فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نهم/ شماره ۳۱/ تابستان ۱۳۸۶/ صفحات ۱۲۷-۱۵۰

# بررسی رابطه بین بهره‌وری و دستمزد در بخش صنعتی ایران

دکتر علیرضا کازرونی*
علیرضا محمدی**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۴/۱۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۴/۱۰

## چکیده

*هدف این پژوهش، بررسی رابطه بین دستمزد واقعی و بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت ایران در دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱ است. برای این منظور از روش اقتصاد سنجی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) استفاده شده است.*

*براساس یافته‌های این پژوهش، بهره‌وری تأثیر معناداری بر دستمزد واقعی بخش صنعت ندارد. هرچند، وجود رابطه تعادلی بلندمدت (همگرایی) میان دستمزد واقعی ، بهره‌وری و دیگر متغیرهای مدل در بخش صنعت ایران تأیید می‌شود. همچنین، آزمون علیت گرانجر میان بهره‌وری و دستمزد نشان‌دهنده عدم وجود رابطه علیّت میان این دو متغیر در بخش صنعت ایران است، این مسئله نشان می‌دهد که عواملی غیر از بهره‌وری در تعیین دستمزد واقعی بخش صنعت ایران دخالت داشته که از جمله می‌توان به عوامل نهادی و قانونی و دخالت‌های دولت در تعیین دستمزدها در این بخش اشاره کرد.*

**طبقه‌بندی JEL :** C22 , L60 , J41 , J31 .

**واژگان کلیدی:** بهره‌وری، دستمزد، ایران، الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

**e-mail:** kazerooni@tabrizu.ac.ir

** کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی

**e-mail:** alirezashakhes@gmail.com

**مقدمه**

مهم‌ترین تنگناهایی که در حال حاضر در بیشتر فعالیت‌های اقتصادی به‌ویژه در بخش صنعت ایران جلب نظر می‌کند، کمبود منابع تولیدی شامل نیروی انسانی متخصص و ماهر و همچنین، منابع فیزیکی و مالی است. تخصیص بهینه منابع تولیدی بین بخش‌های مختلف اقتصادی ایران در شرایطی که تمام نیازهای فعلی این بخش‌ها با عوامل و منابع تولید موجود امکان پذیر نیست، از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در چنین شرایطی، بهره‌گیری مؤثر از عوامل تولید کمیاب و محدود و دستیابی به رشد سریع فعالیت‌های اقتصادی و صنعتی به توجه اساسی به ارتقای سطح بهره‌وری عوامل تولید بستگی دارد. از جمله عواملی که به نظر می‌رسد در بهره‌وری نیروی کار مؤثر باشد، دستمزدها و حقوق پرداختی بابت جبران خدمات کارکنان است.

در بررسی رابطه نرخ دستمزد و بهره‌وری، بخش صنعت را مورد توجه قرار داده‌ایم[1]. چرا که این بخش در دو دهه اخیر، پس از بخش خدمات، سهم قابل ملاحظه‌ای در تولید ناخالص داخلی (حدود ۱۸ درصد) داشته[2] و نیروی کار بسیار زیادی را جذب کرده است. همچنین، این بخش از بخش‌های کلیدی اقتصاد کشور در افزایش اشتغال و تولید محسوب می‌شود. دلیل دیگر اینکه بخش صنعت از معدود بخش‌هایی است که اطلاعات آماری، هرچند به صورت ناقص در خصوص وضعیت اشتغال و دستمزد آن وجود دارد.

پدیده افزایش اشتغال، نتیجه مجموعه پیچیده‌ای از عوامل، شامل محدودیت‌های سود بخشی، آزادی تجاری و رقابت بین‌المللی و اتخاذ تکنولوژی‌های نو به اضافه افزایش نرخ دستمزد واقعی است (ویکفورد،۲۰۰۴).

از پرسش‌های این پژوهش این است که آیا در بلندمدت یک رابطه تعادلی (همگرایی) میان بهره‌وری و دستمزد واقعی در بخش صنعت وجود دارد؟ پرسش دیگر این است که رابطه علیت میان بهره‌وری و دستمزد واقعی چگونه است؟

سعی می‌شود به این پرسش‌ها از طریق نمودارها، آمارهای توصیفی و روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) پاسخ داده شود.

در این راستا، بخش اول شامل تعاریف و مفاهیم است. در بخش دوم به مروری بر ادبیات موضوع پرداخته‌ایم. بخش سوم را به مدل و توصیف متغیرها اختصاص داده‌ایم. بخش چهارم، داده‌ها و روش تحقیق است. بخش پنجم به تحلیل نتایج تجربی و بخش ششم به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته‌ایم.

---

۱.در اینجا بخش صنعت، به طور کلی در برگیرنده گروه صنایع و معادن (بر اساس طبقه‌بندی بانک مرکزی جمهوری اسلامی در حساب‌های ملی) است.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۴).

## ۱. تعاریف و مفاهیم

در مورد مفهوم بهره‌وری یک توافق عمومی وجود ندارد و تعابیر متعدد و متنوعی از مفهوم بهره‌وری از طرف اقتصاددانان، مدیران صنایع، سازمان‌ها و مؤسسات بین‌المللی ارایه شده است. در ذیل به چند نمونه از آنها اشاره شده است:

- بهره‌وری برابر است با نسبت ستانده تولید به یکی از نهاده‌های تولید، یا به بیان دیگر، سرانه تولید به ازای یک واحد از نهاده‌های تولید. به طور مثال، سرانه تولید هر واحد نیروی کار[۱].
- بهره‌وری ارزش اقتصادی کالا و خدمات است.
- بهره‌وری در علم اقتصاد عبارت است از اندازه‌گیری کارایی مولد[۲]، از طریق محاسبه نسبت تولید به نهاده‌های مورد نیاز در تولید[۳].
- بهره‌وری، نسبت ستانده به یک نهاده یا بیشتر که در تولید ستانده مشارکت داشته است، گفته می‌شود[۴].
- بهره‌وری، معیاری است که نشان می‌دهد اقتصاد با چه درجه‌ای از کارایی منابع برای رسیدن به اهداف حرکت می‌کند[۵].

در مفهوم کلی، بهره‌وری رابطه بین محصول تولیدشده توسط نظام تولیدی یا خدماتی و نهاده‌هایی است که برای تولید به کار می‌روند که به‌طور معمول از نسبت ستانده به نهاده به دست می‌آید. بنابراین، بهره‌وری به عنوان استفاده کارا از منابع (کار، سرمایه، زمین، مواد و انرژی و جز اینها) در تولید کالا و خدمات است (بخشعلی و مجتهد، ۱۳۸۴).

انواع بهره‌وری عبارت است از: الف) بهره‌وری جزئی، ب) بهره‌وری کلی عوامل تولید.

الف) بهره‌وری جزئی

بهره‌وری جزئی، نسبت ستانده به یکی از نهاده‌ها است. این مفهوم در مقابل بهره‌وری کلی یا چندگانه عوامل تولید مطرح می‌شود. به طور مثال، بهره‌وری جزئی نیروی کار نسبت ستانده به نهاده نیروی کار است.

پرتال جامع علوم انسانی

---

۱. برای مطالعه بیشتر مراجعه کنید به : دورنبوش و فیشر ، ترجمه تیزهوش تابان (۱۳۸۰)، اقتصاد کلان، انتشارات سروش، صفحه ۸۱۷.

2. Productive efficiency

۳. برای مطالعه بیشتر مراجعه کنید به: http://www.Britannica.com

4. U.S. Department of Labor, available at: http://www.dol.gov/

۵. برای مطالعه بیشتر مراجعه کنید به: صفی الله بخشعلی و احمد مجتهد (۱۳۸۴).

