فصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال سوم، شمارهٔ ۷، تابستان ۱۳۹۴

عوامل موثر بر دستمزد نیروی کار کشاورزی در ایران[۱]

وحید عزیزی[۲] و نادر مهرگان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۱۵
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۲۵

چکیده

در این پژوهش به بررسی اثرات حداقل دستمزد بر دستمزد نیروی کار مردان و زنان در بخش کشاورزی ایران در دوره ۱۳۶۰ – ۱۳۹۱ پرداخته‌ایم. بدین منظور از روش الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) بهره گرفته‌ایم. یافته‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت حداقل دستمزد و نرخ تورم و در بلندمدت حداقل دستمزد و بهره‌وری نیروی کار کشاورزی نقش مؤثری در تعیین دستمزد مردان در بخش کشاورزی داشته است؛ درحالی‌که در کوتاه‌مدت نرخ بیکاری و بهره‌وری نیروی کار و در بلندمدت نرخ بیکاری و نرخ تورم اثری بر دستمزد مردان ندارند. در تعیین دستمزد زنان در بخش کشاورزی فقط حداقل دستمزد تأثیر داشت؛ بنابراین، نرخ بیکاری، نرخ تورم و بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی اثری در تعیین دستمزد زنان در بخش

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2015.1904
۲. کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی (نویسنده مسئول)؛ Vahidazizi8@Gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا همدان؛ mehregannader@yahoo.com

کشاورزی نداشته است. افزون بر این، حداقل دستمزد تأثیر بیشتری بر دستمزد نیروی کار زنان نسبت به مردان داشته است؛ به طوری که در کوتاه‌مدت یک درصد افزایش در حداقل دستمزد باعث افزایش ۰/۲۸ درصد در دستمزد مردان و ۰/۴۸ درصد در دستمزد زنان شده و در بلندمدت به ازای یک درصد در افزایش حداقل دستمزد ۰/۷۷ درصد در دستمزد مردان و ۰/۸۲درصد دستمزد زنان را افزایش داده است. بنابراین، قانون حداقل دستمزد باعث کاهش تبعیض جنسیتی دستمزد نیروی کار در بخش کشاورزی ایران شده است.

واژگان کلیدی: حداقل دستمزد، دستمزد نیروی کار کشاورزی، تفاوت جنسیتی دستمزد، ایران.
طبقه‌بندی JEL: E24, J31, J08, J3, J43.

۱. مقدمه

از اهداف مهم اقتصادی- اجتماعی دولت‌ها حمایت و پشتیبانی از نیروی کار به‌منظور حفظ و ارتقای قدرت خرید و رفاه زندگی و تأمین امنیت شغلی آنان و سرانجام، ایجاد محیطی مناسب برای نیروهای فعال جامعه است (سبحانی، ۱۳۸۳)؛ به طوری که دستمزد نیروی کار از ابعاد مختلف اقتصادی و اجتماعی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار دارد (راسخی و دیندار رستمی، ۱۳۹۰).

۲. مبانی نظری

نظریه‌های دستمزد به طور کلی شامل نظریه عرضه و تقاضا، هزینه زندگی، قدرت پرداخت، کارایی و نظریه‌های جدید دیگر هستند (سبحانی، ۱۳۸۳). در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، نظام دستمزد کنونی، انگیزهٔ قوی برای کار و تولید بیشتر در بنگاه‌ها به وجود نمی‌آورد و تنها براساس شرایط زمانی و تورم عمل می‌شود. این نظام به ویژه شیوه‌های پاداش‌دهی و نظام پرداخت سنتی، پاسخ‌گوی محیط اقتصادی بنگاه‌های امروزی نبوده و حتی نقشی در ارتقای بهره‌وری نیروی کار ندارند، چرا که اولاً سیستم‌های دستمزد سنتی مبتنی بر عملکرد بنگاه و بهره‌وری نیروی کار نبوده، ثانیاً، این سیستم‌ها انعطاف‌ناپذیر هستند، ثالثاً، ضد انگیزشی بوده و افزایش دستمزد کارگران

چندان ارتباطی به شایستگی، توانمندی و مهارت آنها ندارد (ازوجی و امینی، ۱۳۸۷). از این رو، دولت‌ها برای جلوگیری از این وضع با همکاری برخی تشکل‌ها اقدام به تعیین حداقل دستمزد می‌کنند؛ اما منظور از حداقل دستمزد، کف مزدی است که بدون توجه به میزان بهره‌وری کارگر و مشخصات جسمی و روحی او، به نحوی تعیین می‌شود که زندگی یک خانوار را که تعداد متوسط آن توسط مراجع رسمی در هر سال تعیین می‌شود، تأمین کند. از جمله مهم‌ترین شاخص‌های تعیین حداقل دستمزد می‌توان به نیازهای کارگران و خانوارهای آنان، تورم یا هزینه‌های معاش، سطح اشتغال، وضعیت اقتصادی کشور، بهره‌وری، ظرفیت پرداخت بنگاه‌ها، مزایای تأمین اجتماعی و میانگین دستمزد در بخش رسمی و غیر رسمی اقتصاد، اشاره کرد (مهرگان و رضائی، ۱۳۸۸).

