالا رفتن سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت؛ وضعیتی که فشار افزایش نرخ تورم را بر مصرف‌کنندگان تحمیل

1. Vector Auto Regressive  
2. Vector Error Correction Model

خواهد کرد. به عبارت دیگر، در پی افزایش دستمزدها سطح عمومی قیمت‌ها افزایش خواهد یافت، لذا متعاقب آن به منظور ارتقاء قدرت خرید شاغلین مجدداً درخواست افزایش حقوق و دستمزد مطرح خواهد شد. این دور معیوب که به عنوان پدیده مارپیچ دستمزد - قیمت در علم اقتصاد شناخته می‌شود همچنان تکرار شده است. به اعتقاد برخی یکی از عوامل ایجادکننده تورم است. بنابراین بررسی تجربی‌ای موضوع با توجه به ویژگی‌های خاص اقتصاد کشور، انتخاب و کاربرد روش اقتصادسنجی مناسب با شرایط داده‌ها، هدف اصلی این مقاله است. در مطالعه حاضر ابتدا ارتباط بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش آزمون کرانه ARDL تخمین زده شد و سپس با استفاده از روش ARDL ضرایب بلندمدت برآورد گردید و در نهایت آزمون علیت گرنجر به منظور تعیین جهت علیت بین متغیر قیمت و نرخ دستمزد اسمی صورت پذیرفت.

به‌طور خلاصه نتایج حاصله وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کنند، ضمن این‌که کلیه ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت‌های مورد انتظار می‌باشند، به‌طوری‌که یک درصد افزایش در متوسط نرخ دستمزد و نرخ ارز اسمی، قیمت را به ترتیب حدود  $0/38$  و  $0/39$  درصد افزایش می‌دهند. از سویی دیگر همین میزان افزایش در تسهیلات اعتباری و تولید ناخالص داخلی واقعی باعث افزایشی به میزان  $0/29$  و کاهش  $0/49$  به میزان درصد در قیمت می‌شوند که در این بین سهم تولید ناخالص داخلی در ثبات سطح قیمت‌ها بیشتر از سایر متغیرها بوده و نرخ ارز و دستمزد اسمی به ترتیب در اولویت بعدی قرار دارند. نهایتاً با استفاده از آزمون علیت می‌توان دریافت که نرخ دستمزد برون‌زا است و در مفهوم گرنجری به این معنا که تنها یک رابطه علی یک‌طرفه از سوی قیمت به سمت نرخ دستمزد اسمی وجود دارد و عکس آن صادق نیست. به علاوه این یافته‌ها چندین کاربرد سیاستی دارند؛ در واقع نتایج حاصله تولید ناخالص داخلی را به عنوان مناسب‌ترین و اثرگذارترین ابزار برای طرح‌ریزی اهداف سیاستی به منظور ثبات سطح قیمت‌ها معرفی می‌کنند؛ بنابراین لازم است سیاست‌هایی به منظور افزایش تولید ناخالص داخلی از طریق فراهم آوردن بسترهای مناسب برای سرمایه‌گذاری بیشتر و کاهش واردات مواد اولیه و واسطه‌ها اتخاذ گردد. همچنین نرخ ارز اسمی و نرخ دستمزد اسمی می‌تواند به عنوان یک ابزار سیاستی مهم مرتبط، مورد بررسی قرار گیرد. یعنی دیدگاه تراز پرداخت‌ها دارای اهمیت بیشتری است.

## منابع

- قوام مسعودی، زهره و تشکینی، احمد (۱۳۸۴): تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، پاییز، ۳۶: ۷۵-۱۵۰.
- مهرگان، نادر و رضائی، روح‌اله (۱۳۸۸): آیا حداقل دستمزد منجر به افزایش تورم می‌شود؟، مجله تحقیقات اقتصادی، زمستان، دوره ۴۴، ۱.
- Agénor, P. R. and Hoffmaister, A. (1997); Money, Wages and Inflation in Middle-Income Developing Countries, International Monetary Fund (IMF), Working Paper No. 97/174. IMF.
- Blanchard, O. (1986); The Wage Price Spiral, The Quarterly Journal of Economics, 101(406): 545-565.
- Ekaterina V. P. and Jeremy B. R. (2015); The Passthrough of Labor Costs to Price Inflation, Finance and Economics Discussion Series 2015-042. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, <http://dx.doi.org/10.17016/FEDS.2015.042>.
- Hoffmaister, Alexander W. and Jorge E. Roldos (1997); Are Business Cycles Different in Asia and Latin America, IMF, WP/97/9.
- Grigorian, D. A.; Khachatryan, A. and Sargsyan, G. (2004); Exchange Rate, Money, and Wages: What is Driving Prices in Armenia?, (EPub), International Monetary Fund.
- Ahmed, M. U.; Moniruzzaman Muzib and Amit Roy (2013); Price-Wage Spiral in Bangladesh: Evidence from ARDL Bound Testing Approach, International Journal of Applied Economics 09/2013; 10(2): 77-103.
- Pierre-Richard Agenor and Alexander W.Hoffmaister. (1997); Money, Wages and Inflation in Middle-Income Developing countries. IMF, Working Paper. No. 174.
- Thomas, I, Palley (2013); The U.S.Inflation Process: Does Nominal Wage Inflation cause Price Inflation, Vica-versa, or Neither?, Review of Radical Political Economics.