اگر این نسبت به صورت نسبت ارزش ستانده به یکی از نهاده‌ها ارائه شود، بهره‌وری متوسط عامل گفته می‌شود و اگر این نسبت به صورت تغییرات ستانده به تغییرات یک داده بیان شود، آن را بهره‌وری نهایی عامل تولید می‌نامند.

ب)بهره‌وری کلی عوامل (TFP)

بهره‌وری کلی عوامل تولید به دو صورت قابل محاسبه است. روش اول، روش داده- ستانده است که به صورت نسبت ارزش ستانده به مجموع ارزش داده‌های به کار رفته در فرآیند تولید تعریف می‌شود. روش دوم، روش تابع تولید است. با در نظر گرفتن دو عامل تولید، کار و سرمایه و شکل عمومی تابع تولید $Q = f(L,K)$ بهره‌وری کل عوامل تولید برابر است با:

$$TFP = V_{it} / (\alpha L_{it} + \beta K_{it}) \qquad (۱)$$

که در آن، $V_{it}$ تولید یا ارزش افزوده کل و $L$ و $K$ به ترتیب نشان دهنده نیروی کار و سرمایه است. $\alpha$ و $\beta$ نیز نشان دهنده سهم هرکدام از عوامل تولید نیروی کار و سرمایه از تابع تولید می‌باشد.

## ۲. مروری بر ادبیات موضوع

هدف این بخش، بررسی ادبیات تحقیق، شامل ادبیات نظری و پیشینه تحقیق است. از این‌رو، در قسمت اول، ادبیات نظری تحقیق مطرح شده و قسمت دوم، پیشینه تحقیق را در بر می‌گیرد.

### ۲-۱. ادبیات نظری

به‌طور کلی، چهار نظریه در مورد ارتباط بهره‌وری نیروی کار و دستمزد وجود دارد که در ادامه به بررسی آنها می‌پردازیم.

#### ۲-۱-۱. نظریه سنتی نئوکلاسیک‌ها

براساس این نظریه، سطح اشتغال و سطح دستمزد به وسیله نیروهای عرضه و تقاضا و همزمان توسط قیمت‌های دیگر تعیین می‌شود. تا زمانی‌که ارزش محصول نهایی که به‌وسیله نیروی‌کار اضافی تولید می‌شود، بیشتر از هزینه نیروی‌کار باشد، تولیدکنندگان نیروی‌کار بیشتری تقاضا خواهند کرد.

چون فرض می‌شود که قیمت محصول در بازار ثابت بوده و قانون نزولی بودن تولید نهایی حاکم است؛ از این‌رو بنگاه‌هایی که سعی دارند دستمزدی کمتر از دستمزد بازار پرداخت کنند، نخواهند توانست نیروی کار با کیفیت و شایسته را جذب و نگه دارند و بنگاه‌هایی که به نیروی کار دستمزدی بالاتر از دستمزد تعادلی بازار پرداخت کنند، نخواهند توانست هزینه‌هایشان را پوشش داده و از بازار خارج خواهند شد. با فرض بازار کار رقابتی، ساختار دستمزد تحت تأثیر بهره‌وری است؛ به‌طوری‌که توزیع دستمزد منعکس‌کننده توزیع درآمد نهایی است که خود ناشی از ویژگی‌ها و توانایی‌های نیروی کار و سرمایه‌گذاری آن‌ها در سرمایه انسانی است.

**۲-۱-۲. مدل قرارداد کار**[1]

این نظریه، ابتدا توسط بایلی[2] (۱۹۷۴) ، گوردون[3] (۱۹۷۴) و آزاریادیس[4] (۱۹۷۵)، مطرح شده است. نظریه قرارداد کار با این استدلال شروع می‌شود که بنگاه‌ها و نیروی کار دارای سطح متفاوتی از ریسک می‌باشند. در واقع، کارگران ریسک گریزند، اما بنگاه‌ها چنین نیستند. با وجود دستمزدی ثابت، کارگران احساس اطمینان می‌کنند و به تغییر شغل وسوسه نمی‌شوند، در حالی که بنگاه‌ها ریسک‌های ناشی از روبروشدن با رکود اقتصادی و کاهش فروش را تحمل می‌کنند. بنابراین، با این فرض که کارگران ریسک گریزتر از بنگاه‌ها هستند و دستیابی محدودی به بازارهای مالی دارند، بنگاه‌ها می‌توانند تا حدی ثبات درآمدی کارگران را در مقابل نوسان‌ها تضمین نمایند. یکی از راه‌هایی که از طریق آن بنگاه‌ها می‌توانند این تضمین را فراهم آورند، تثبیت مزدهای واقعی از طریق قراردادهای کار است.

**۲-۱-۳. دستمزدهای کارایی**[5]

نیروی کار، کالایی همگن نیست و کارگران از نظر توانایی تفاوت‌هایی با یکدیگر دارند. بهره‌وری یک کارگر معین می‌تواند با توجه به مقدار تلاشی که وقف کارش می‌کند، تفاوت قابل ملاحظه‌ای با دیگران داشته باشد. نه توانایی و نه کوشش فرد به آسانی توسط بنگاه قابل ارزیابی و نظارت نیست.

تمام نظریه‌های دستمزد کارایی با این فرض شروع می‌شوند که بهره‌وری متأثر از دستمزدی است که بنگاه پرداخت می‌کند. هرچند، ساز و کاری که از آن طریق دستمزد بر بهره‌وری اثر می‌گذارد در هر نظریه متفاوت است. وقتی کارایی نیروی کار تحت تأثیر دستمزد باشد، هر کاهش در دستمزد به جای کاهش در هزینه‌ها ممکن است در نهایت، به افزایش هزینه‌ها منجر شود.

مدل‌های دیگری که در مورد نظریه دستمزد کارایی وجود دارد عبارتند از: مدل طفره رفتن از کار[6]، مدل بازدهی[7] و مدل اکرلوف و یلن[8].

**۲-۱-۴. نظریه اتحادیه‌های کارگری**

نظریه اتحادیه‌های کارگری به بررسی نتایج این واقعیت می‌پردازد که اتحادیه‌های صنفی یا به‌طور کلی‌تر، کارگران شاغل ممکن است تا حدی قدرت چانه‌زنی داشته باشند. براساس این نظریه، اتحادیه‌های صنفی بستگی به ایفای نقش مناسب برای اثرات داخلی (که به‌طور معمول به وسیله توانایی اتحادیه برای ایجاد سهم برای عامل کار توسط دستکاری اقلام هزینه‌های استخدام و انفصال کارگران

---

1. Labor Contract Model
2. Baily
3. Gordon
4. Azariadis
5. Efficiency Wage Model
6. Shirking Model
7. Turnover Model
8. Akerlof & Yellen

سنجیده می‌شود) در تعیین پرداخت‌ها دارند. این امر به الگـویی متفـاوت از مزدهـای واقعـی و اشـتغال منجر می‌شود که با آنچه در بازار رقابتی وجود دارد، متفاوت است.

## ۲-۲. پیشینه پژوهش

### ۲-۲-۱. پژوهش‌های انجام شده در خارج از کشور

گوردون[1] (۱۹۸۷) رابطه بین رشد بهره‌وری و دستمزد واقعی را در ژاپـن، اروپـا و آمریکـا آزمـون کـرده است. وی با استفاده از معادلات بهره‌وری، حساسیت بهره‌وری را نسبت به دستمزد واقعی انـدازه گرفتـه است. براساس مطالعه گوردون، مازاد سود ناشی از رشد دستمزد واقعی نمی‌تواند نادیده گرفته شود؛ بـه طوری‌که افزایش دستمزد واقعی به افزایش بهره‌وری منجر شده و رشد بهره‌وری نیز به رشد اقتصادی و در نتیجه، سطح بالاتری از استانداردهای زندگی منجر می‌شود. گوردون این تحلیل را با یافتن شواهدی مبنی بر این‌که مؤلفه‌های اساسی شتاب‌دهنده یا کاهنده رشد بهره‌وری در این کشورها مربوط به رفتـار دستمزد واقعی است، اثبات کرده است.