با توجه به ماهیت قانون حداقل دستمزد، اجرای آن دیدگاه‌های موافق و مخالف را به همراه داشته است. موافقان اجرای این سیاست به دلایلی مانند افزایش سطح متوسط استاندارد زندگی اقشار کم‌درآمد، افزایش انگیزه کار، تحریک مصرف در افراد کم درآمد از طریق افزایش درآمد آنها، کاهش هزینه‌های دولت در زمینه تأمین رفاه اجتماعی، نبود پیامدهای بودجه‌ای، قابلیت اجرایی ساده آن و مقابله با استثمار نیروی کار، اجرای آن را توصیه می‌کنند. در مقابل، منتقدان سیاست حداقل دستمزد، پیامدهایی از قبیل کاهش تقاضای نیروی کار از طریق کاهش تعداد ساعات کارگران و یا کاهش تعداد مشاغل، افزایش قیمت تمام شده محصولات در صنایعی که مشمول قانون حداقل دستمزد هستند، محدودکردن آزادی کارفرما و کارگر، کاهش رشد اقتصادی به دلیل تمرکز کارفرمایان بر انتخاب نوع نهاده تولیدی ارزان‌تر (به جای بهینه‌سازی)، افزایش هزینه‌های اجتماعی دولت، کاهش حاشیه سود بنگاه‌ها و کاهش تمایل افراد کم درآمد به کسب تحصیلات مراتب بالاتر را در خصوص اجرای این سیاست محتمل می‌دانند (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۲). به طور کلی، هدف بیشتر دولت‌ها برای تعیین حداقل دستمزد و استانداردهای دیگر اشتغال برای بهبود وضعیت نیروهای فعال جامعه، ترویج رفتار قانونی‌تر کارکنان، جلوگیری از استثمار نیروی انسانی، بالا رفتن سطوح دیگر دستمزد، از میان بردن رقابت غیرقانونی کارفرمایان، تأمین رشد سریع و توزیع عادلانه درآمد ملی بوده است.

تعیین حداقل دستمزد و افزایش‌های منظم یا نامنظم آن اثرات اجتماعی، اقتصادی و سیاسی مختلفی در بردارد که از آن جمله می‌توان به اثر بر اشتغال، بهره‌وری نیروی کار،

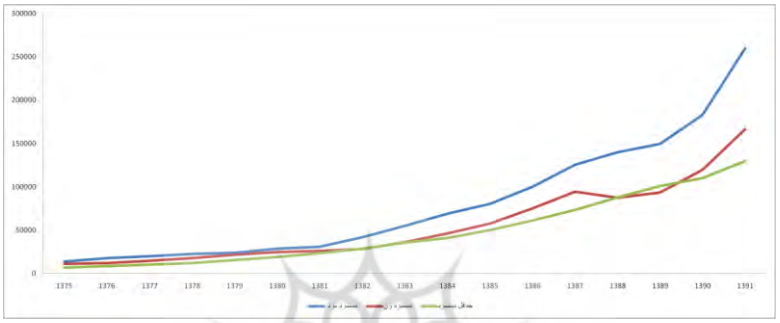
سطح قیمت‌ها، سطح سایر دستمزدها و فقر اشاره کرد. بنابراین، مطالعه هر یک از این اثرات برای سیاست‌گذاری‌های قانون تعیین حداقل دستمزد در کشورهای در حال توسعه ضروری است.

تغییرات حداقل دستمزد بر رده‌های دیگر مزدی، به ویژه رده‌های پایین دستمزد، مؤثر است. به همین منظور قانون حداقل دستمزد به عنوان معیاری برای بالا رفتن دستمزدها، نه تنها در بخش دولتی بلکه در بخش غیر دولتی از جمله بخش کشاورزی نیز استفاده می‌شود؛ به طوری که کارفرمایان برای کاهش هزینه‌ها مایلند دستمزد کمتری را بپردازند و تعیین حداقل دستمزد مانع از این است که کارفرمایان از یک سطح معین کمتر پرداخت نمایند و بدین شیوه هزینه‌ها را در یک سطح برای تمام کارفرمایان تا حدودی یکسان‌سازی می‌کند (نجفی کاج آباد، ۱۳۹۰). نکته حائز اهمیت این است که نیروی کار در بازار، همگن نبوده و براساس قانون طبقه‌بندی مشاغل تمام سطوح دستمزدی از قانون حداقل دستمزد متأثر می‌شوند، اما به نظر می‌رسد که اثر این قانون بر سطوح پایین‌تر دستمزدی بیشتر از سطوح بالای دستمزدی باشد و از آنجا که کارگران غیر متخصص سهم بالایی در سطوح پایین دستمزدی دارند، در نتیجه، دستمزد کارگران غیر متخصص بیشتر از کارگران متخصص تحت تأثیر قرار می‌گیرد (جوادی و طائی، ۱۳۸۷). همچنین، وجود تبعیض دستمزد به عنوان یکی از عوامل ناکارایی در بازار کار مطرح است. تفاوت جنسیتی دستمزد[1] و تبعیض یکی از مباحث مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در در سال‌های اخیر بوده است. یکی از مهم‌ترین تفاوت‌هایی که بین زنان و مردان در بازار کار به‌ویژه بخش کشاورزی مشاهده می‌شود، تفاوت در دستمزد آنهاست (کشاورز حداد و علویان قوانینی، ۱۳۹۱). در بخش کشاورزی که بیشتر شاغلان آنها در شغل‌هایی با کیفیت پایین‌تر فعالند، میزان تبعیض بیشتری وجود دارد. بنابراین، بخش کشاورزی زنان با احتمال بیشتری با تبعیض دستمزد مواجه خواهد بود.

در شکل ۱، حداقل دستمزد و متوسط دستمزد روزانه نیروی کار کشاورزی به تفکیک زنان و مردان تصویر شده است. مشاهده می‌شود که دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی بیشتر از حداقل دستمزد بوده و از سال ۱۳۸۰ به بعد نیز تفاوت قابل توجهی نسبت به دستمزد زن در بخش کشاورزی داشته است. بنابراین، تبعیض

1. Gender wage differential

جنسیتی دستمزد در بخش کشاورزی ایران به دلیل وجود شکافت دستمزد بین نیروی کار زن و مرد وجود دارد. از سوی دیگر نیز حتی در سال ۱۳۸۹ دستمزد نیروی کار زنان کمتر از حداقل دستمزد پرداخت شده است. بنابراین، با توجه به اهمیت ادبیات پژوهش، هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثرات اجرای قانون حداقل دستمزد بر دستمزد نیروی کار مرد و زن در بخش کشاورزی ایران است.