لوین[2] (۱۹۹۲) برای توضیح تفاوت دستمزد در آمریکای جنوبی بـا اسـتفاده از تـابع تولیـد، نظریـه کارایی دستمزد[3] را آزمون کرده است. مدل استفاده شدهٔ وی به صورت زیر است:

$$\Delta\left(\frac{Q}{L}\right) = b_0 + b_1\Delta X + b_2\Delta realwage + \varepsilon \qquad (۲)$$

که در آن: $\left(\frac{Q}{L}\right)$ ، بهره‌وری نیروی کار، $realwage$، دستمزد واقعی ، $X$، متغیر کنترل شامل نسبت سرمایه به کار $\left(\frac{K}{L}\right)$ ، نیروی کار شاغل $L$ ، خرید کالاهای واسطه‌ای به ازای هر کارگر و ظرفیت تولید است. در نهایت، لوین به رابطه مثبت بین تغییرات دستمزد نسبی و بهره‌وری عامل تولید دست یافته است، یعنی واحدهای تجاری که دستمزد نسبی کارگران با سرمایه انسانی مشابه را افزایش می‌دهند، منافع خوبی از طریق ارتقای بهره‌وری کسب می‌کنند که در نهایت، هزینه‌های ناشی از افزایش دستمزد نیروی کار را پوشش می‌دهد. این رابطه در صنایع با قدرت اتحادیه‌ای بالا ضعیف‌تر است و نظریه دستمزد کارایی در شرکت‌های با دستمزد بالا یا دارای شرایط بد کاری سازگار نیست.

بانده، فرناندز و مونتگا[4] (۲۰۰۱) با هدف تعیین تفاوت‌های سـاز و کـار تعیـین دسـتمزد در نـواحی مختلف اسپانیا به برآورد رابطه بین بهره‌وری و دستمزد پرداخته‌اند. نویسندگان با فرض معین‌بـودن اثـر دستمزد واقعی بر اشتغال، سعی در یافتن تفاوت‌های ساز و کـار تعیـین دسـتمزد بـه‌ویـژه روی قـدرت

1. Gordon, 1987 2. Levin, 1992 3. Efficiency Wage
4. Bande, Fernandez & Montega, 2001

داخلی( چانه‌زنی کارگران) دارند تا از این طریق الگوی بیکاری میان نواحی و داخل ناحیه‌های اسپانیا را توضیح دهند.

بانده و دیگران معادله دستمزد را براساس داده‌های ایالت‌های اسپانیا در دوره زمانی ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۲ و ۸۹ زیر بخش صنعتی با استفاده از روش پانل دیتا برآورد کرده‌اند.

در نهایت، آن‌ها چنین نتیجه می‌گیرند که بخش پویا (بخشی که رشد بهره‌وری بالاتر از میانگین جامعه دارد) دستمزدها را با توجه به هر دو عامل، دستمزد انتظاری و بهره‌وری تعیین می‌کند و بخش غیر پویا (بخشی که رشد بهره‌وری پایین‌تر از میانگین جامعه دارد) تنها به دستمزد انتظاری اهمیت می‌دهد.

ویکفورد[1] (۲۰۰۳) رابطه بین دستمزد، بهره‌وری و بیکاری را در آفریقای جنوبی بررسی کرده است و با استفاده از روش همگرایی بیان می‌کند که رابطه تعادلی بلند مدت بین بهره‌وری و دستمزد در دوره زمانی ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۲ وجود دارد. به طوری‌که یک درصد افزایش در دستمزد واقعی به (۰/۵۸) درصد افزایش در بهره‌وری نیروی کار منجر می‌شود. در کوتاه مدت نیز رابطه علّی یک طرفه از دستمزد واقعی به بهره‌وری نیروی کار وجود دارد.

دوتیت و کوک مور[2] (۲۰۰۳) یک مدل نئوکلاسیک بازار کار را استخراج می‌کنند و معادلات را به طور جداگانه برآورد کرده و از یک معادله پسماند، بر اساس رویکرد انگل ـ گرانجر (۱۹۸۷)، استفاده می‌کنند. مدل آن‌ها به طور جداگانه شامل تقاضای بازار کار و معادله تعیین دستمزد برای نیروی کار ماهر و غیر ماهر است. همچنین، معادلاتی را که توضیح دهنده عرضه نیروی کار ماهر و کل نیروی کار است، شامل می‌شود. دوتیت و کوک مور دستمزدهای نیروی کار ماهر وغیر ماهر را به صورت یک تابع انباشته از بهره‌وری نیروی کار و نرخ بیکاری در اقتصاد تعیین می‌کنند.

یافته‌های آنها نشان‌دهنده وجود یک رابطه بلندمدت منفی بین دستمزد واقعی و نرخ بیکاری و یک رابطه بلندمدت مثبت بین دستمزد واقعی و بهره‌وری است.

### ۲-۲-۲. پژوهش‌های انجام شده در داخل کشور

عظیم‌زاده (۱۳۷۴) ضمن تعیین عوامل مؤثر بر بهره‌وری، رابطه بین بهره‌وری و دستمزدها را از طریق روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به صورت زیر برآورد کرده است:

---

1. Wakeford, 2003
2. Dutit, C., & Koekemoer, R., 2003

$$Ln(\frac{w}{p}) = \underset{(۳/۰۹)}{۸/۱۸} + \underset{(۰/۶۲)}{۰/۲۲}\ LnPI \qquad (۳)$$

$$R^{۲} = ۰/۶۵\ ,\ DW = ۱/۴$$

وی با استناد به این‌که ضریب بهره‌وری از نظر آماری معنادار نیست، نتیجه می‌گیرد کـه دسـتمزد و حقوق کارگران در بخش صنعت با بهره‌وری آن‌ها تعیین نمی‌شود.

مهرآرا (۱۳۷۹) رابطه بین دستمزد، بهره‌وری و بیکاری رادر مورد اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۶ با استفاده از تجزیه واریانس ( $VDC_S$ ) مورد آزمون قرار داده است. وی نظریه دوگـانگی بـازار کار را در اقتصاد ایران توضیح داده است. براین اساس، کارگاه‌های بزرگ صنعتی (صـنعت) را بـه عنـوان بخش اولیه (رسمی) و بخش ساختمان را به عنوان بخش ثانویه (غیر رسمی) در نظر گرفته است. مهرآرا نتیجه می‌گیرد که هرچند رشد بهره‌وری دست کم در بلند مـدت اثـر مثبتـی بـر دسـتمزدها دارد، امـا همواره ملاحظاتی غیر از بهره‌وری در نوسانات دستمزدهای اسمی مطرح بوده است.

صمدی (۱۳۸۳) رابطه دستمزد و بهره‌وری نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صـنعتی کشـور را بـین سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱ بررسی کرده است. او با استفاده از روش‌شناسی همگرایی و مدل تصحیح خطا نشان داده است که بهره‌وری نیروی کار اثر مثبت و نرخ بیکاری اثر منفی و معناداری بر دستمزد نیروی کار داشته است. صمدی وجود رابطه علیت از بهره‌وری و بیکاری به دستمزد را رد می‌کند، اما در مقابل، اشاره می‌کند که رابطه علّی یک طرفه از دستمزد به بهره‌وری نیـروی کـار وجـود دارد و آن را مصـداق نظریه کارایی دستمزد در ایران می‌داند.

## ۳. مدل و توصیف متغیرها

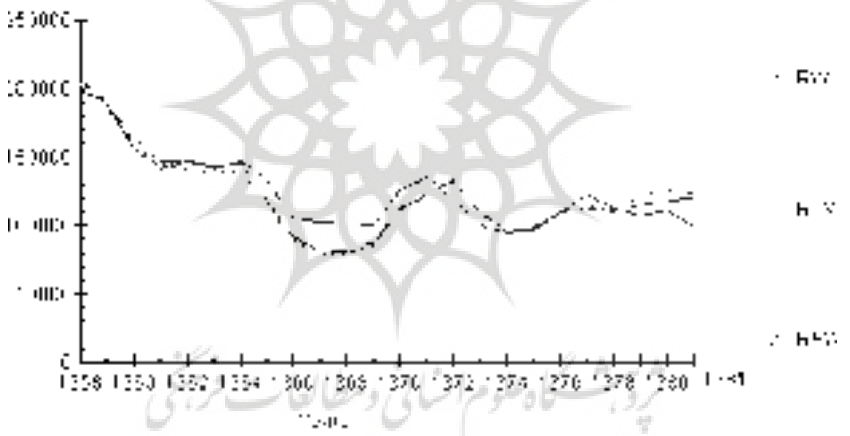
اشتغال (L)، به صورت کل افراد شاغل در بخش صنعت تعریف می‌شود. متوسط دسـتمزد واقعـی بـرای بخش صنعت، به صورت تقسیم کل دستمزد و دریافتی نیروی کار بـر کـل افـراد شـاغل در ایـن بخـش به‌دست می‌آید که نتیجـه آن، متوسـط دسـتمزد اسـمی نامیـده مـی‌شـود کـه بایـد بـر یـک شـاخص تعدیل‌کننده مناسب قیمت تقسیم شود تا متوسط دستمزد واقعی به‌دست آید؛ اما از آنجـا کـه متوسـط دستمزد برای کل بخش صنعت در دسترس نیست، از این‌رو در اینجا از متوسط دستمزد کارگاه‌هـای بـا بیش از ده نفر کارکن به عنوان شاخصی برای متوسط دستمزد بخش صنعت استفاده می‌شود.

انتخاب شاخص تعدیل‌کننده قیمت به طور بالقوه، تأثیرات مهمی بر تفسـیر نتـایج سـری دسـتمزد واقعی دارد. اگر دستمزد اسمی به‌وسیله شاخص قیمتی مصرف‌کننـده (CPI) تعـدیل شـود، بـه عنـوان دستمزد مصرفی واقعی (RCW) تعریف می‌شود و در صـورتی‌کـه دسـتمزد اسـمی بـه‌وسـیله شـاخص قیمتی تولیدکننده (PPI) تعدیل شود، به عنوان دستمزد تولیدی واقعی (RPW) تعریف می‌شود.

انتخاب تعدیل‌کننده مناسب دستمزد به هدف تحقیق بستگی دارد، ولی در عین حال ممکن است تا حدودی مبهم باشد. برای مثال، در حالت قرارداد کار، نیروی کار نگران قدرت خرید واقعی خودش است، از این‌رو دستمزدهای مصرفی (RCW) ، در حالی که مدیران یا کارفرمایان بیشتر نگران هزینه‌های تولید می‌باشند، دستمزدهای تولیدی (RPW) ، مورد نظر است. در این پژوهش به نوع دیگری از دستمزدهای واقعی (RW) توجه شده است، به‌طوری‌که، دستمزدهای واقعی با استفاده از شاخص تعدیل‌کننده GDP تعدیل شده است.

در نمودار (۱)، مقایسه میان دستمزدهای تعدیل شده با شاخص تعدیل‌کننده GDP و شاخص‌های CPI و PPI نمایش داده شده است.

**نمودار-۱. مقایسه میان دستمزدهای تعدیل شده با شاخص تعدیل‌کننده GDP و شاخص‌های CPI و PPI در دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۱**



در این پژوهش، به جای استفاده از بهره‌وری نهایی نیروی کار از بهره‌وری متوسط نیروی کار استفاده شده است که حاصل تقسیم ارزش افزوده ناخالص واقعی بخش صنعت بر کل نیروی کار شاغل در این بخش است. بدیهی است که بهره‌وری با ارزش افزوده رابطه مستقیم و با تعداد نیروی کار رابطه معکوس دارد.

این روش اندازه‌گیری بهره‌وری، روشی بسیار ساده انگارانه است؛ چرا که الزاماً ظرفیت تولیدی اصلی هر واحد نیروی کار را منعکس نمی‌کند. به‌طور مثال، نشان‌دهنده سطح مهارت‌ها و یا تلاش نیروی کار

نیست؛ اما این روش در مقابل می‌تواند میزان سرمایه سرانه هر کارگر یا درجه به‌کارگیری تکنولوژی در فرایند تولید را منعکس کند.

به نظر می‌آید که موجودی سرمایه و تکنولوژی اثرات معناداری بر پویایی بازار کار دارد. به‌طور مثال، ویکفورد (۲۰۰۴) بیان می‌کند که بهبود تکنولوژی باعث افزایش سریع دستمزدهای واقعی و بهره‌وری نیروی کار، قبل از دهه ۱۹۹۰ در آفریقای جنوبی شده است. در این پژوهش نیز بر مبنای این فرض، متغیر سرمایه ثابت ناخالص واقعی و یک متغیر جایگزین (بهره‌وری کل) برای پیشرفت تکنولوژی به صورت متغیرهای کنترلی بالقوه در نظر گرفته شده است.

برای بررسی بهتر رابطه میان دستمزد واقعی و بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت از متغیرهای دیگری نظیر اشتغال، موجودی سرمایه فیزیکی و پیشرفت تکنولوژی استفاده می‌شود، تا از این طریق تأثیر تغییرات در فناوری و به کارگیری سرمایه، بر رابطه دستمزد واقعی و بهره‌وری مورد توجه قرار گیرد.

### ۳-۱. تعیین دستمزد واقعی

افزایش در بهره‌وری ممکن است به دلیل تغییرات مثبت در دستمزدهای واقعی ، حداقل به دو دلیل باشد؛ اگر عملکرد افراد مبنای پرداخت به آن‌ها باشد و اگر اتحادیه‌های کارگری برای افزایش دستمزدهای واقعی بر پایه بهبودهای گذشته در بهره‌وری چانه بزنند و یا سطح اشتغال به‌صورت نتیجه عواملی غیر از دستمزد واقعی یا افزایش بهره‌وری، افزایش یافته باشد، ممکن است موجب تقویت قدرت چانه‌زنی اتحادیه‌ها و از این‌رو تقویت دستمزدهای واقعی شود.

افزایش در موجودی سرمایه و یا پیشرفت تکنولوژی ممکن است تأثیر مثبت غیرمستقیم بر دستمزدها از طریق اثر آن‌ها بر بهره‌وری داشته باشد. همچنین، می‌تواند شامل یک جهش از نیروی کار غیرماهر به ماهر برای اداره تجهیزات پیشرفته‌تر باشد که ممکن است به افزایش متوسط دستمزدها منجر شود. از این‌رو:

$$RW = f(PROD, L, K, TP) \qquad (۴)$$
$$\quad\; + \quad + \; + \; +$$

که در آن:

$RW$: دستمزدهای واقعی بخش صنعت، $PROD$: بهره‌وری نیروی کار، $L$: نیروی کار شاغل در بخش صنعت، $K$: موجودی سرمایه فیزیکی و $TP$: بهره‌وری کل.

عوامل دیگری که در اینجا ذکر نشده، می‌تواند اثراتی بر دستمزدهای واقعی داشته باشد، همانند فعالیت‌های اتحادیه‌های کارگری (مثل اعتصاب)، تورم پیش‌بینی نشده و جز اینها[۱].