شکل ۱. متوسط دستمزد نیروی کار مردان و زنان در بخش کشاورزی و حداقل دستمزد در ایران

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات مختلفی درباره دستمزد و حداقل دستمزد انجام شده است. در ادامه، به مرور برخی از این پژوهش‌ها می‌پردازیم. مهرگان و رضائی (۱۳۸۸) به بررسی رابطهٔ بین نرخ تورم و حداقل دستمزد در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۴۸- ۱۳۸۴ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و آزمون والد پرداخته‌اند. یافته‌های آنها نشان‌دهنده وجود رابطهٔ علّی از تورم به حداقل دستمزد بوده و وجود رابطهٔ علّی از حداقل دستمزد به تورم تأیید نمی‌شود.

عیسی‌زاده و محمدی (۱۳۹۲) به بررسی رابطه حداقل دستمزد و فقر در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) در دوره ۱۳۶۳- ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش آنها نشان داد که رابطه میان حداقل دستمزد و نرخ فقر منفی و معنادار است.

رالت[1] (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای مبتنی بر رویکرد VAR-ECM و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۷۰:۱–۱۹۹۹:۴ به بررسی رابطه متقابل بین نرخ تورم و حداقل دستمزد در

1. Rault

کشور فرانسه پرداخته است. براساس نتایج، افزایش قیمت‌ها سرانجام به کاهش دستمزدهای واقعی منجر می‌شود.

ونکسلر[1] (۲۰۰۵) با استفاده از اطلاعات سالانه ۱۰ ایالت آمریکا در دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۰ به بررسی تأثیر افزایش حداقل دستمزد بر کاهش نابرابری پرداخته‌اند. یافته‌های آنها وجود یک رابطه مثبت و معنادار غیرخطی بین ضریب جینی و حداقل دستمزد را نشان داد.

ونکاتش[2] (۲۰۱۳) در پژوهش خود نشان داد که بهره‌وری کشاورزی و اشتغال غیرکشاورزی روستایی اثر مثبتی بر دستمزد کشاورزی دارد، در حالی که عرضه نیروی کار در بخش کشاورزی باعث کاهش نرخ‌های دستمزد شده است.

کونگ (۲۰۱۴)[3] در مطالعه خود با استفاده از اثرات ثابت رگرسیون و داده‌های پانل به بررسی اثر افزایش حداقل دستمزد در واحدهای تولیدی ویتنام پرداخته است. نتایج وی نشان داد که حداقل دستمزد باعث کاهش حجم کار در اندازه کوچک شده و افزایش یک درصد در حداقل دستمزدهای واقعی به کاهش ۰/۱ درصدی در تعداد کارگران منجر خواهد شد. وی نتیجه می‌گیرد که کارگران مرد کاهش و کارگران زن افزایش خواهد یافت.

ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که مطالعات بیشتر در رابطه با اثرات حداقل دستمزد بر تورم و سطح قیمت‌ها، بهره‌وری نیروی کار، فقر و نابرابری درآمدی انجام شده و مطالعات محدودی در رابطه با اثرات حداقل دستمزد بر سطوح دستمزد نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصاد از جمله بخش کشاورزی انجام شده است. بنابراین، به دلیل اهمیت موضوع، بررسی اثرات حداقل دستمزد بر دستمزدهای نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصاد کشورهای در حال توسعه از جمله بخش کشاورزی برای کاهش فقر و افزایش کیفیت زندگی جامعه روستایی ضروری است.

۴. داده‌ها و اطلاعات

در این پژوهش، به منظور تفکیک وضعیت تأثیر قانون حداقل دستمزد بر دستمزد نیروی کار زنان و مردان در بخش کشاورزی، ساختار الگوی دستمزد را با رویکرد به

1. Volscho
2. Venkatesh
3. Cuong

مبانی نظری و مطالعات تجربی تهیه و با توجه به بازار کار ایران به‌صورت روابط ۱ و ۲ به صورت لگاریتمی تصریح کرده‌ایم.

$$LWM = \alpha_0 + \alpha_1 LAPL + \alpha_2 LMW + \alpha_3 LUE + \alpha_4 LI + U_t \quad (۱)$$

$$LWW = \alpha_0 + \alpha_1 LAPL + \alpha_2 LMW + \alpha_3 LUE + \alpha_4 LI + U_t \quad (۲)$$

در روابط بالا داریم:

- **دستمزد نیروی کار کشاورزی (LWM و LWW)**: این متغیر لگاریتم طبیعی متوسط دستمزد یک روز کارگر کشاورزی در مناطق روستایی بوده که آمار آن از نتایج طرح آمارگیری مرکز آمار ایران برای خدمات کارگر میوه چین، کارگر وجین کار و کارگر تنک کار در بخش کشاورزی ایران برای کارگران مرد و زن گردآوری شده است.
- **بهره‌روی نیروی کار بخش کشاورزی**[1] **(LAPL)**: معادل لگاریتم طبیعی متوسط ارزش افزوده به ازای هر نفر شاغل در بخش کشاورزی ایران است.
- **حداقل دستمزد**[2] **(LMW)**: این متغیر معادل لگاریتم طبیعی حداقل دستمزد مصوب شورای عالی کار است که بنگاه‌های اقتصادی ملزم به رعایت آن هستند.
- **نرخ بیکاری**[3] **(LUE)**: معادل لگاریتم طبیعی نرخ بیکاری کل نیروی کل کشور ایران است.
- **نرخ تورم**[4] **(LI)**: معادل لگاریتم طبیعی نرخ تورم در کشور ایران است.
- **U**: جزء اخلال است.