۱. برای مطالعه بیشتر نگاه کنید به: Haveman (2004).

مدل تجربی استفاده‌شده در این پژوهش، به صورت زیر است:

$$RW = f(L, K, PROD) \qquad (۵)$$

که در آن، $(RW)$ ، متوسط دستمزد واقعی کارگاه‌های صنعتی با بیش از ده نفر کارکن. $(L)$ ، نیروی کار بخش صنعت، $(K)$، موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت، $(PROD)$، بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش صنعت است.

## ۴. داده‌ها و روش تحقیق

در این بخش، ابتدا به منابع داده‌ها و قابلیت اطمینان یا صحت داده‌ها می‌پردازیم، سپس، طرحی کلی از روش تجربی که در این پژوهش به کار رفته است، ارائه می‌شود.

در این پژوهش از داده‌های سالانه برای دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱ استفاده می‌شود.

متوسط دستمزدها بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران است که در سرشماری از کارگاه‌های بیش از ده نفر کارکن در سال ۱۳۷۸ به‌دست آمده، از آنجایی که اطلاعات دستمزد برای کل بخش صنعت موجود نیست، از این‌رو متوسط دستمزد کارگاه‌های بیش از ده نفر کارکن را به عنوان شاخصی برای متوسط دستمزد کل بخش صنعت در نظر گرفته‌ایم. همچنین، اشتغال یا همان نیروی کار برای بخش صنعت براساس داده‌های مرکز آمار ایران به‌دست می‌آید.

ارزش افزوده ناخالص بخش صنعت براساس اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است[۱].

موجودی سرمایه بخش صنعت در ایران به صورت مشخص قابل دسترس نیست؛ اما برخی از پژوهشگران آن را برای ایران برآورد کرده‌اند. البته، روش‌های برآورد متعددی برای موجودی سرمایه وجود دارد که خارج از حوزه این پژوهش است. در اینجا از برآورد موجودی سرمایه بخش صنعت که توسط امینی و محمد نشاط(۱۳۸۴) انجام شده، استفاده کرده‌ایم.

برای پیشرفت تکنولوژی شاخص‌های متعددی بیان می‌شود که از جمله آن می‌توان به بهره‌وری چند عاملی(MFP)، بهره‌وری کل عوامل (TFP) و بهره‌وری کل (TP) اشاره کرد. در اینجا به علت عدم وجود داده‌های معتبر و به‌منظور جلوگیری از خطای تصریح در مدل از واردکردن متغیر پیشرفت تکنولوژی در مدل تجربی خودداری می‌کنیم.

دستمزدهای واقعی به صورت متوسط دستمزدهای واقعی بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ محاسبه شده است. به این صورت که دستمزدهای اسمی هر سال به تعداد نیروی کار شاغل در همان

---

۱. برای مطالعه بیشتر مراجعه کنید به سایت اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.(http://www.cbi.ir)

سال تقسیم شده و متوسط دستمزد اسمی به‌دست می‌آید، سپس، متوسط دستمزد اسمی برای هر سال با استفاده از تعدیل کننده‌های قیمت به متوسط دستمزد واقعی برای هر سال تبدیل می‌شود. لازم به ذکر است که تمام مقادیر استفاده شده در این پژوهش، مقادیر واقعی بوده و بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ است.

در بیشتر پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه رابطه دستمزد و بهره‌وری از روش همگرایی جوهانسون (۱۹۸۸) یا روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) ارائه شده توسط پسران و شاین(۱۹۹۵) استفاده شده است[۱]. از این‌رو در این پژوهش از روش اقتصاد سنجی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) استفاده شده است.

بر اساس روش ARDL ابتدا، برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت ارائه شده، سپس، با استفاده از آزمون همگرایی، ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) (بر مبنای آماره t ) وجود رابطه هم‌انباشتگی (همگرایی) و یا به بیان دیگر، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها بررسی شده و در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، برآورد ضرایب رابطه بلندمدت ارائه می‌شود. در ادامه، الگوی تصحیح خطا و ضریب (ECM) به عنوان شرط کافی وجود رابطه بلندمدت را بررسی کرده‌ایم. از طریق الگوی تصحیح خطا (ECM) نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها به مقادیر بلندمدت ارتباط داده می‌شود. به بیان دیگر، ضریب تصحیح خطا سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود که علامت منفی و بین صفر و یک داشته باشد. تعداد وقفه‌های بهینه، برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده به کمک یکی از ضوابط اکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC)، حنان _ کوئین (HQC) و یا $\overline{R}^2$ مشخص می‌شود[۲]. در اینجا از معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده کرده‌ایم؛ چرا که حجم نمونه کم است و از سوی دیگر، این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند.

استفاده از روش ARDL این امکان را فراهم می‌کند که در بررسی رابطه دستمزد و بهره‌وری پویایی‌های کوتاه‌مدت را به رابطه بلندمدت مرتبط ساخت. از سوی دیگر، به دلیل این‌که در آزمون ایستایی (ساکن بودن) متغیرها، تمام متغیرها انباشته از مرتبه صفر $I(0)$ نیستند و برخی از متغیرها انباشته از مرتبه یک $I(1)$ بوده و با یک بار تفاضل‌گیری ساکن می‌شوند، برآورد با استفاده از روش OLS مقادیر به‌طور کامل سازگاری از ضرایب را نتیجه نمی‌دهد. همچنین، در حجم نمونه کوچک استفاده از روش OLS در برآورد رابطه بلندمدت، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت

---

۱. برای بررسی بیشتر نگاه کنید به .Wakeford (2003)

۲. برآوردها و آزمون‌ها با استفاده از نرم افزار اقتصاد سنجی Microfit 4.0 انجام شده است.

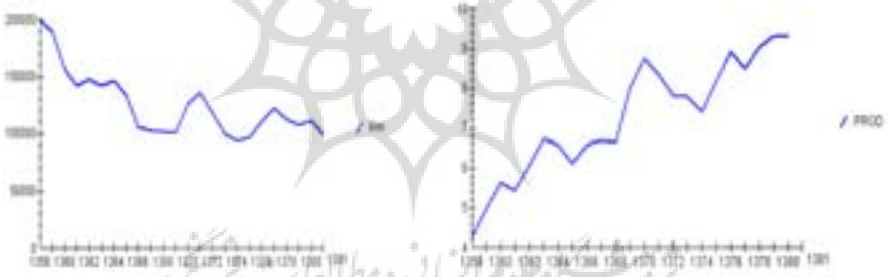
موجود میان متغیرها، برآورد بدون تورشی نخواهد بود؛ اما روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) این توانایی را دارد تا برآورد به نسبت بدون تورشی از ضرایب بلندمدت الگو ارائه دهد[۱].

همچنین، از آزمون علیت گرانجر برای بررسی وجود رابطه علّی بین بهره‌وری و دستمزد استفاده کرده‌ایم.

## ۵. نتایج تجربی

در این بخش، ابتدا به بررسی وضعیت بهره‌وری، دستمزد واقعی و متغیرهای دیگر مدل در بخش صنعت اقتصاد ایران، در دوره زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱، با استفاده از نمودارهای (۲ تا ۵) و تحلیل‌های توصیفی پرداخته‌ایم. پس از آن، با استفاده از رابطه ۵ و روش اقتصاد سنجی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شونده، رابطه بهره‌وری و دستمزد در بخش صنعت ایران را بررسی کرده‌ایم.

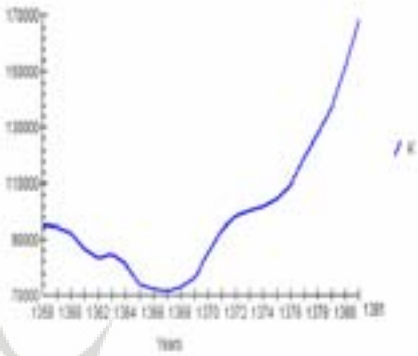
**نمودار-۲.** **نمودار-۳.**



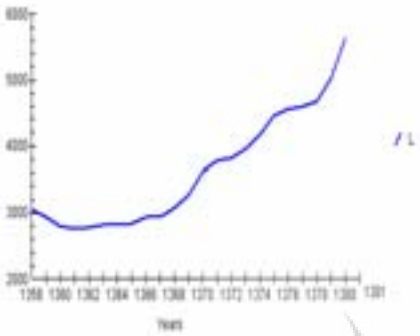
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. برای مطالعه بیشتر در مورد روش ARDL مراجعه کنید به: Pesaran and Shin (1995,2001)، Green (2003) و Pesaran and Pesaran (1997)

نمودار-۴.



نمودار-۵.



دستمزد واقعی در ایران از سال ۱۳۵۸ تا ۱۳۶۹، روندی نزولی دارد، اما از سال ۱۳۶۹ به بعد یک افزایش اندک مشاهده می‌شود که این ناشی از بهبود اوضاع اقتصادی کشور است. نکته جالب توجه در این بین، نرخ بالای تورم در ایران است که موجب شده به رغم افزایش دستمزدهای اسمی در این سال‌ها، دستمزدهای واقعی کاهش یابد (نمودار ۲).

بهره‌وری در این سال‌ها به طور کلی، روندی صعودی دارد، اما بین سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۶۹ با نرخی کندتر نسبت به دهه بعد از آن رشد داشته است؛ اما به هر حال، رشد بهره‌وری در ایران در این دوره به مراتب سریع‌تر از رشد دستمزدهای واقعی بوده است. شاید یکی از عوامل اصلی آن، رشد سریع ارزش افزوده بخش صنعت نسبت به رشد نیروی شاغل در این بخش بوده است. همچنین، اشتغال در بخش صنعت در این دوره، به طور کلی در حال افزایش است(نمودارهای ۳ و۴).

موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت در سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۶۸ نه تنها افزایشی از خود نشان نمی‌دهد، بلکه با کاهش زیادی همراه بوده است. از دلایل اصلی آن، اوج‌گیری جنگ و فرار سرمایه‌ها از کشور در این دوره است. با آغاز دهه ۷۰ و آغاز دوره بازسازی پس از جنگ تحمیلی و گسترش سرمایه‌گذاری‌ها در این بخش، موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت با روندی صعودی افزایش یافته است. (نمودار ۵).

### ۵-۱. الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده ( ARDL)

بر اساس رابطه (۵) که در قسمت قبل ارائه شد، متوسط دستمزد واقعی بخش صنعت تابعی از نیروی کار بخش صنعت، موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت و بهره‌وری متوسط نیروی کار در بخش صنعت است. از این‌رو مدل اقتصادسنجی زیر را داریم:

$$LRW_t = INPT + \alpha LL_t + \beta LK_t + \gamma LPROD_t + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در آن:

$LRW_t$: لگاریتم طبیعی متوسط دستمزد واقعی کارگاه‌های صنعتی با بیش از ده نفر کارکن به عنوان جایگزینی برای دستمزد واقعی نیروی کار در بخش صنعت، $INPT$: عرض از مبدا، $LL$: لگاریتم طبیعی نیروی کار بخش صنعت، $LK$: لگاریتم طبیعی موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت، $LPROD$: لگاریتم طبیعی بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش صنعت.

در مدل اقتصادسنجی بالا، متغیر مجازی سال‌های جنگ ( $DUM59$ ) را نیز در نظر گرفته‌ایم. این متغیر نشان‌دهنده تأثیر سال‌های جنگ بر رابطه بهره‌وری و دستمزد در بخش صنعت ایران است (عدد یک برای سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷ و صفر برای دیگر سال‌ها، در دوره زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱ است).

در رابطه (۶)، از شکل لگاریتم طبیعی متغیرها استفاده کرده‌ایم، این کار موجب خطی‌شدن روندهای نمایی شده که ممکن است در سری‌های زمانی دیده شود، همچنین، این امکان را به وجود می‌آورد که ضرایب رگرسیون خطی به‌طور مستقیم به عنوان کشش تفسیر شود.

بررسی آزمون ایستایی متغیرهای استفاده شده در مدل نشان دهنده این است که تمام متغیرهای استفاده شده انباشته از مرتبه صفر $I(0)$ و یا انباشته از مرتبه یک $I(1)$ می‌باشند.

نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی کوتاه‌مدت (رابطه ۶) نشان می‌دهد که متوسط دستمزد واقعی کارگاه‌های صنعتی (با بیش از ده نفر کارکن) با یک وقفه، تأثیر مثبت و معناداری بر متوسط دستمزد واقعی کارگاه‌های صنعتی داشته و برابر (۰/۶۲) است. نیروی کار بخش صنعت بر دستمزد واقعی کارگاه‌های صنعتی، تأثیر منفی و در سطح ۹۰ درصد معنادار دارد. ضریب متغیر موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت برابر (۰/۷۳) است که نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار (در سطح ۹۰ درصد) افزایش موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت بر دستمزد واقعی این بخش است. متغیر متوسط بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت در سطح برابر (۰/۰۱۲) است؛ اما از نظر آماری معنادار نیست. همچنین، متوسط بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت با یک وقفه برابر (۰/۶۸) بوده و از نظر آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار است. متغیر مجازی سال‌های جنگ نیز در الگوی کوتاه‌مدت معنادار نیست.

ضریب تعیین تعدیل شده ( $\overline{R}^2$ ) الگوی کوتاه‌مدت برابر (۰/۸۴) بوده و آماره کلی F برای این الگو کاملاً معنادار است و آماره دوربین- واتسون (DW) برابر (۲/۱۴) می‌باشد. همچنین، در الگوی کوتاه مدت فرضیه وجود خودهمبستگی سریالی[1] و واریانس ناهمسانی[2] رد می‌شود. در جدول (۱) نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی کوتاه‌مدت رابطه (۶) ارائه شده است.

1. Serial correlation 2. Heteroscedasticity

**جدول-۱. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی کوتاه‌مدت رابطه (۶)** [۲]

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| $LRW(-1)$ | ۰/۶۲ | ۰/۲۱ | ۲/۹۸ | ۰/۰۱۱ |
| $LRW(-2)$ | -۰/۵۲ | ۰/۱۹ | -۲/۷۰ | ۰/۰۱۹ |
| $LL$ | -۰/۹۵ | ۰/۵۳ | -۱/۷۸ | ۰/۰۹۹ |
| $LK$ | ۰/۷۳ | ۰/۳۷ | ۱/۹۴ | ۰/۰۷۵ |
| $LPROD$ | ۰/۰۱۲ | ۰/۲۸ | ۰/۰۴۲ | ۰/۹۶۶ |
| $LPROD(-1)$ | ۰/۶۸ | ۰/۲۸ | ۲/۴۳ | ۰/۰۳۱ |
| $LPROD(-2)$ | -۰/۵۴ | ۰/۲۱ | -۲/۵۴ | ۰/۰۲۶ |
| $INPT$ | ۹/۵۱ | ۲/۴۶ | ۳/۸۶ | ۰/۰۰۲ |
| $DUM59$ | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۶۴ | ۰/۹۲ | ۰/۳۷۴ |
| $\overline{R}^2 = ۰/۸۴$<br>$D.W = ۲/۱۴$<br>آماره F = ۱۴/۸۱ [۰/۰۰] | | | | |
| متغیر وابسته : LY<br>تعداد مشاهدات = ۲۴ (سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱) | | | | |

در بررسی الگوی کوتاه مدت، ملاحظه می‌شود که متغیر مجازی جنگ معنادار نیست، از این‌رو این متغیر در برآورد رابطه الگوی بلندمدت از مدل حذف می‌شود.