در روابط بالا، انتظار می‌رود که بهره‌وری نیروی کار، حداقل دستمزد، نرخ تورم رابطه مثبت و نرخ بیکاری رابطه منفی با دستمزد نیروی کار کشاورزی داشته باشند، همچنین، انتظار می‌رود که اثر حداقل دستمزد بر دستمزد نیروی کار زن بیشتر از دستمزد نیروی کار مرد باشد. داده‌های پژوهش را با استفاده از روش مطالعه اسنادی به قیمت پایه سال ۱۳۷۶ در دوره ۱۳۶۰ – ۱۳۹۱ از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و وزارت کار و امور اجتماعی جمهوری اسلامی ایران گردآوری کرده‌ایم. برای تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش از نرم‌افزارهای Microfit 4.0 و Eviews 7.0 استفاده کرده‌ایم.

1. Average productivity labor
2. Minimum wage
3. Unemployment
4. Inflation

۵. برآورد مدل

برای برآورد الگوهای ۱ و ۲ از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) ارائه‌شده توسط پسران و پسران[1] (۱۹۹۷) استفاده کرده‌ایم. در این روش، لازم نیست درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. این روش الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان برآورد کرده و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. همچنین، در مورد نمونه‌های کوچک، این روش دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالایی نسبت به روش‌های دیگر است. بنابراین، برآوردهای آن به دلیل نبود مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درون‌زایی، نااریب و کارا هستند. مدل بالا به صورت زیر است:

$$Q(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta' w_t + u_t \qquad (۳)$$

که در آن، Q مقدار ثابت، y_t متغیر وابسته، L عملگر وقفه بوده، به طوری که $LX_t = x_{t-1}$ است.، W_t بردار متغیرهای قطعی (غیرتصادفی) همچون عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی یا برونزا با وقفه ثابت است. X_{it} بردار متغیرهای توضیحی مدل، q تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هریک از متغیرهای توضیحی و P تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته است. در الگوی ۳:

$$Q(L,P) = (1 - Q_1 L - Q_2 L^2 - \ldots - Q_P L^P) \qquad (۴)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_i + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots + \beta_{iq}L^{qi} \qquad i = 1,2,\ldots,K \qquad (۵)$$

روابط بالا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر $P = 0,1,2,\ldots,m$ و $q_i = 0,1,2,\ldots,m$ یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL برآورد می‌شوند. حداکثر تعداد وقفه‌ها ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌شود. تمامی مدل‌ها در محدوده زمانی $(t = m+1,\ldots,n)$ برآورد می‌شوند. در مرحله بعد، تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین (SBC)، حنان- کوئین (HQC) یا ضریب تعیین تعدیل شده، تعیین می‌شوند. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز- بیزین استفاده می‌شود؛ زیرا این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند تا درجه آزادی زیادی از دست نرود.

1. Pesaran and Pesaran

برای محاسبه ضرایب بلندمدت از مدل پویا استفاده می‌کنیم. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده از رابطه ۶ به‌دست می‌آیند:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_i(1,q_i)}{1-\hat{Q}(1,P)} = \frac{\hat{\beta}_{i0}+\hat{\beta}_{i1}+\ldots+\hat{\beta}_{iq_i}}{1-\hat{Q}_1-\hat{Q}_2-\ldots-\hat{Q}_{\hat{p}}}, \qquad i=1,2,\ldots..K \qquad (۶)$$

چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد ($\sum_{i=1}^{p}\alpha_i<1$) الگوی پویا به سمت الگوی بلندمدت گرایش خواهد داشت. بنابراین، برای آزمون هم‌جمعی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد:

$$H_0=\sum_{i=1}^{P}\alpha_1-1\geq 0$$
$$H_1=\sum_{i=1}^{P}\alpha_1-1<0 \qquad (۷)$$

فرضیه صفر بیانگر نبود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، زیرا شرط آنکه رابطه پویا کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب، کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر، باید عدد یک، از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و نتیجه بر مجموع انحراف معیار ضرایب یاد شده تقسیم شود.

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{P}\hat{\alpha}_i-1}{\sum_{i=1}^{p}S_{\hat{\alpha}_i}} \qquad (۸)$$

بر اساس رابطه ۸ اگر قدرمطلق t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط برنجی، دولادو و مستر[1] بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا متناسب با الگوی ARDL به صورت زیر است:

$$\Delta y_t=\delta'\Delta W_t-\sum_{j=1}^{p'-1}Q^*\Delta y_{t-j}+\sum_{i=1}^{k}\beta_i.\Delta x_{it}-\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\hat{q}i-1}\beta_{ij}^*\Delta x_{t,i-j}-Q(L,\hat{p})ECT_{t-1}+u_t \qquad (۹)$$

$$ECT=y_t-Q^*-\sum_{j=1}^{k}\hat{\beta}_i\Delta x_{it} \qquad (۱۰)$$

که در آن، Δy_t، Δx_{it}، ΔW_t به ترتیب مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته، توضیحی و بردارهای قطعی و ضرایب β_{ij}^* و Q^* ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا هستند. این

1. Banerjee, Dolado & Mestre.

الگوی تصحیح خطا، به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آنها استفاده می‌شود. جمله تصحیح خطا (ECT_{t-1}) همان جمله خطای برآورد رابطه بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفه زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود. $Q(L,\hat{p})$ ضریب جزء تصحیح خطاست که نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است، این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود، انتظار می‌رود علامت این متغیر، منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر کند (نوفرستی، ۱۳۹۱).

۶. تحلیل نتایج

۶-۱. آزمون مانایی متغیرها

برای بررسی مانایی متغیرهای پژوهش از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بهره گرفته‌ایم. نتایج جدول ۱، نشان‌می‌دهد که متغیرهای دستمزد نیروی کار کشاورزی مردان و زنان، حداقل دستمزد، نرخ بیکاری و بهره‌وری نیروی کار کشاورزی در تفاضل مرتبه اول و متغیر نرخ تورم در سطح مانا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی در سطوح		درجه مانایی	وضعیت
		۱ درصد	۵ درصد		
دستمزد نیروی کار کشاورزی (مرد)	-۳/۸۳	-۳/۶۷	-۲/۹۶	I(1)	عرض از مبدأ
دستمزد نیروی کار کشاورزی (زن)	-۴/۵۶	-۳/۶۷	-۲/۹۶	I(1)	عرض از مبدأ
حداقل دستمزد	-۴/۱۰	-۳/۶۸	-۲/۹۷	I(1)	عرض از مبدأ
نرخ بیکاری	-۵/۶۷	-۳/۶۷	-۲/۹۶	I(1)	عرض از مبدأ
نرخ تورم	۳/۲۳	۳/۶۶	۲/۹۶	I(0)	عرض از مبدأ
بهره‌وری نیروی کار کشاورزی	-۷/۰۲	-۳/۶۷	-۲/۹۶	I(1)	عرض از مبدأ

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

بنابراین، به علت وجود ترکیبی از متغیرهای هم‌جمع از درجه صفر و یک در الگو، از روش برآورد الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده استفاده کرده‌ایم. در این مطالعه برای برآورد الگوهای بالا بیشترین وقفه را یک لحاظ کردیم، زیرا وقفه یک به برآورد بهتری از الگو منجر شد. همچنین، با توجه به اینکه شمار داده‌های مورد بررسی کمتر از ۱۰۰ بود، از معیار شوارتز- بیزین (SBC) استفاده کردیم تا درجه آزادی زیادی از دست

نرود. در ادامه، نتایج برآورد مدل پویا، بلندمدت و تصحیح خطا الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده مدل دستمزد نیروی کار کشاورزی، ابتدا برای کارگران مرد و در ادامه، برای کارگران زن را ارائه کرده‌ایم.

۶-۲. نتایج برآورد الگوی دستمزد نیروی کار کشاورزی (مردان)

در جدول ۲، نتایج برآورد مدل پویا کوتاه‌مدت دستمزد نیروی کار مرد ارائه شده است. طبق نتایج در کوتاه‌مدت مقداری از تغییرات دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی به وسیله وقفه خود آن توضیح داده شده است؛ به طوری که کارفرمایان بخش کشاورزی برای تعیین دستمزد به مزدهای سال قبل هم توجه دارند و در تعیین مزد سال جاری تأثیر مثبت خواهد داشت. ضریب بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی به لحظ آماری غیرمعنادار و مثبت است و علامت این ضریب مطابق مبانی نظری است. ضریب نرخ بیکاری کل کشور نیز از نظر آماری معنادار نیست؛ به طوری که تغییرات دستمزدهای نیروی کار مرد در بخش کشاورزی از شرایط بازار کار به‌ویژه بود و نبود بیکاری چندان متأثر نخواهد شد. ضریب متغیر نرخ تورم در سطح پنج درصد معنادار و مطابق نظریه مثبت است. ضریب متغیر حداقل دستمزد نیز در سطح یک درصد معنادار و مطابق نظریه بر افزایش دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی تأثیر مثبت داشته است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
دستمزد نیروی کار کشاورزی با یک وقفه (مرد) ((WM(-1))	۰/۶۳	۶/۳۵***
حداقل دستمزد (MW)	۰/۲۸	۳/۹۰***
بهره‌روی نیروی کار کشاورزی (APL)	۰/۲۷	۱/۶۰ US
نرخ بیکاری (UE)	۰/۱۲	۰/۹۷ US
نرخ تورم (I)	۰/۰۷	۱/۹۶*
ضریب ثابت (C)	-۰/۶۶	-۱/۲۵ US
Durbin's h = ۱/۶۴ [۰/۱۰۰]	F = ۲۸۶۵/۳ [۰/۰۰۰]	$\bar{R}^2$ = ۰/۹۹	R^2 = ۰/۹۹

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

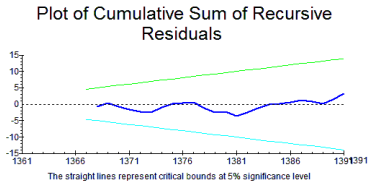
***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

طبق نتایج برآورد مدل بالا، مقدار ضریب خوبی برازش ۹۹ درصد بوده که حاکی از قدرت توضیح دهندگی متغیرهای به کار رفته در مدل است. آماره F برآوردشده برای کل مدل به‌لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. مقدار آماره اچ-دوربین نیز برابر ۱/۶۴ بوده که به دلیل قرارگرفتن در فاصله (± ۱/۹۶) فرض خود همبستگی رد می‌شود. آزمون های تشخیصی شامل واریانس ناهمسانی، نرمال بودن پسماندها و خودهمبستگی نیز برقراری تمامی فروض کلاسیک را برای مدل مورد نظر تأیید می‌کند. بنابراین، مشکلات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس را نداشته و فرم تصریحی، درست و جملات خطا به طور نرمال توزیع شده‌اند، در نتیجه، اعتبار آماری نتایج الگو به درستی تأیید می‌شود (جدول ۳). همچنین، بر اساس شکل‌های ۲ و ۳، آماره آزمون‌های مجموع تجمعی و مجموع مجذور تجمعی در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و نتایج این آزمون نشان از پایداری ضرایب برآوردی داشته و به علت قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، شکست ساختاری در مدل وجود ندارد و ضرایب الگو از ثبات برخوردارند.

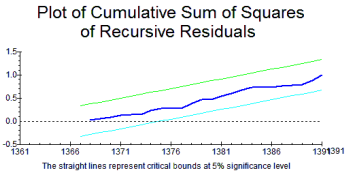
جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیصی الگوی دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی

فروض کلاسیک	آزمون LM	آزمون F
آزمون همبستگی سریالی جمله پسماند	۱/۴۱ [۰/۲۳]	۱/۱۴ [۰/۲۹]
آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی	۲/۱۳ [۰/۱۴]	۱/۷۷ [۰/۱۹]
آزمون توزیع نرمال جملات پسماند	۱/۵۴ [۰/۴۶]	.....
آزمون واریانس ناهمسانی	۰/۵۶ [۰/۴۵]	۰/۵۳ [۰/۴۶]

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.



شکل ۲. آزمون مجموع تجمعی (CUSUM)



شکل ۳. آزمون مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ)

برای بررسی رابطه بلندمدت آزمون وجود هم‌جمعی آماره t محاسباتی (۳/۷۰-) از نظر قدرمطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط برنجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۶۴-) بیشتر است، بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها برقرار است. جدول۴، ضرایب بلندمدت الگوی دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. در میان متغیرهای توضیحی بهره‌وری نیروی کار کشاورزی و حداقل دستمزد در بلندمدت بر سطح دستمزدهای نیروی کار مرد در بخش کشاورزی تأثیرگذار است. بنابراین، در بلندمدت با فرض ثابت بودن عوامل دیگر، اگر بهره‌وری نیروی کار کشاورزی و حداقل دستمزد یک درصد افزایش یابد، باعث افزایش سطح دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی به ترتیب به میزان ۰/۷۴ و ۰/۷۷ درصد خواهد شد. همچنین، ضرایب متغیرهای نرخ بیکاری و نرخ تورم در بلندمدت اثری بر سطح دستمزد مرد در بخش کشاورزی ندارند. بنابراین، کارفرمایان بخش کشاورزی در بلندمدت واکنشی نسبت به تغییرات نرخ بیکاری و نرخ تورم از خود نشان نمی‌دهند، یعنی تنها بهره‌وری نیروی کار و حداقل دستمزد واکنش کارفرمایان کشاورزی را در طول زمان نسبت به تغییرات آنها بر می‌انگیزد. ضمن آن که ضرایب بلندمدت در این الگو نسبت به ضرایب کوتاه‌مدت بزرگتر است که با مبانی نظری سازگاری دارد.

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی بلندمدت دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
حداقل دستمزد (MW)	۰/۷۷	۱۰/۲۶***
بهره‌روی نیروی کار کشاورزی (APL)	۰/۷۴	۲/۰۶**
نرخ بیکاری (UE)	۰/۳۳	۰/۹۸US
نرخ تورم (I)	۰/۱۸	۱/۵۵US
ضریب ثابت (C)	-۱/۸۴	-۱/۳۲US

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد، US فاقد معناداری است.

نتایج برآورد مدل تصحیح خطا را در جدول ۵، ارائه کرده‌ایم. ضریب تصحیح خطا ((ecm(-۱) برابر ۰/۳۶- بوده که این عدد بیانگر آن است در هر دوره ۳۶ درصد از بی‌تعادلی در میزان دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی برطرف می‌شود و بار دیگر به تعادل باز خواهد گشت.

جدول ۵. نتایج مدل تصحیح خطا الگوی دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
تفاضل حداقل دستمزد (dMW)	۰/۲۸	۳/۹۰***
تفاضل بهره‌وری نیروی کار (dALP)	۰/۲۷	۱/۶۰ US
تفاضل نرخ بیکاری (dUE)	۰/۱۲	۰/۹۷ US
تفاضل نرخ تروم (dL)	۰/۰۷	۱/۹۶*
تفاضل ضریب ثابت (dC)	-۰/۶۶	-۱/۲۱ US
ضریب تصحیح خطا (Ecm(-1))	-۰/۳۶	-۳/۶۳***
DW = ۱/۵۰		R^2 = ۰/۴۸

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

۶-۳. نتایج برآورد الگوی دستمزد نیروی کار کشاورزی (زن)

در جدول ۶، نتایج برآورد مدل پویا کوتاه‌مدت دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی را ارائه کرده‌ایم. طبق نتایج در کوتاه‌مدت مقداری از تغییرات دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی به وسیله متغیر با وقفه خود آن توضیح داده شده است؛ به طوری که کارفرمایان بخش کشاورزی برای تعیین دستمزد به مزدهای سال قبل هم توجه دارند و در تعیین مزد سال جاری تأثیر مثبت خواهد داشت. ضرایب متغیرهای بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی، نرخ بیکاری و نرخ تورم به لحاظ آماری غیرمعنادار و مثبت هستند و علامت این ضرایب مطابق مبانی نظری است. ضریب متغیر حداقل دستمزد نیز در سطح یک درصد معنادار و مطابق نظریه تأثیر مثبت بر افزایش دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی داشته است. بنابراین، به ازای افزایش یک درصد در حداقل دستمزد، دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی ایران به میزان ۰/۴۵ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
دستمزد نیروی کار کشاورزی با یک وقفه (زن) (WW (-1))	۰/۴۵	۳/۵۲***
حداقل دستمزد (MW)	۰/۴۵	۴/۳۲***
بهره‌روی نیروی کار کشاورزی (APL)	۰/۱۷	۱/۰۷ US
نرخ بیکاری (UE)	۰/۱۰	۰/۶۷ US
نرخ تورم (I)	۰/۰۵	۱/۴۴ US
ضریب ثابت (C)	-۰/۱۱	-۰/۱۹ US
Durbin's h = ۰/۷۴۴ [۰/۴۵۷] F=۱۷۸۲/۰ [۰/۰۰۰] $\bar{R}^2$ = ۰/۹۹		R^2 = ۰/۹۹

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

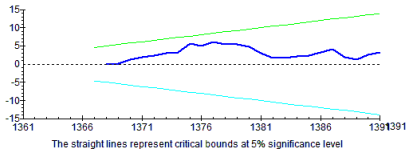
***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

طبق نتایج، برآورد مدل دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی ایران مقدار ضریب خوبی برازش برابر ۹۹ درصد بوده که حاکی از قدرت توضیح دهندگی متغیرهای به کار رفته در مدل است. آماره F برآوردشده برای کل مدل به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. مقدار آماره اچ- دوربین نیز برابر ۰/۷۴ بوده که به دلیل قرار گرفتن در فاصله (± ۱/۹۶) فرض خودهمبستگی رد می‌شود. آزمون های تشخیصی شامل واریانس ناهمسانی، نرمال بودن پسماندها و خودهمبستگی نیز برقراری تمامی فروض کلاسیک را برای مدل مورد نظر تأیید می‌کند. بنابراین، مشکلات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس را نداشته و فرم تصریحی، درست و جملات خطا به‌طور نرمال توزیع شده‌اند و اعتبار آماری نتایج الگو به درستی تأیید می‌شود (جدول ۷). همچنین، براساس شکل‌های ۴ و ۵، آماره آزمون‌های مجموع تجمعی و مجموع مجذور تجمعی در داخل خطوط مستقیم قرار داشته و نتایج این آزمون نشان از پایداری ضرایب برآوردی داشته و به علت قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، شکست ساختاری در مدل وجود ندارد و ضرایب الگو از ثبات برخوردارند.

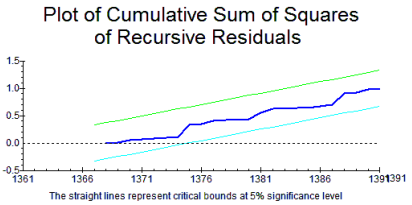
جدول ۷. نتایج آزمون‌های تشخیصی الگوی دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی

فروض کلاسیک	آزمون LM	آزمون F
آزمون همبستگی سریالی جمله پسماند	۰/۳۴ [۰/۵۵]	۰/۲۶ [۰/۶۱]
آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی	۰/۱۵ [۰/۶۹]	۰/۱۱ [۰/۷۳]
آزمون توزیع نرمال جملات پسماند	۰/۵۸ [۰/۷۴]	.....
آزمون واریانس ناهمسانی	۱/۳۰ [۰/۲۵]	۱/۲۷ [۰/۲۶]

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.



شکل ۴. آزمون مجموع تجمعی (CUSUM)



شکل ۵. آزمون مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ)

برای بررسی رابطه بلندمدت آزمون وجود هم‌جمعی آماره t محاسباتی (۴/۵۷-) از نظر قدرمطلق از کمیت بحرانی ارائه‌شده توسط برنجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد (۴/۰۵-) بیشتر است، بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها برقرار است. جدول۸، ضرایب بلندمدت الگوی دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. در بلندمدت نیز مانند کوتاه‌مدت فقط حداقل دستمزد به‌لحاظ آماری معنادار و دارای علامت مثبت است. بنابراین، به ازای افزایش یک درصد در حداقل دستمزد میزان دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی ایران ۰/۸۲ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین، ضرایب متغیرهای بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی، نرخ بیکاری و نرخ تورم در بلندمدت اثری بر سطح دستمزدهای کشاورزی ندارند. در نتیجه، در بلندمدت تنها حداقل دستمزد واکنش کارفرمایان کشاورزی را در طول زمان نسبت به تغییرات دستمزد نیروی کار زن که از تخصص کمتری برخوردارند، بر می‌انگیزد.

جدول ۸. نتایج برآورد الگوی بلندمدت دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
حداقل دستمزد (MW)	۰/۸۲	۱۴/۱۹***
بهره‌روی نیروی کار کشاورزی (APL)	۰/۳۱	۱/۱۳ US
نرخ بیکاری (UE)	۰/۱۸	۰/۶۸ US
نرخ تورم (I)	۰/۱۰	۱/۲۸ US
ضریب ثابت (C)	-۰/۲۱	-۰/۱۹ US

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد، US فاقد معناداری است.

نتایج برآورد مدل تصحیح خطا را در جدول ۹، ارائه کرده‌ایم. ضریب تصحیح خطا ((ecm(-۱) برابر ۰/۵۴- بوده که این عدد بیانگر آن است در هر دوره ۵۴ درصد از بی‌تعادلی در میزان دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی برطرف می‌شود و بار دیگر به تعادل باز خواهد گشت.

جدول ۹. نتایج مدل تصحیح خطای الگوی دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
تفاضل حداقل دستمزد (dMW)	۰/۴۵	۴/۳۲***
تفاضل بهره‌وری نیروی کار (dALP)	۰/۱۷	۱/۰۷ US
تفاضل نرخ بیکاری (dUE)	۰/۱۰	۰/۶۷ US
تفاضل نرخ تروم (dL)	۰/۰۵	۱/۴۴ US
تفاضل ضریب ثابت (dC)	-۰/۱۱	-۰/۱۹ US
ضریب تصحیح خطا (Ecm(-1))	-۰/۵۴	-۴/۲۹***
R^2 = ۰/۵۲	DW = ۱/۸۱	

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

۷. نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی تأثیر حداقل دستمزد بر دستمزد نیروی کار مرد و زن در بخش کشاورزی ایران پرداختیم. بدین منظور، دو مدل دستمزد نیروی کار زن و مرد را در دوره ۱۳۶۰ – ۱۳۹۱ با استفاده از روش الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده برآورد کردیم. یافته‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت فقط حداقل دستمزد و نرخ تورم نقش مؤثری در تعیین سطح دستمزد نیروی کار مرد در بخش کشاورزی داشته، اما در بلندمدت علاوه بر حداقل دستمزد، بهره‌وری نیروی کار نیز در تعیین دستمزد نیروی کار مرد تأثیر داشته است. همچنین، فقط حداقل دستمزد در کوتاه‌مدت و بلندمدت در تعیین دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی مؤثر است. بنابراین، طبق نتایج، نرخ بیکاری کل کشور از نظر آماری در دو مدل معنادار نیست، بدین‌روی، تغییرات دستمزدهای بخش کشاورزی تحت تأثیر شرایط بازار کار به ویژه وجود و یا نبود بیکاری قرار ندارد. بنابراین، وجود بیکاری در بازار کار باعث نمی‌شود که کارفرمایان بخش کشاورزی در بازار کار دستمزدهای نیروی کار خود را کاهش دهند، زیرا بیشتر نیروی کار در بخش کشاورزی به صورت فصلی هستند و بیشتر آنها را بیکاران بخش روستایی و حاشیه شهرها تشکیل می‌دهند. بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی به‌لحاظ آماری معنادار نیست و فقط در بلندمدت بر دستمزد نیروی کار مرد تأثیرگذار است؛ به بیان دیگر، دستمزد مردان در کوتاه‌مدت و دستمزد زنان در کوتاه‌مدت و بلندمدت از بهره‌وری نیروی کار مستقل است. در واقع، به دلیل ضعف در قوانین کار و نبود

اتحادیه‌های کارگری منسجم در بخش کشاورزی، بهبود بهره‌وری نمی‌تواند تأثیر معناداری بر دستمزد نیروی کار داشته باشد. در تعیین دستمزد نیروی کار زن در بخش کشاورزی نرخ تورم تأثیری نداشته و فقط در کوتاه‌مدت بر دستمزد نیروی کار مرد تأثیرگذار بوده است. بنابراین، تنها شاخصی که در تعیین دستمزد نیروی کار کشاورزی تأثیرگذار بوده، حداقل دستمزد است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که حداقل دستمزد تأثیر بیشتری بر دستمزد نیروی کار زنان نسبت به مردان داشته است؛ به طوری که در کوتاه‌مدت یک درصد افزایش در حداقل دستمزد باعث افزایش ۰/۲۸ درصد در دستمزد مردان و ۰/۴۸ درصد در دستمزد زنان شده و در بلندمدت به ازای یک درصد در افزایش حداقل دستمزد، ۰/۷۷ درصد در دستمزد مردان و ۰/۸۲ درصد دستمزد زنان را افزایش داده است. بنابراین، قانون حداقل دستمزد باعث کاهش تبعیض جنسیتی دستمزد نیروی کار در بخش کشاورزی ایران شده است. در نتیجه، قانون حداقل دستمزد علاوه بر افزایش دستمزد نیروی کار در بخش کشاورزی باعث کاهش میزان تبعیض جنستی دستمزد شده است.

منابع

- ازوجی، علاالدین و امینی، علیرضا. (۱۳۸۷). تحلیل و بررسی رابطه دستمزد و بهره‌وری نیروی کار در صنایع ایران: یک مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*. سال ۱۲، شماره ۳۷، صص ۷۳ – ۹۷.
- جوادی، صفورا و طائی، حسن. (۱۳۸۷). اثر حداقل دستمزد بر اشتغال در صنایع کارخانه‌ای ایران. *علوم اقتصادی*، جلد ۱، شماره ۳، صص ۶۵-۸۴.
- راسخی، سعید و دیندار رستمی، مرضیه. (۱۳۹۰). ساختار جغرافیایی دستمزد صنعتی ایران: مطالعهٔ بین کشوری. *اقتصاد و تجارت نوین*، شماره ۲۳ – ۲۴، صص ۲۹ – ۴۷.
- عباسی‌نژاد، حسین؛ تشکینی، احمد؛ رحمانی، تیمور و ستایش، هدیه. (۱۳۹۲). ارتباط متقابل بین حداقل دستمزد و تورم در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۸، شماره ۲، صص ۶۵-۸۶.

- عیسی‌زاده، سعید و محمدی، عدنان. (۱۳۹۲). مطالعه رابطه حداقل دستمزد بر فقر در ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*. دوره ۲، شماره ۵، صص ۱۴۳-۱۲۱.
- کشاورز حداد، غلامرضا و علویان قوانینی، آرش. (۱۳۹۱). شکافت جنسیتی دستمزد در مناطق شهری ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۷، شماره ۵۳، صص ۱۳۳ – ۱۰۱.
- مهرگان، نادر و رضائی، روح‌الله. (۱۳۸۸). آیا حداقل دستمزد منجر به افزایش تورم می‌شود؟ *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۴، شماره ۱، صص ۲۵۳-۲۶۶.
- نجفی کاج‌آباد، قاسم. (۱۳۹۰). نگاهی به روش‌های تعیین حداقل دستمزد و شیوه‌های اجرای آن در برخی کشورها و ایران. *ماهنامه کار و جامعه*، شماره ۱۳۷.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۹۱). ریشه واحد همجمعی در اقتصادسنجی (چاپ چهارم). تهران: انتشارات خدمات فرهنگی رسا.
- Cuong, N. V. (2014). *Do Minimum Wages Affect Firms' Labor and Capital? Evidence from Vietnam*. Working Papers 2014-179, Department of Research, Ipag Business School.
- Rault, C. (2004). Inflation, minimum wage and other wages: an econometric study on French macroeconomic data. *Applied Economics*, *36*(4), 277-290.
- Venkatesh, P. (2013). Recent Trends in Rural Employment and Wages in India: Has the Growth Benefitted the Agricultural Labors? *Agricultural Economics Research Review*, V. 26 (Conference Number), 13-20.
- Volscho, T. W. (2005). Minimum wages and income inequality in the American states, 1960–2000. *Research in Social Stratification and Mobility*, *23*, 343-368.