### ۵-۱-۱. آزمون همگرایی الگوی کوتاه‌مدت

همان‌طور که اشاره کردیم، اگر مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک شود، الگوی کوتاه‌مدت به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش دارد.

کمیت آماره $t$ برای این آزمون برابر (۳/۷۷-) است و از آنجایی که مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی- دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد کمتر از $\beta$ برآوردی است، بدین روی، فرضیه $H_0$ رد می‌شود و این نشان دهنده وجود رابطه تعادلی بلندمدت است.

---

۱. در اینجا L نمایانگر لگاریتم طبیعی متغیرها است.

### ۵-۱-۲. برآورد ضرایب بلندمدت

ضریب بلندمدت متوسط بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت برابر (۰/۱۸) بوده اما از لحاظ آماری معنادار نیست. ضریب بلندمدت نیروی کار و موجودی سرمایه فیزیکی بخش صنعت به ترتیب برابر (۱/۲۶-) و (۰/۹۲) بوده و از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار است. در جدول ۲، نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی بلند مدت رابطه (۶) ارائه شده است.

**جدول-۲. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی بلندمدت رابطه (۵-۱)**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| *LL* | -۱/۲۶ | ۰/۴۰ | -۳/۱۰ | ۰/۰۰۸ |
| *LK* | ۰/۹۲ | ۰/۲۶ | ۳/۵۶ | ۰/۰۰۳ |
| *LPROD* | ۰/۱۸ | ۰/۳۵۹ | ۰/۵۰۴ | ۰/۶۲۲ |
| *INPT* | ۱۱/۰۳ | ۱/۰۹ | ۱۰/۰۶ | ۰/۰۰۰ |
| متغیر وابسته: LY<br>تعداد مشاهدات= ۲۴ (سالهای ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱) | | | | |

نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که در بلندمدت، بهره‌وری متوسط نیروی کار با متوسط دستمزد واقعی دارای رابطه نبوده و از نظر آماری معنادار نیست.

### ۵-۱-۳. الگوی تصحیح خطا[1]

سنجش نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها و مرتبط ساختن آن به مقادیر تعادلی بلندمدت به وسیله الگوی (ECM) انجام می‌شود. از جمله مزایای این روش این است که در کوتاه‌مدت عدم تعادل‌هایی وجوددارد که به عنوان خطای تعادل تلقی می‌شود. جمله تصحیح خطا (ECM) همان جمله خطای رگرسیون الگوی ECM را مورد استفاده قرار داده و آن را برآورد می‌کند تا ساختار پویایی کوتاه‌مدت را مشخص سازد. ضریب تصحیح خطا $(ecm)$ نشان‌دهنده سرعت تعدیل مقادیر الگوی کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت است. برای این‌که رابطه کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت میل کند، می‌بایست ضریب تصحیح خطا بین (۰) و (۱-) بوده و از نظر آماری معنادار باشد.

---

1. Error Correction Mechanism

ضریب تصحیح خطا با یک وقفه ( $ecm(-1)$ ) در الگوی تصحیح خطای رابطه (۶)، برابر (۰/۸۶-) بوده و از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار است. ضریب تعیین تعدیل‌شده ( $\overline{R}^2$ ) مدل تصحیح خطای رابطه (۶)، برابر (۰/۶۹) بوده و آماره کلی F به‌طور کامل معنادار است. همچنین، آماره دوربین-واتسون (DW) برابر (۲/۱۶) است. در جدول ۳، نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی تصحیح خطای رابطه (۶) ارائه شده است.

**جدول-۳. نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی تصحیح خطای رابطه (۶)** [۱]

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| $dLRW1$ | ۰/۴۷ | ۰/۱۸ | ۲/۵۵ | ۰/۰۲۳ |
| $dLL$ | -۱/۰۹ | ۰/۵۰ | -۲/۱۴ | ۰/۰۵۰ |
| $dLK$ | ۰/۸۰ | ۰/۳۷ | ۲/۱۶ | ۰/۰۴۸ |
| $dLPROD$ | ۰/۰۱۵ | ۰/۲۸۲ | ۰/۰۵۴ | ۰/۹۵۷ |
| $dLPROD1$ | ۰/۵۴ | ۰/۲۱۳ | ۲/۵۶ | ۰/۰۲۲ |
| $dINPT$ | ۹/۵۳ | ۲/۴۴ | ۳/۸۹ | ۰/۰۰۲ |
| $ecm(-1)$ | -۰/۸۶ | ۰/۲۲ | -۳/۷۷ | ۰/۰۰۲ |
| $\overline{R}^2 = ۰/۶۹$<br>$D.W = ۲/۱۶$<br>آماره F = ۸/۸۳ [۰/۰۰] | | | | |
| متغیر وابسته : dLRW<br>تعداد مشاهدات = ۲۴ (سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱) | | | | |

با بررسی نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل (۶)، ملاحظه می‌شود که متوسط بهره‌وری در بخش صنعت ایران، تأثیر معناداری بر دستمزد واقعی بخش صنعت نداشته است. هرچند آزمون همگرایی و الگوی تصحیح خطا، نشان‌دهنده این است که متغیرهای مدل، همگرا بوده و با یکدیگر رابطه بلندمدتی دارند. این مسئله نشان می‌دهد که عواملی غیر از بهره‌وری در بخش صنعت ایران بر دستمزد واقعی این بخش مؤثر است.

---

۱. در اینجا L نمایانگر لگاریتم طبیعی متغیرها است.

### ۵-۲. بررسی رابطه علّی بین بهره‌وری و دستمزد

در این بخش با توجه به الگوی تصحیح خطا و با استفاده از آزمون علیت گرانجر[1] رابطه علّی بین بهره‌وری و دستمزد را بررسی می‌کنیم.

با استفاده از آزمون Wald، صفر بودن مجموع ضرایب برآوردشده(با وقفه) بهره‌وری را بر دستمزد واقعی در قالب الگوی تصحیح خطا ملاحظه می‌کنیم.

آماره کای- دو، برابر (۲/۸۸) بوده و از لحاظ آماری معنادار نیست. از این‌رو ملاحظه می‌شود که رابطه علّی از بهره‌وری به دستمزد واقعی برقرار نیست. از سوی دیگر، آزمون صفربودن مجموع ضرایب برآوردشده (باوقفه) دستمزد واقعی بر روی بهره‌وری در قالب الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که آماره کای- دو، برابر (۱/۳۷) بوده و از لحاظ آماری نیز معنادار نیست؛ از این‌رو رابطه علّی از دستمزد واقعی به بهره‌وری نیز مشاهده نمی‌شود (پیوست‌های ۱ و ۲).

در مجموع، می‌توان بیان کرد که مجموع ضرایب بهره‌وری و دستمزد واقعی در هر دو الگو از لحاظ آماری معنادار نبوده و دو متغیر، مستقل از یکدیگر می‌باشند و رابطه علّی میان آن‌ها مشاهده نمی‌شود.

## ۶. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، رابطه بین بهره‌وری و دستمزد در بخش صنعت ایران در دوره زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۱ با استفاده از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) را بررسی کرده‌ایم.

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که:

۶-۱. در بررسی الگوی کوتاه‌مدت ملاحظه شد که متوسط بهره‌وری در سطح، از لحاظ آماری تأثیر معناداری بر دستمزد واقعی نداشته؛ اما متوسط بهره‌وری با یک وقفه تأثیر مثبت و معناداری بر دستمزد واقعی بخش صنعت دارد.

۶-۲. وجود رابطه تعادلی بلندمدت (همگرایی) میان دستمزد واقعی ، بهره‌وری و دیگر متغیرهای مدل در بخش صنعت ایران تأیید می‌شود.

۶-۳. ضریب ECM در الگوی تصحیح خطا برابر (۰/۸۶-) بوده و معنادار است که نشان می‌دهد که تعدیل به سمت تعادل با سرعت خوبی انجام می‌گیرد.

۶-۴. بررسی رابطه علّی میان بهره‌وری و دستمزد واقعی با استفاده از آزمون علیت گرانجر و الگوی تصحیح خطا، نشان می‌دهد که هیچ رابطه علّی بین بهره‌وری و دستمزد واقعی در بخش صنعت ایران مشاهده نمی‌شود.

---

1. Granger Causality

۶-۵. نتیجه‌گیری کلی این است که اگرچه رابطه تعادلی بلندمدت میان دستمزد واقعی، متوسط بهره‌وری و دیگر متغیرهای مدل در بخش صنعت ایران تأیید می‌شود؛ اما اثر متوسط بهره‌وری نیروی کار بر دستمزد واقعی از لحاظ آماری معنادار نیست. به بیان دیگر، می‌توان بیان کرد که با توجه به عدم وجود رابطه علّیت میان بهره‌وری و دستمزد واقعی بخش صنعت، دستمزد واقعی بخش صنعت از بهره‌وری نیروی کار این بخش مستقل است. در حالی‌که بر اساس نظریه ارزش محصول نهایی، همواره می‌بایست یک هماهنگی بین دستمزد واقعی و بهره‌وری نیروی کار برقرار باشد. در واقع، عواملی غیر از بهره‌وری در تعیین دستمزد بخش صنعت ایران دخالت داشته که در ادامه، به طور خلاصه به آن پرداخته می‌شود.

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. در صنایع بزرگ دولتی عمدتاً تعیین سطح اشتغال و دستمزد پولی هیچگونه ارتباطی با بهره‌وری نیروی کار نداشته و تنها جنبه بوروکراتیک و اداری داشته است. در نتیجه، نیروی کار انگیزه‌ای برای بهبود بهره‌وری در خود احساس نمی‌کند. از سوی دیگر، نرخ دستمزدهای پولی در بخش صنعت ایران انعطاف ناپذیر بوده و تحت تأثیر بهره‌وری نیروی کار نمی‌باشد. همچنین، به دلیل ضعف در قوانین کار و عدم وجود اتحادیه‌های کارگری منسجم، بهبود بهره‌وری نمی‌تواند تأثیر معناداری بر دستمزد واقعی نیروی کار داشته باشد. به بیان دیگر، در بخش صنعت ایران عواملی غیر از بهره‌وری نیروی کار، دستمزد واقعی نیروی کار در این بخش را تعیین می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

## منابع


امینی، علیرضا و حاجی محمد نشاط (۱۳۸۴). برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در ایران در دوره زمانی (۱۳۳۸- ۱۳۸۱). مجله برنامه و بودجه، شماره ۹۰.

بخشعلی، صفی الله و احمد مجتهد (۱۳۸۴). بررسی تطبیقی اثرات پیشرفت فنی بر روی بهره‌وری عوامل تولید در بخش‌های صنعت و کشاورزی (بررسی موردی: ایران). فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۶.

پورفرج، علیرضا (۱۳۸۴). مخارج دولت برای سرمایه انسانی و نقش آن در رشد اقتصادی ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۹ .

دورنبوش و فیشر. ترجمه تیزهوش تابان، محمد حسین (۱۳۸۰). اقتصاد کلان. انتشارات سروش، تهران.

سایت اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. http://www.cbi.ir

صمدی، حاجیه(۱۳۸۳). بررسی رابطه بین دستمزد و بهره‌وری نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران طی سال‌های (۱۳۵۸ - ۱۳۸۱ ). دانشگاه تبریز، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

عظیم‌زاده، صمد(۱۳۷۴). بررسی بهره‌وری نیروی کار در کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور طی سال‌های (۱۳۵۵ - ۱۳۷۰ ). دانشگاه مازندران، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، پایان نامه کارشناسی ارشد، مازندران.

گجراتی، دامودار. ترجمه ابریشمی، حمید (۱۳۷۸). مبانی اقتصاد سنجی(جلد دوم). انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، تهران.

مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر، تهران، سال‌های مختلف.

مهرآرا، محسن (۱۳۷۹). بررسی سهم عوامل اقتصادی در نوسان‌های دستمزد، بهره‌وری و بیکاری. مجله برنامه و بودجه، شماره ۵۸-۵۹ .

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

هاشمیان، مسعود (۱۳۷۸). تعیین اولویت‌های سرمایه‌گذاری صنعتی جهت تقویت وضعیت‌های نسبی صادرات صنعتی. موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

Bande, Robert & Fernandez, Melchor & Montega, Victor. (2001). The Role of Productivity in Wage Setting: Differences across the Spanish Regions. 40th ERSA congress.

Britannica Concise Encyclopedia, available at: http://www. Britannica.com/

Du toit, C & Koekemoer, R, (2003). A Labour Model for South Africa. *South African Journal of Economics,* 71(1): 49–76.

EViews, (2004). *User's Guide.* Irvine, CA: Quantitative Micro Software.

Green, W.H. (2003). Econometric Analysis. 5th edition, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N. J.

Gordon, R.J(1978). Productivity, Wage and Price inside and outside of Manufacturing in the U.S , Japan and Europe. *European economic review*, vol.31, pp 685-733.

Levin, David (1992). Can wage increase pay for themselves? Test with the Production Function. *The Economic Journal*, vol.102, pp 1102-1115.

Pesaran, H & Shin, Y, (1995). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. DAE Working Paper No. 9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Pesaran, H & Pesaran, B, (1997). *Working with Microfit 4.0*. Oxford: Oxford University Press.

Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*. No.16, pp. 289-326.

U.S. Department of Labor , available at: http://www.dol.gov/

Wakeford, JJ, (2004). The Productivity–Wage Relationship in South Africa: an empirical investigation. *Development Southern Africa*, 21(1): 109-132.

Wakeford, JJ, (2004). Productivity, Wages and Employment in South Africa's Manufacturing Sector, 1970-2002. *Development Policy Research Unit*. Working Paper 04/85.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

**پیوست-۱ .**

```
Wald test of restriction(s) imposed on parameters
************************************************************
*****************
 Based on ARDL regression of dLPROD on:
 dLL          dLK          dLRW          dINPT          ecm(-1)
 21 observations used for estimation from 1360 to 1380
************************************************************
*****************
 Coefficients A1 to A5 are assigned to the above regressors respectively.
 List of restriction(s) for the Wald test:
 a3=0
************************************************************
*****************
 Wald Statistic              CHSQ( 1)=   1.3744[.241]
************************************************************
*****************
```

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

**پیوست-۲ .**

```
Wald test of restriction(s) imposed on parameters
************************************************************
*****************
 Based on ARDL regression of dLRW on:
 dLRW1        dLL          dLK          dLPROD       dLPROD1
 dINPT        ecm(-1)
 21 observations used for estimation from 1360 to 1380
************************************************************
*****************
 Coefficients A1 to A7 are assigned to the above regressors respectively.
 List of restriction(s) for the Wald test:
 a4+a5=0
************************************************************
*****************
 Wald Statistic              CHSQ( 1)=   2.8869[.089]
************************************************************
*****************
```

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی