فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران
سال اوّل، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۱
صفحات: ۱۸۱-۲۰۹

بررسی رابطه دوسویه دستمزد و بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران

علی محمدی‌خواه[۱]
تیمور محمدی [۲]
حسن طائی[۳]

تاریخ دریافت:۹۱/۴/۹ تاریخ پذیرش:۹۱/۱۱/۲۵

چکیده

در پژوهش حاضر سعی گردیده رابطه‌ی میان دو متغیر دستمزد و بهره‌وری با به‌کارگیری داده‌های تابلویی بنگاه‌های ۵۰ نفر و بیشتر در صنایع کارخانه‌ای ایران طی سال‌های ۱۳۷۳ الی ۱۳۸۶ و با استفاده از آزمون‌های تودرتوی هورلین- وِنِت مورد سنجش قرار گیرد. آزمون مذکور به عنوان آزمون بسط یافته علیت گرنجر برای داده‌های تابلویی همگن با ضرایب ثابت قابل کاربرد بوده و با توجه به محدودیت‌های موجود در آمارها، در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است.

نتایج به‌دست آمده نشانگر تأیید عدم علیت همگن از بهره‌وری به دستمزد و رد آن از دستمزد به بهره‌وری در اغلب صنایع ایران بوده است. به عبارت دیگر، در صنایع ایران تغییرات متغیر بهره‌وری اثر معناداری بر دستمزد نداشته (رد نظریات کلاسیک) در حالی‌که تغییرات دستمزد بر بهره‌وری معنادار بوده (تأیید نظریات دستمزد کارایی) هرچند اثرات مذکور از صنعتی به صنعت دیگر متغیر می‌باشد. در این میان در دو صنعت فلزات اساسی و وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر نه‌تنها علیت بهره‌وری بر دستمزد همانند سایر صنایع رد گردیده بلکه علیت بهره‌وری بر دستمزد نیز در این صنایع مورد تأیید واقع نشده و از این‌رو هیچ علیت معناداری در این صنایع میان متغیرهای فوق‌الذکر مشاهده نگردید.

کلید واژه: دستمزد کارایی، علیت گرنجر، داده‌های تابلویی، آزمون علیت تودرتوی هورلین-ونت

طبقه بندی JEL: C33,L60,J24,J31

۱. دانش آموخته کارشناسی‌ارشد دانشگاه علامه طباطبائی **Email:**ali.mohamadi.khah@hotmail.com
۲. عضو هیات علمی دانشگاه علامه طباطبائی **Email:**mohammadi@atu.ac.ir
۳. عضو هیات علمی دانشگاه علامه طباطبائی **Email :**taee@atu.ac.ir- taee.ha@gmail.com

۱- مقدمه

فرآیند تعیین دستمزد و ارتباط آن با بهره‌وری، فرآیندی پیچیده و مبهم بوده که منجر به ظهور نظریات مختلفی شده است. این نظریات که جهت تبیین رابطه‌ی دستمزد و بهره‌وری ارائه گردیده و مورد آزمون قرار گرفته‌اند، از سه منظر به موضوع مذکور نگریسته‌اند.

گروه اول، نظریات کلاسیک، بیانگر اثرگذاری (علیت) بهره‌وری بر دستمزد می‌باشند که بر طبق این نظریات تغییرات بهره‌وری منجر به تغییرات در دستمزد می‌گردد. در طرف دیگر نظریات دستمزد کارایی قرار دارند که به نوعی توضیح‌دهنده علیت دستمزد بر بهره‌وری می‌باشند. به عبارت دیگر، براساس این نظریات، دستمزدهای بالاتر از دستمزدهای تسویه‌کننده بازار، منجر به بهبود بهره‌وری می‌گردد. این نظریات توسط یلن[1]، کیتس[2] و استیگلیتز[3] مورد آزمون قرار گرفته و سپس توسط گروه زیادی از محققان بازنگری شده است اما طبق مقالات انتقادی از جمله مقاله کارمایکل[4] مدل‌های مذکور با وجود این‌که بینش و دید مفیدی در زمینه نحوه‌ی عملکرد بازار کار ارائه داده‌اند اما هنوز نتوانسته‌اند علت قابل قبول و رضایت‌بخشی در انعطاف‌ناپذیری دستمزدها یا بیکاری غیرارادی ارائه دهند (Carmichael, 1990)؛ بنابراین با ظهور آزمون‌های علیت در اقتصادسنجی و توجه به اثرات دوسویه میان متغیرها رابطه دستمزد و بهره‌وری بار دیگر و با نگرشی متفاوت مورد توجه قرار گرفت. هرچند تاکنون رابطه دوسویه دستمزد و بهره‌وری به عنوان یک نظریه مطرح نگردیده اما آزمون‌های بسیاری در سال‌های اخیر جهت بررسی رابطه فوق انجام گرفته که هریک به نوعی بیانگر وجود اثرات دوسویه دو متغیر مذکور می‌باشند.

بنابر مطالب فوق و باتوجه به محدودیت در داده‌های سری‌های زمانی و همچنین مزایای برآورد داده‌های تابلویی، در این مقاله، از روش آزمون علیت[5] گسترش یافته

1. Janet L. Yellen
2. Lawrence F. Katz
3. Joseph E. Stiglitz
4. Carmicheal
5. Causality Test

گرنجر که توسط هورلین و ونت[1] ارائه شده، جهت تبیین رابطه دستمزد و کارایی در صنایع ایران استفاده شده است.

۲- مبانی نظری تحقیق

همانگونه که پیشتر عنوان گردید، رابطه دستمزد و بهره‌وری از سه دیدگاه مختلف قابل بررسی بوده که در این بخش به مبانی نظری هریک از موارد مذکور پرداخته خواهد شد:

۲-۱- نظریات متعارف یا کلاسیک

نظریات کلاسیک بررسی عرضه نیروی کار را با بیشینه کردن مطلوبیت هر شخص با اختصاص ساعات مشخصی به کار و اوقات فراغت آغاز می‌نمایند(جعفر عبادی، ۱۳۷۱).

$$\text{Max } U=(Y,H) \quad \text{s.t. } 24W=Y+WH \Rightarrow \frac{\partial U/\partial H}{\partial U/\partial Y} = MRS_{Y\to H} = W \qquad (۱-۲)$$

که Y درآمد فرد، W میزان دستمزد و H ساعات کار می‌باشد و مطلوبیت فرد با U نمایش داده می‌شود. با توجه به معادلات فوق، مطلوبیت فرد، از اختصاص ۲۴ ساعت خویش بین کار و استراحت زمانی به حداکثر می‌رسد که نرخ جایگزینی درآمد نسبت به ساعات استراحت وی ($MRS_{Y\to H}$) با دستمزد برابر باشد.

در قسمت تقاضای نیروی کار، با در نظر گرفتن بازار رقابت کامل و ساده‌ترین حالت آن (یعنی وجود یک عامل تولیدی متغیر) میزان دستمزد از طریق زیر محاسبه می‌شود:

$$\pi = P.Q-WL=P.f(L)-WL \qquad (۲-۲)$$

که π نشان‌گر سود بنگاه، P قیمت محصول، Q مقدار محصول، L تعداد نیروی کار خواهد بود. با توجه به وجود یک عامل تولیدی متغیر نیز میزان تولید محصول، وابسته به تعداد نیروی کار (L) می‌گردد که در تساوی دوم اشاره شده است.

1. Hurlin and venet

در این نظریات برای این‌که بنگاه میزان سود خود را بیشینه کند، باید آن مقدار از L را استخدام نماید که هزینه‌ی اضافی از استخدام یک واحد از L برابر با میزان درآمد حاصل از فروش محصول، به دست آمده از استخدام یک واحد اضافی نیروی کار گردد. یعنی:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = P.\frac{\partial f(L)}{\partial L} - W = 0 \qquad (۳-۲)$$

$$P.MP_L\text{-}W=0 \rightarrow P.MP_L=W \qquad (۴-۲)$$

در معادله‌ی (۴) نیز MP_L نشان‌دهنده‌ی تولید نهایی کارگر می‌باشد.

به طور کلی نظریات متعارف بیان می‌دارد که کارفرمایان نیروی کار را تا جایی استخدام می‌کنند که سودشان را بیشینه نماید، یعنی جایی که تولید نهایی کارگر برابر با دستمزد واقعی باشد. بنابراین افزایش بهره‌وری موجب بالارفتن تقاضای نیروی کار و در نتیجه بهبود سطح دستمزدها می‌گردد.

۲-۲- نظریات دستمزد کارایی

جهت تبیین علیت دستمزد بر بهره‌وری براساس نظریات دستمزد کارایی، رویکردهای مختلفی مطرح گردیده که مهم‌ترین آن‌ها مدل کم‌کاری، مدل چرخش نیروی کار، مدل بقای بدها و مدل جامعه‌شناسی می‌باشد. این مدل‌ها اولین بار توسط لیبن اشتاین[1] مطرح گردید که به مدل تغذیه مشهور بوده است (ملکی، ۱۳۸۶). در ادامه به مبانی نظری این مدل‌ها اشاره خواهد شد:

یلن[2] مدل دستمزد کارایی را با تابع تولید کوتاه مدت و فرض این‌که بنگاه در شرایط رقابتی کامل قرار دارد، آغاز می‌کند:

$$Q=a.f(e(W).L) \qquad (۵-۲)$$

در این تابع e سطح تلاش کارگر یا کارایی وی، L تعداد کارگران، W دستمزد واقعی، a انتقال دهنده‌ی بهره‌وری و Q میزان تولید می‌باشد. در تابع $e(W)$، $e' > 0$ و $e(0) \geq 0$ و

1. Leibenstein
2. Janet L. Yellen

میزان کشش آن کاهنده می‌باشد. بدین‌ترتیب میزان دستمزد از بیشینه کردن تابع زیر به دست می‌آید:

$$\max\ P.af(e(W).L)-W.L \qquad (۶-۲)$$

حل معادله فوق نتایج زیر را به دست می‌دهد:

$$e'(w^*).w^*/e(w^*) = 1 \qquad (۷-۲)$$

$$e(w^*).a.F'(e(w^*).L)= w^* \qquad (۸-۲)$$

باتوجه به کمینه کردن میزان هزینه‌های دستمزد به ازای هر واحد نیروی کار موثر، w^* به عنوان دستمزد کارایی محسوب می‌شود. در واقع استراتژی بهینه‌ی بنگاه این است که دستمزد کارایی w^* را نقطه‌ی استخدام کارگران منظور کرده به‌طوری‌که ارزش تولید نهایی آن‌ها برابر با دستمزد می‌شود. بنابراین دستمزد کارایی تنها وابسته به ویژگی‌های رابطه‌ی $e(w)$ است و وابسته به شرایط عرضه و تقاضا در بازار نمی‌باشد (Katz,1986).

در مجموع می‌توان عنوان نمود که این نظریات برخلاف دیدگاه کلاسیک بیانگر تأثیر تغییرات (مثبت) دستمزد بر بهره‌وری نیروی کار می‌باشند به‌طوری‌که دستمزدهای بالاتر از دستمزدهای تسویه‌کننده بازار می‌تواند منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار گردد.

۲-۳- رابطه دوسویه دستمزد و کارایی

رابطه دوسویه دستمزد و بهره‌وری نه به عنوان یک نظریه بلکه متشکل از آزمون‌هایی است که در سال‌های اخیر با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی جدید انجام گرفته‌اند. در این بخش مبانی نظری دو نمونه از آزمون‌های فوق‌الذکر مورد بررسی قرار گرفته که به شرح ذیل می‌باشند:

۲-۳-۱-آزمون علیت جِوِک[1]

براساس این آزمون که در سال ۱۹۸۲ توسط جوک مطرح گردید، وابستگی خطی بین دو سری زمانی **x** و **y** به سه عنصر متفاوت تفکیک می‌گردد:

1. Geweke Causality test

- بازخورد از x به y
- بازخورد از y به x
- ارتباط هم‌زمان بین سری‌ها

$$F_{y,x}=F_{x\to y}+F_{y\to x}+F_{y.x} \qquad (۹-۲)$$

$$y_t=\sum_{s=1}\alpha_1(s)y_{t-s}+\sum_{s=1}\alpha_2(s)x_{t-s}+\eta_{1t} \qquad (۱۰-۲)$$

که αها بردارهای ضرایب هستند و η_{1t} خطای پیش‌بینی تصادفی با واریانس ϑ_1^2 می‌باشد.

جهت بررسی بازخورد x به y $(F_{x\to y})$، باید اثر نهایی x (x_{t-s}) بر y محاسبه گردد؛ به همین دلیل اثر گذشته بر y جاری با استفاده از معادله زیر به دست می‌آید:

$$y_t=\sum_{s=1}\beta_1(s)y_{t-s}+\eta_{2t} \qquad (۱۱-۲)$$

که $var(\eta_{2t})=\vartheta_2^2$ است و بازخورد x بر y طبق فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$F_{x\to y}\equiv log(\vartheta_2^2/\vartheta_1^2) \qquad (۱۲-۲)$$

اگر واریانس‌ها مشابه باشند، پس x باعث بهبود y نمی‌شود. یعنی اینکه اگر $\vartheta_2^2=\vartheta_1^2$ باشد، $F_{x\to y}=0$ شده و xهای گذشته بر y جاری اثری نخواهند داشت.

بازخورد y بر x نیز با استفاده از روش فوق محاسبه می‌شود.

ویژگی منحصربه‌فرد این روش، در محاسبه اثرات همزمان دستمزد و کارایی می‌باشد که در فرمول زیر ارائه شده و سپس میزان آن محاسبه خواهد شد.

$$y_t=\sum_{s=1}c_1(s)y_{t-s}+\sum_{s=0}c_2(s)x_{t-s}+\varepsilon_{5t} \qquad (۱۳-۲)$$

$$F_{y.x}\equiv \log\left(\sigma_1^2/\sigma_5^2\right) \qquad (۱۴-۲)$$

که $var(\varepsilon_{it})=\sigma_i^2$ است و در صورت تساوی دو واریانس مطرح شده در بالا، میزان اثر همزمان دو متغیر مذکور صفر خواهد شد.

همانگونه که مشاهده گردید، با استفاده از آزمون علـــیت جوک، مـی‌تـوان اثـرات دوره‌های گذشته دو متغیر و همچنین اثرات همزمان آن‌ها بر یکدیگر را مورد بررسی قـرار داد.

۲-۳-۲- آزمون علیت هورلین-وِنِت[1]

آزمون دیگری که از آن می‌توان برای بررسی علیـت و اثـرات دوسـویه دو متغیـر اسـتفاده نمود، آزمون علیت هورلین- ونت می‌باشد. در این بخش، ابتدا مسائل پـیش روی مـدل در صورت استفاده از داده‌های تابلویی بیان شده و سپس به تفاوت‌هـای مهـم علیـت هـورلین- ونت و علیت گرنجر به اختصار اشاره می‌گردد و در نهایـت خلاصـه مبـانی نظـری آزمـون مربوطه ارائه خواهد شد.

کاربرد داده‌های تابلویی در علیت گرنجر دو موضوع بسیار مهم را پدیـد مـی‌آورد کـه باید بدان توجه نمود: (Hurlin & Venet, 2001).

۱- پراکندگی مقاطع که ناشی از تفاوت در عرض از مبداهاست و با مدل‌هـای اثـر ثابـت معرفی می‌شوند.

۲- مسئله دوم ناهمگنی در تک تک واحدها می‌باشد که بسیار مشکل‌سازتر از گزینه اول است. در کارهای جدید به مسئله دوم توجـه شـده در حـالی‌کـه قـبلا از ایـن موضـوع صرف‌نظر می‌شد. هورلین و ونت جهت ارزیابی این دو مسئله روشی خـاص پیشـنهاد نموده‌اند. معادله زیر به عنوان معادله اصلی آزمون مفروض است

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^{p} \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \vartheta_{i,k} \qquad (۱۵-۲)$$

لازم به ذکر است که روش هورلین- ونت دو تفاوت عمده با علیت گرنجری عادی داشته که به شرح زیر است:

۱- ضرایب خودرگرسیونی ($\boldsymbol{\gamma^{(k)}}$) ثابت می‌باشند.

۲- ضرایب رگرسیون ($\boldsymbol{\beta_i^{(k)}}$) برای $\boldsymbol{k \in [1, p]}$ مقادیری ثابت هستند.

1 . Hurlin & Venet Causality test

در این روش چهار نوع سناریو برای فرآیند علیت در نظر گرفته شده است(Hurlin & Venet, 2001, P.7):

الف) عدم علیت همگن: عدم وجود رابطه خطی یا علیت خطی بین x و y در تمامی مقاطع.

ب) علیت همگن: وجود رابطه خطی یا علیت خطی بین x وy در تمامی مقاطع.

ج) عدم علیت ناهمگن: در این مورد، فرض می‌شود، حداقل یک و حداکثر N-1 رابطه علی وجود خواهد داشت.

د) علیت ناهمگن: این علیت بیان‌گر شرایطی است که حداقل یک مورد (حداکثر N) یک رابطه عِلّی داشته باشد و برآوردگرها ناهمگن هستند.

با استفاده از نتایج حاصل از آزمون هورلین- ونت نه تنها می‌توان جهت رابطه دستمزد و کارایی را تبیین نمود بلکه وجود تفاوت یا یکسانی علیت در بین مقاطع مختلف نیز قابل بررسی می‌باشد.

۳- مروری بر مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات مرتبط با نظریات دستمزد کارایی

یکی از معتبرترین مقالات در زمینه آزمون نظریه دستمزد کارایی، مقاله کروگر و سامرز با عنوان «دستمزد کارایی و ساختار دستمزد بین صنایع» است که محققان بسیاری با استفاده از روش شناسی مورد استفاده در این مقاله به آزمون نظریه دستمزد کارایی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. کروگر و سامرز از داده‌های نیروی کار و جمعیت سال‌های ۱۹۷۴، ۱۹۷۹ و ۱۹۸۴ کشور آمریکا استفاده کرده‌اند. این داده‌ها شامل ویژگی‌های فردی نیروی کار نظیر جنسیت، آموزش، مهارت، شغل، سن، جنسیت و نژاد و نیز ویژگی‌های بنگاه‌ها نظیر تعداد کارگران، رشته فعالیت بنگاه، موقعیت جغرافیایی بنگاه و غیره می‌باشد.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در سال‌های مورد بررسی صنایعی نظیر ساختمان، کارگاه‌های تولیدی، حمل ونقل، خدمات مالی و بیمه‌ها و بخش معدن به طور متوسط دستمزدی بیش از میانگین پرداخت نموده‌اند که بیشترین سطح آن مربوط به صنایع معدنی

است به‌طوری‌که دستمزد پرداختی آنها به طور متوسط ۲۳/۱ درصد بیش از میانگین بوده است. دستمزد پرداختی در بخشهای خدمات و خرده و عمده فروشی کمتر از میانگین بوده که دستمزد پرداختی این بخش‌ها به طور متوسط ۱۳/۶ درصد کمتر از میانگین دستمزدها بوده است (Krueger, A. and Summerls, L. H. 1988).

کاپلی و چاوین[1] در مقاله‌ای تحت عنوان «یک آزمون بین کارخانه‌ای برای فرضیه دستمزد کارایی[2]» به بررسی الگوی کم‌کاری به عنوان یکی از نظریات دستمزد کارایی پرداخته و با استفاده از داده‌های مربوط به کارخانجات مختلف یک شرکت بزرگ به بررسی تجربی برقراری نتایج فرضیه دستمزد کارایی پرداخته‌اند. به طور خلاصه، نتایج یافته‌های آن‌ها به قرار زیر است:

- هرچه نرخ دستمزد پرداختی به کارگران بالاتر از سطح متوسط دستمزدها باشد، میزان کم‌کاری کارگران نیز کمتر خواهد بود.

- هزینه‌های مرتبط با اخراج از کار در صورت شناسایی نیز علاوه بر هزینه دستمزد از دست رفته، میزان کم‌کاری را تحت تاثیر قرار می‌دهند.

- هم‌چنین کیفیت ارتباط بین مدیران کارخانه‌ها و اتحادیه‌های محلی نیز تأثیر مهمی بر روی میزان کم‌کاری داشته‌اند. چراکه هرچه ارتباط بین اتحادیه‌ها و مدیران کارخانه‌ها قوی‌تر باشد، میزان حمایتی که اتحادیه‌ها می‌توانند از کارگران نمایند نیز افزایش یافته و در نتیجه، احتمال اخراج کارگران در صورت شناسایی حین کم‌کاری کاهش می‌یابد(Cappelli & Chauvin, 1991).

مطالعه سومی که در این بخش مورد بررسی قرار گرفته، رساله کارشناسی ارشد با عنوان «بررسی نظریات دستمزد-کارایی-مطالعه موردی ایران» توسط فرهاد ملکی بوده که روش مورد استفاده در این پژوهش روش کروگر-سامرز بوده و از داده‌های کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر و بیشتر مرکز آمار ایران در خلال سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۶ استفاده شده و جهت آزمون نظریه دستمزد کارایی در اقتصاد ایران مدل زیر مورد استفاده قرار گرفته

1. Cappelli, Peter, Chauvin, Keith.
2. An Interplant Test of the Efficiency Wage Hypothesis

است:

ملکی(۱۳۸۶) برای آزمون نظریه دستمزد کارایی در اقتصاد ایران از مدل زیر که توسط کروگر و سامرز (۱۹۸۸) به کار گرفته شده، استفاده کرده است.

$$W_{it} = X_{it}\beta_i + \alpha + u_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱-۳)$$

که در آن W_{it} لگاریتم دستمزد پرداختی بنگاه i در سال t به هر نیروی کار است.

نتایج تحقیق فوق حاکیست صنایع تولید منسوجات، تولید پوشاک عمل آوردن و رنگ کردن پوست خزدار، دباغی و عمل آوردن چرم وساخت کیف، چمدان، زین، یراق وتولید کفش، تولید چوب ومحصولات چوبی وچوب پنبه، ساخت کالا از نی و موادحصیری، تولید سایرمحصولات کانی غیر فلزی، تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، دستمزدی کمتر از میانگین و سایر صنایع دستمزدی بیشتر از میانگین پرداخت نموده‌اند که به نوعی نشانگر تفاوت‌های دستمزدی میان صنایع مختلف و تأییدکننده نظریات دستمزد کارایی می‌باشد (ملکی، ۱۳۸۶).

۳-۲- مطالعات انتقادی و رابطه دوسویه دستمزد کارایی

کارمایکل در مقاله‌ای انتقادی اشکالات متعددی بر نظریات دستمزد کارایی عنوان نموده و بیان داشته که باید بین دیدگاه سنتی و متعارف درخصوص دستمزد و کارایی و رابطه مبتنی بر نظریات دستمزد و کارایی تفاوت قائل شد و تحلیل‌های این دو را از هم جدا نمود. علاوه بر این، در انتقاد از نظریات دستمزد کارایی مواردی را بیان می‌کند که در زیر به برخی از موارد آن اشاره خواهد شد(Carmicheal, 1990):

- چسبندگی قوی دستمزد هنگام بسط مدل‌ها از بین می‌رود و از این رو با این‌که مدل‌ها سازگار با دستمزدهای تسویه‌کننده غیربازاری (دستمزدهایی که توسط عوامل غیربازاری به نقطه تسویه بازار می‌رسند) هستند ولی این‌که این دستمزدها با تغییرات عرضه و تقاضا نیز چسبنده خواهند بود را پیش‌بینی نمی‌نماید. بنابراین واضح نیست، این مدل‌ها با نوسانات زیاد در نرخ‌های بیکاری مشاهده شده در دوره‌های تجاری

سازگار است یا نه؟

- در برخی از مدل‌ها فرضیات مورد استفاده جهت توجیه رابطه دستمزد و کارایی نامعقول یا به وضوح با واقعیت در تضاد هستند.
- در برخی موارد مدل‌های دستمزد کارایی، تعداد ابزارهای مورد استفاده یک بنگاه را که می‌توان کارگران را جذب نموده و آن‌ها را به صورت بهره‌ور نگه دارد، محدود می‌کنند. زمانی‌که این محدودیت‌ها کاهش یابند، مدل‌ها پیش‌بینی می‌کنند که تعدادی بنگاه در پاسخ به خواست کارگران بیکار جویای کار به وجود خواهند آمد ولی این بنگاه‌ها در عالم واقع مشاهده نشده‌اند. بنابراین پیش‌بینی‌های این مدل‌ها سازگار با واقعیت نیستند.
- موارد اندکی وجود دارند که دستمزد کارایی تنها یکی از نتایج ممکن مدل باشد. برای این‌که فرضیات برای حمایت از نتایج ادعا شده کافی نیستند.
- برخی از مدل‌ها نیز همچون مدل تغذیه در مورد کارگران و بازار نیروی کار کشورهای پیشرفته صادق نیست؛ زیرا در این کشورها افزایش درآمد فرد باعث بهبود زیاد در تغذیه نمی‌گردد. از دیگر انتقادات وارده بر این نظریات طرح برخی از عوامل کیفی موثر بر بهره‌وری و عدم توان کمی‌سازی آن‌ها می‌باشد.

در نهایت نویسنده پیشنهاد می‌کند که شاید ترکیب نظریات دستمزد کارایی و سایر نظریات بتواند چارچوبی جدید ارائه دهد که توضیح‌دهندگی بیش‌تری را داشته باشد.

براساس انتقادات وارده بر نظریات دستمزد کارایی، میلئا و فوئس سعی در بررسی روابط بین دستمزد و کارایی و اثرات آنها بر بازار کار با استفاده از روشی جدید و با نگرشی دوسویه داشته‌اند. در پژوهش‌های ایشان روش علیت خطی جِوِک برای آزمون دوسویه دستمزد و بهره‌وری به کار گرفته شده و از آن‌جایی‌که هریک از کشورها دارای ساختار بازارکار متفاوت می‌باشند، این دو نویسنده مقالات متعددی در زمینه بازار کار و رابطه دوسویه دستمزد و بهره‌وری در کشورهای مختلف از جمله اتریش، کانادا، فرانسه، ایتالیا، انگلستان، امریکا، ژاپن و آلمان منتشر نموده‌اند که نتایج این مطالعات در ادامه

تشریح خواهد شد(Millea & Fuess, 2001).

روش مورد استفاده در این مطالعات روش خطی بازخورد جوک بوده که به شرح زیر می‌باشد:

$$F_{prd,pay}=F_{pay\rightarrow prd}+F_{prd\rightarrow pay}+F_{pay.prd} \qquad (۲-۳)$$

داده‌های مورد استفاده در پژوهش مرتبط با کشور اتریش مربوط به سال‌های ۱۹۵۴ الی ۱۹۹۵ و در دو گروه کارمندان (یقه‌سفیدها) و کارگران (یقه‌آبی‌ها) بوده است. نتایج آزمون دیکی- فولر جهت پایایی سری‌ها حاکی از وجود ناپایی برخی سری‌ها بوده و از این‌رو، جهت ایجاد پایایی، تفاضل مرتبه اول به کار رفته به‌طوری‌که در واقع مقادیر مذکور نشان‌گر تغییرات دستمزد و بهره‌وری می‌باشند.

طبق برآوردهای نقطه‌ای (برآورد سراسری مرتبط با هردو گروه کارگران و کارمندان) بازخورد زیادی از تغییرات بهره‌وری(prd^*) به دستمزد (pay^*) مشاهده نشد؛ یعنی تغییرات بهره‌وری در گذشته به سختی بر رشد دستمزدها اثرگذار است. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن prd^*_{t-s} درمعادله، واریانس خطای پیش‌بینی pay^*_t تنها ۱.۳ درصد نسبت به حالتی که prd^*_{t-s} وجود نداشته، کاهش می‌یابد. علاوه براین بازخورد تغییرات دستمزد (pay^*) به بهره‌وری (prd^*) نیز رقم ناچیز (۲.۲ درصد) بوده و هم‌چنین رابطه هم‌زمان تغییرات این دو متغیر (۱.۲درصد) نیز قابل ملاحظه نمی‌باشد اما با این وجود، نتایج فوق هنوز به طور دقیق اثرات متقابل بهره‌وری و دستمزد در گروه‌های فوق‌الذکر را مشخص نمی‌سازد. به همین دلیل با استفاده از روش واکنش تکانه سیمز که میزان اثرگذاری تغییرات یک سری زمانی بر سری دیگر را واکاوی می‌نماید، نتایج پیشین مورد آزمونی دیگر قرار گرفتند و نتیجه برای گروه کارگران نشانگر واکنش به شدت مثبت بهره‌وری در برابر تغییرات دستمزد بود. از طرف دیگر در مورد کارمندان بهره‌وری بهتر منجر به حقوق بالاتر می‌گردد و به نوعی تأییدکننده تقاضای نیروی کار معمولی می‌باشد(Millea & Fuess, 2001).

فوئس و میلئا در بهار سال ۲۰۰۲ مقاله دیگری تحت عنوان «آیا کارفرمایان

دستمزدهای کارا می‌پردازند؟» با مطالعه موردی کشور ژاپن و برای دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۷۵منتشر نمودند، که در این مقاله نیز از روش جوک جهت آزمون دوسویه استفاده شده است.

در این پژوهش، اقتصاد کشور ژاپن به سه بخش اداره‌ی امور عمومی، معدن و صنعت تقسیم شده و سپس بخش صنعت در ۱۵ زیربخش مورد بررسی قرار گرفته است. علی‌رغم ادعای این‌که روش پیاده شده جهت تعیین دستمزد در ژاپن منجر به افزایش بهره‌وری می‌شود، نتایج پژوهش تاییدکننده چنین ادعایی نیست اما در برخی از زیربخش‌های صنعت –به ویژه تجهیزات حمل و نقل، فلز و آهن و فولاد- افزایش در دستمزدهای قراردادی منجر به بالارفتن بهره‌وری می‌گردد. نویسندگان عنوان می‌کنند که شاید یکی از علل آن وجود رقابت در بخش‌های مذکور باشد اما در بخش عمومی، معدن یا صنایع غذایی به دلیل کنترل و محافظت از این بخش‌ها کارفرمایان محدودیت‌های مذکور را ندارند. علت دیگر آن را می‌توان در پیشرو بودن این صنایع عنوان کرد. شاید شرکت‌های پیشرو تمایل به اشتراک گذاری اطلاعات و رسیدن به دستمزدهایی جهت افزایش بهره‌وری داشته باشند اما شرکت‌های پیرو ترجیح دهند با کپی‌برداری از پیشروها میزان دستمزد را تعیین نمایند. در نهایت می‌توان علت این مسئله را در اندازه و ماهیت فرایند تولید دانست که رفتار دستمزد کارایی را منجر می‌گردد (Fuess & Millea, 2002).

- مطالعات مربوط به روش هورلین-ونِت

همان‌گونه که پیشتر توضیح داده شد، روش مورد استفاده در این پژوهش روش هورلین-ونت بوده که در سال ۲۰۰۱ ارائه شده است. در این زمینه با استفاده از روش مذکور، در مدت زمان اندکی تعداد زیادی پژوهش انجام شده و در بسیاری از مقالات نیز بدان استناد شده است که نشانگر میزان اعتبار و اهمیت این روش در کاربردها و موضوعات مختلف می‌باشد.

اولین کاربرد این روش در مقاله مربوط به همین دو نویسنده تحت عنوان «آزمون‌های علیت گرنجری در مدل‌های داده‌های تابلویی با ضرایب ثابت» بوده که دو متغیر تعمیق-

سازی مالی[1] و رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه مورد آزمون قرار گرفته است. کشورهای مورد بررسی ۱۶ کشور افریقایی بوده‌اند که شامل: بنین، بورکینافاسو، کامرون، افریقای مرکزی، چاد، کنگو، ساحل عاج، گابون، غنا، کنیا، مالی، نیجر، نیجریه، سنگال، توگو و افریقای جنوبی طی سال‌های ۱۹۶۸ الی ۱۹۹۸ می‌باشد. جهت محاسبه میزان تعمیق مالی، از دو شاخص نرخ پول یا شبه پول بر GDP و نرخ اعتبار بانکی بخش خصوصی بر GDP استفاده شده است (Hurlin & Venet, 2001).

نتایج حاصل از این آزمون، نشان‌گر یک علیت غیرهمگن از بخش مالی به فعالیت‌های اقتصادی یا رشد اقتصادی بوده است به‌طوری‌که تنها ۵ تا ۷ کشور دارای چنین رابطه علّی می‌باشند. برخلاف این جهت علیت، علیت از رشد اقتصادی به تعمیق مالی، همگن می‌باشد؛ بنابراین، می‌توان دریافت که رشد اقتصادی یکی از علت‌های بسیار مهم تغییرات در بخش مالی است در حالی‌که رابطه عکس تنها برای یک زیرگروه از این کشورها صادق می‌باشد. در حقیقت این مسئله تأییدکننده این عقیده بوده که پیشرفت اقتصادی از یک راه مشخص و یکسان در کشورها تبعیت نمی‌کند.

در مطالعه دیگری با عنوان«دو روی یک سکه به کارگیری آزمون‌های علیت گرنجر در چارچوب مقطع-سری‌زمانی» که توسط هود، کید و موریس[2] در سال ۲۰۰۸ انجام گرفته، علیت گرنجر در چارچوب داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفته است. در این مقاله سعی شده تا با استفاده از روش پیشنهادی هورلین-ونت، دگرگونی نظام حزبی بعد از جنگ جهانی دوم در جنوب امریکا را مورد آزمون قرار دهند. در این پژوهش رابطه علی میان تحرک(سیاسی) سیاه‌پوستان با رشد GOP در این ناحیه تحلیل شده است.

داده‌های مربوط به متغیرهای مورد مطالعه در ۱۱ مقطع (۱۱ ایالت جنوبی) و از سال ۱۹۶۰ الی ۲۰۰۴ جمع‌آوری شده‌اند. اولین متغیر، تحرک سیاه‌پوستان از رابطه زیر به‌دست آمده است:

1. Financial Deepening
2. Hood, M.V. & Kidd, Q. & Morris I.L.

تعداد سیاه‌پوستان ثبت نام‌کننده جهت رای‌گیری

کل تعداد افراد ثبت نام کننده برای رای‌گیری

قدرت GOP به عنوان دومین شاخص که توسط دیوید (۱۹۷۲) بسط داده شده، عبارت است از ترکیب درصد آرای عمومی کاندیداهای جمهوری‌خواهان در انتخابات فرمانداری‌ها، مجلس سنا و کنگره. نتایج حاصل نشانگر رابطه دوسویه بین این دو شاخص بوده است. علیت تحرک سیاه‌پوستان به قدرت GOP یک علیت همگن در ۱۱ ایالت بوده درحالیکه علیت GOP[1] به تحرک سیاه‌پوستان علیتی ناهمگن بوده به‌طوری‌که در ایالت-های میانی جنوب امریکا این علیت وجود داشته ولی در ایالات کناری این رابطه مشاهده نمی‌شود(Hood & Kidd & Morris, 2008).

علاوه بر موارد فوق، مطالعه‌ی دیگری نیز در سال ۲۰۰۹ با عنوان «آیا رشد سبب تغییرات ساختاری می‌شود یا برعکس : یک تحلیل داده‌ای تابلویی پویا برای ۷ کشور OECD» توسط دیتریچ[2] انجام گرفته است. وی معتقد است در توسعه اقتصادی، تغییرات ساختاری[3] در سه بخش مهم و اساسی یک اقتصاد (بخش ابتدایی شامل معادن و کشاورزی، بخش ثانویه شامل ساختمان‌سازی و صنعت و بخش سوم نیز شامل خدمات خصوصی) با رشد اقتصادی ارتباطی تنگاتنگ و مهم دارد. در واقع از یک سو رشد اقتصادی منجر به درآمدهای سرانه بالاتر که سبب انتقال ساختار تقاضا طبق قانون انگل می‌شود، می‌گردد و در سوی دیگر تغییرات در ساختار اقتصادی بر رشد کلی اقتصاد تاثیر می‌گذارد که ناشی از تفاوت بهره‌وری‌های بین‌بخشی است. برای محاسبه تغییرات ساختار اقتصادی، محاسبه تغییرات سهم ارزش افزوده بخش‌ها یا میزان سهم اشتغال هر بخش به عنوان شاخص مناسبی در نظر گرفته شده و جهت آزمون فوق، داده‌های کشورهای مختلفی چون فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، هلند، انگلستان و امریکا در خلال سال‌های ۱۹۶۰ الی ۲۰۰۴ مورد استفاده قرار گرفته است (Dietrich, 2009).

1. General election vote percentages for Republican candidates in gubernatorial, senate, and congressional elections
2. Dietrich, A.
3. Structural Change

براساس آزمون فوق، برخی کشورها از جمله فرانسه، ایتالیا و هلند هر دو علیت یعنی تغییرات ساختاری به رشد و رشد به تغییرات ساختاری را تأیید کرده‌اند اما در برخی کشورها نیز مانند آلمان و انگلستان تنها علیت تغییرات ساختاری به رشد تأیید گردید و البته در دو کشور ژاپن و امریکا هیچ یک از علیت‌ها مورد تایید قرار نگرفت. در مجموع به نظر می‌رسد علیت تغییرات ساختاری به رشد یعنی اثر تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی بیش از سوی دیگر رابطه معنی‌دار می‌باشد.

۴- مدل و روش تخمین

روش مورد استفاده در پژوهش حاضر، آزمون علیت هورلین- ونت بوده که بسط یافته علیت گرنجر بوده است و از چهار سناریو مختلف در فرآیند بررسی علیت تشکیل شده است (Hurlin & Venet, 2001, p.7):

الف) عدم علیت همگن: عدم وجود رابطه خطی یا علیت خطی بین x و y در تمامی مقاطع.

عدم علیت با استفاده از معادله زیر به دست می‌آید:

$$E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\alpha_i\right)=E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{x}_{i,t},\alpha_i\right) \qquad (۱-۴) \qquad \forall i\in[1,N]$$

در صورتی که رابطه همزمان این دو متغیر نیز مورد توجه واقع گردد از معادله زیر استفاده خواهد شد.

$$E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\alpha_i\right)=E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{\bar{x}}_{i,t},\alpha_j\right) \qquad (۲-۴)$$

که $\bar{y}_{i,t}=\left(y_{i,-p},\dots,y_{i,0},\dots,y_{i,t-1}\right)'$

و $\bar{\bar{x}}_{i,t}=\left(x_{i,-p},\dots,x_{i,0},\dots,x_{i,t-1},x_{i,t}\right)'$ می‌باشد.

اگر تساوی برقرار باشند، عدم علیت همگن مورد قبول واقع می‌شود. این نتیجه دلالت بر عدم وجود علیت x بر y در کل N مقطع نمونه، و هم‌چنین همگنی خواهد داشت.

ب) علیت همگن: وجود رابطه خطی یا علیت خطی بین x و y در تمامی مقاطع.

$$\forall i \in [1,N] \qquad E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\alpha_i\right) \neq E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{x}_{i,t},\alpha_i\right) \qquad (۳-۴)$$

جهت برقراری رابطه فوق، باید معادله زیر مورد آزمون قرار گیرد:

$$\forall (i,j) \in [1,N] \qquad E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{x}_{i,t},\alpha_i\right) = E\left(y_{j,t}/\bar{y}_{j,t},\bar{x}_{j,t},\alpha_j\right) \qquad (۴-۴)$$

اگر معادلات فوق برقرار باشند، علیت همگن مورد قبول واقع شده و نتیجه این خواهد بود که متغیر x علت y در N مقطع بوده و فرآیند خود رگرسیونی کاملاً همگن است. در این زمینه نیز در صورت در نظر گرفتن رابطه متغیرهای جاری همانند مرحله اول باید عمل گردد.

ج) عدم علیت ناهمگن: در این مورد، فرض می‌شود که حداقل یک و حداکثر N-1 تساوی وجود خواهد داشت.

یعنی:

$$\exists i \in [1,N] \qquad E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\alpha_i\right) = E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{x}_{i,t},\alpha_i\right) \qquad (۵-۴)$$

$$\exists (i,j) \in [1,N] \qquad E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{x}_{i,t},\alpha_i\right) \neq E\left(y_{j,t}/\bar{y}_{j,t},\bar{\bar{x}}_{j,t},\alpha_j\right) \qquad (۶-۴)$$

نتیجه معادلات فوق نیز بیان‌گر این است که، برای حداقل یک مقطع x علت y نیست.

د) علیت ناهمگن: این علیت بیان‌گر شرایطی است که حداقل یک مورد (حداکثر N) یک رابطه علی داشته باشد و برآوردگرها ناهمگن هستند.

یعنی:

$$\exists i \in [1,N] \qquad E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\alpha_i\right) \neq E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{x}_{i,t},\alpha_i\right) \qquad (۷-۴)$$

$$\exists (i,j) \in [1,N] \qquad E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{x}_{i,t},\alpha_i\right) \neq E\left(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t},\bar{\bar{x}}_{i,t},\alpha_j\right) \qquad (۸-۴)$$

نتیجه حاصل از تأیید این معادلات نیز نشان می‌دهد که فرآیند غیرهمگن بوده و هیچ علیت همگنی یافت نشده است اما این موضوع دال بر عدم وجود هیچ علیتی نیست. در واقع ممکن است در یک مقطع چنین علیتی وجود داشته و در دیگری وجود نداشته باشد.

در این پژوهش، صنایع ایران بر اساس طبقه‌بندی بین‌المللی ISIC به ۲۳ فعالیت یا بخش صنعتی تقسیم شده و دوره ۱۳۷۳ الی ۱۳۸۶ نمونه آماری را تشکیل می‌دهند. البته فعالیت مربوط به بازیافت به دلیل تعداد بسیار اندک شرکت‌های فعال در این زمینه و عدم وجود این نوع شرکت‌ها در سال‌های اولیه مورد نظر این پژوهش، از فهرست مذکور حذف شده است.

جهت بنا نهادن یک روش آزمون علیت فرض برثابت بودن β_i بوده و همچنین تعاریف زیر، محدودیت‌های خطی بر ضرایب حاکم می‌باشد. این روش در ۳ گام تعریف می‌گردد:

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^{p} \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \vartheta_{i,k} \qquad (۹-۴)$$

الف) گام اول آزمون فرضیه عدم علیت همگن (HNC) است که براساس آن، صفر بودن یا نبودن میزان β ها در همه وقفه‌ها و مقاطه مورد آزمون قرار می‌گیرد(Hurlin & Venet, 2001, p.7):

$$H_0: \beta_i^{(k)} = 0 \qquad \forall i \in [1, N], \forall k \in [1, P] \qquad (۱۰-۴)$$

$$H_a: \beta_i^{(k)} \neq 0 \qquad \exists (i, k)$$

جهت در نظر گرفتن اثرات همزمان در فرض صفر به جای عدد یک در بازه $[1, P]$ عدد صفر منظور شده و برای آزمون محدودیت‌های خطی از آزمون والد استفاده می‌شود:

$$F_{hnc} = \frac{(RSS_2 - RSS_1)/(NP)}{RSS_1/[NT - N(1+P) - P)} \qquad (۱۱-۴)$$

که RSS_2 نشانه مجموع مربعات خطاهای محدود شده تحت فرض H_0 و RSS_1 مجموع مربعات خطاهای مدل بدون وجود محدودیت (مدل فوق) می‌باشد.

طبق فروض درنظرگرفته شده، اگر اثرات مقطعی α_i ثابت باشند، RSS_1 و RSS_2 با استفاده از روش FE یا حداقل مربعات خطاها با اثرات ثابت به دست می‌آیند. برای نمونه‌های بزرگ (که N و T به بی‌نهایت گرایش یابند)، تحت فروض ارائه شده، F_{hnc} (رابطه

۱۱) به توزیع فیشر با NP و NT-N(1+p)-p درجه آزادی گرایش می‌یابند. اگر تشخیص این آماره معنادار نباشد، عدم علیت همگن مورد قبول واقع می‌شود. این نتیجه دلالت بر عدم وجود علیت x بر y در کل N مقطع نمونه دارد. نتیجه عدم علیت، همگن است.

ب) گام دوم آزمون علیت همگن (HC)

$$H_0 = \beta_i^k = \beta^k \qquad \forall k \in [1,p] \quad \forall i \in [1,N] \qquad (۱۲-۴)$$

$$H_\alpha = \beta_i^k \neq \beta_j^k \qquad \exists k \in [1,p] \quad \exists (i,j) \in [1,N]$$

فرضیه HC دلالت دارد بر این‌که ضرایب وقفه‌های متغیر توضیحی $x_{i,t-k}$ برابر بوده برای هر وقفه k و مخالف صفر است.

$$F_{hc} = \frac{(RSS_3 - RSS_1)/[P(N-1)]}{RSS_1/[NT-N(1+P)-P]} \qquad (۱۳-۴)$$

که RSS_3 برابر با مجموع مربعات خطاها به‌دست آمده از مدل یک در گام اول است درحالتی‌که همگنی برای همه وقفه‌های ضرایب $x_{i,t-k}$ تحمیل می‌شود. در نمونه‌های بزرگ تحت فروض ارائه شده، اگر F_{hc} با درجات آزادی عنوان شده معنادار نباشد، علیت همگن مورد قبول واقع می‌شود و نتیجه می‌گیریم که متغیر x علت y در N مقطع بوده و فرآیند خودرگرسیونی کاملاً همگن است.

ج) گام سوم آزمون عدم علیت ناهمگن (HENC)

اگر علیت همگن (HC) رد شود، بنابراین فرآیند غیرهمگن بوده و هیچ علیت همگنی یافت نشده است اما این موضوع دال بر عدم وجود هیچ علیتی نبوده و ممکن است در یک مقطع چنین علیتی وجود داشته باشد. پس سومین گام، آزمون عدم علیت ناهمگن است (Hurlin & Venet, 2001, p.10).

$$H_0 = \beta_i^k = 0 \qquad \exists i \in [1,N] \quad \forall k \in [1,p] \qquad (۱۴-۴)$$

$$H_\alpha = \beta_i^k \neq 0 \qquad \forall i \in [1,N] \quad \exists k \in [1,N]$$

در این گام برای آزمون فرضیه فوق دو تست در نظر گرفته می‌شود. اولین آزمون برای

هر مقطع بوده ($i=1,\dots,N$). برای هر مقطع صفر بودن تمام ضرایب متغیر توضیحی $x_{i,t-k}$ را می‌آزماییم؛ بنابراین برای هر i فرضیه $\beta_i^k = 0$ را می‌آزماییم.

$$F_{henc}^{i} = \frac{(RSS_{2,i} - RSS_1)/P}{RSS_1/[NT - N(1+2P) + P]} \qquad (۱۵-۴)$$

RSS_1: مجموع مربعات خطاها در مدل ۱ درحالی‌که صفر بودن k ضریب $x_{i,t-k}$ تحمیل می‌گردد البته برای مقطع i.

اگر فرض شود α_i تحت H_0 ثابت است. آزمون دوم بدین مفهوم است که هیچ رابطه علی برای هر زیر گروه مقطع وجود ندارد.

شاخص‌های هر زیرگروه را I_c و I_{nc} تعریف می‌کنیم.

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^{p} \gamma_i^k y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{p} \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \vartheta_{i,k} \qquad (۱۶-۴)$$

$$With \begin{cases} \beta_i^{(k)} \neq 0 & for\ i \in I_c \\ \beta_i^{(k)} = 0 & for\ i \in I_{nc} \end{cases}$$

$$n_c/n_{nc} \to \theta < \infty\ ,\ \begin{matrix} n_c \\ n_{nc} \end{matrix} \to \infty$$

$$F_{henc} = \frac{(RSS_4 - RSS_1)/[Pn_{nc}]}{RSS_1/[NT - N(1+P) - n_c P]} \qquad (۱۷-۴)$$

که RSS_4 مجموع مربعات خطاست درحالی‌که صفر بودن k ضریب متغیر $x_{i,t-k}$ برای n_{nc} از I_{nc} (زیرگروه) تحمیل گردد.

اگر فرضیه فوق مورد قبول واقع شود، دلالت دارد که در یک زیرگروه، متغیر x علت y نیست. بُعد این زیرگروه برابر با n_{nc} است. بنابراین ناهمگنی فرآیند تولید داده‌ها پیامد قبول این فرضیه است و این روابط علی تنها برای اعضای آن زیرگروه اتفاق می‌افتد.

به طور کلی در این گام علیت و عدم علیت ناهمگن هم‌زمان مورد بررسی قرار می‌گیرند. بدین معنی که در قسمت اول این گام ابتدا عدم وجود علیت ناهمگن واکاوی می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر این گام، وجود علیت ناهمگن به اثبات می‌رسد که در تست دوم با جداسازی مقاطع، آزمونی دیگر انجام می‌گیرد. در تست دوم مقاطع به دو دسته تقسیم می‌شوند: دسته اول مقاطعی که عدم علیت ناهمگن آن‌ها به اثبات رسیده و

دسته دوم، مقاطعی که عدم علیت ناهمگن آن‌ها رد شده است. بنابراین دسته دوم را به عنوان یک پانل جداگانه در نظر گرفته و آزمون علیت همگن که در بخش‌های پیشین برای کل داده‌ها انجام شده، این بار تنها برای دسته دوم انجام می‌گیرد و RSS_4 از این طریق به دست می‌آید.

- متغیرهای مورد مطالعه تحقیق:

میزان بهره‌وری واقعی: طبق تعریف مرکز آمار ایران میزان بهره‌وری برابر با نسبت ارزش افزوده به تعداد شاغلان بوده که به عنوان میزان بهره‌وری نیروی کار محسوب می‌گردد. لازم به‌ذکر است که ارزش افزوده اسمی با استفاده از شاخص قیمت‌های تولید تعدیل شده است.

میزان دستمزد واقعی: میزان دستمزد طبق تعریف مرکز آمار ایران، همان جبران خدمات مزد و حقوق‌بگیران است که عبارت است از مزد و حقوق و سایر پرداختی‌ها (پول، کالا و ...) به مزد و حقوق‌بگیران. میزان دستمزد واقعی نیز همانند بهره‌وری واقعی، توسط شاخص قیمت‌ها تعدیل شده است.

نرخ بیکاری: بیکار به تمام افراد ۱۰ ساله و بیش‌تر اطلاق می‌شود که:

- در هفته مرجع فاقد کار باشند (دارای اشتغال مزدبگیری یا خوداشتغالی نباشند).
- در هفته مرجع و یا هفته بعد از آن آماده برای کار باشند (برای اشتغال مزدبگیری یا خوداشتغالی آماده باشند).
- در هفته مرجع و سه هفته قبل از آن جویای کار باشند (اقدامات مشخصی را به‌منظور جستجوی اشتغال مزدبگیری و یا خوداشتغالی به عمل آورده باشند).

افرادی که به دلیل آغاز به کار در آینده و یا انتظار بازگشت به شغل قبلی جویای کار نبوده، ولی فاقد کار و آماده برای کار بوده‌اند نیز بیکار محسوب می‌شوند.

بنابراین نرخ بیکاری طبق تعریف مرکز آمار ایران، از تقسیم تعداد بیکاران در یک دوره بر کل جمعیت فعال اقتصادی کشور به دست می‌آید.

- روش مورد استفاده در پژوهش

روش پژوهش براساس داده‌های ترکیبی خواهد بود که این داده‌ها ترکیبی از داده‌های سری‌های زمانی (سال ۷۳ الی ۸۶) و داده‌های مقطعی (داده‌های ۲۲ رشته صنعتی) می‌باشند.

$$Y_{it} = \alpha + X_{it} + u_{it} \qquad (۱۸-۴)$$

که در آن؛ $i = 1,...N$ و $t = 1,...,T$ و جمله اختلال در مدل به صورت: $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ تعریف می‌گردد و α نیز عدد ثابتی است که در این پژوهش با توجه به نوع داده‌ها با اثرات ثابت در نظر گرفته می‌شود.

۳- داده‌های آزمون دو سویه در بخش صنعت

بررسی رابطه دوسویه دستمزد و بهره‌وری در بخش‌های مختلف صنعتی در چهار مرحله مختلف انجام شده است. هریک از مراحل به ترتیب مورد آزمون قرار گرفته و نتایج آن تحلیل خواهد شد. نکته قابل توجه این که براساس آزمون‌های پایایی داده‌های تابلویی، متغیرهای مربوطه مانا نبوده و به همین دلیل از تغییرات متغیرها جهت آزمون استفاده شده است.

در ادامه برآورد مدل‌ها و میزان آماره‌های مورد نیاز جهت بررسی رابطه دوسویه دستمزد و بهره‌وری ارائه خواهد شد:

گام اول: بررسی عدم علیت همگن

در این گام عدم علیت همگن در کلیه مقاطع (صنایع) مورد آزمون قرار می‌گیرد و جهت اطمینان بیشتر از نتایج داده‌ها، همانند مطالعات میئلا و فوئز از نرخ بیکاری به عنوان متغیر کنترل‌کننده استفاده شده است.

جدول ۵-۱- آزمون عدم علیت همگن

تأخیرات	عدم علیت همگن از بهره‌وری به دستمزد بدون وجود متغیر بیکاری	عدم علیت همگن از دستمزد به بهره‌وری بدون وجود متغیر بیکاری	عدم علیت همگن از بهره‌وری به دستمزد با وجود متغیر بیکاری	عدم علیت همگن از دستمزد به بهره‌وری با وجود متغیر بیکاری
تأخیر (lag) اول	۱.۷۱ *	۳.۴۹	۱.۷۷ *	۳.۵۵
تأخیر (lag) دوم	۱.۲۶ ***	۲.۲۸	۱.۲۹ **	۲.۴۰
تأخیر (lag) سوم	۱.۸۳	۲.۴۶	۱.۶۴۸ *	۲.۵۵

* عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۱)

** عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۵)

*** عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۱)

براساس جدول فوق عدم علیت همگن از دستمزد به بهره‌وری در تمامی تأخیرات (Lag) رد شده است. به عبارت دیگر، بدون توجه به تأخیرات، اثر دستمزد بر بهره‌وری قابل مشاهده بوده و به نظر می رسد وجود متغیر بیکاری نیز اثر چندانی در برآوردهای مربوطه نداشته و از این رو می‌توان نتیجه گرفت که حداقل در یکی از ۲۲ صنعت مورد بررسی دستمزد بر بهره‌وری اثر داشته است اما از طرف دیگر، با انجام آزمون عدم علیت همگن از بهره‌وری به دستمزد می‌توان دریافت که در تأخیرات ۱و ۲ فرضیه صفر یعنی عدم علیت همگن مورد تأیید واقع می‌شود. این موضوع فارغ از وجود یا عدم وجود متغیر بیکاری می‌باشد. به عبارت دیگر متغیر بهره‌وری در دوره پیشین و دو دوره قبل اثری بر متغیر دستمزد جاری نداشته است. در تأخیر سوم نیز با وجود متغیر بیکاری، عدم علیت همگن تأیید و بدون وجود آن، رد می‌شود.

در مجموع می‌توان بیان کرد که با احتمالات عنوان شده در فوق، اثر بهره‌وری بر دستمزد در صنایع ۲۲ گانه مشاهده نشده و یا اثر آن ناچیز بوده اما دستمزد بر بهره‌وری حداقل در برخی صنایع اثر داشته است. ابتدائاً می‌توان نظرات کلاسیک در خصوص اثر بهره‌وری بر دستمزد را رد نمود که علل آن در بخش‌های دیگر بیان خواهد شد. اما جهت اثبات یا رد نظریات دستمزد کارایی نیاز به بررسی و ادامه آزمون می‌باشد.

گام دوم: بررسی علیت همگن

در این مرحله علیت همگن دستمزد و بهره‌وری مورد آزمون قرار می‌گیرد. در مرحله دوم آزمون، علیت همگن میان دو متغیر دستمزد و بهره‌وری مورد بررسی قرار می‌گیرد. البته با توجه به این‌که عدم علیت همگن از بهره‌وری به دستمزد (گام اول) در اغلب تأخیرات مورد تأیید قرار گرفته از این رو در این مرحله تنها علیت همگن از دستمزد به بهره‌وری و همچنین علیت همگن از بهره‌وری به دستمزد در تأخیر سوم (بدون وجود متغیر بیکاری) مورد بررسی و آزمون قرار گرفته است. جدول زیر گویای نتایج این مرحله می‌باشد.

جدول ۵-۲- آزمون علیت همگن

تأخیرات	علیت همگن از بهره‌وری به دستمزد بدون وجود متغیر بیکاری	علیت همگن از دستمزد به بهره‌وری بدون وجود متغیر بیکاری	علیت همگن از بهره‌وری به دستمزد با وجود متغیر بیکاری	علیت همگن از دستمزد به بهره‌وری با وجود متغیر بیکاری
تأخیر (lag) اول	–	۳.۵۳	–	**۳.۶۰**
تأخیر (lag) دوم	–	۲.۳۴	–	**۲.۴۶**
تأخیر (lag) سوم	۱.۸۰	۲.۵۰	–	**۲.۵۹**

* عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۱)

** عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۵)

*** عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۱)

طبق نتایج جدول فوق، علیت همگن از دستمزد به بهره‌وری نیز همانند مرحله پیشین رد می‌گردد. به عبارت دیگر، با وجود رد فرضیه عدم وجود علیت دستمزد به بهره‌وری رد شده در گام اول، فرضیه وجود علیت همگن از دستمزد به بهره‌وری در تمامی صنایع نیز رد گردید و در نتیجه می‌توان دریافت که حداقل در یکی از صنایع دستمزد بر بهره‌وری اثری نداشته است. این اتفاق بدین معناست که در صنایع ایران، رابطه بین دستمزد و بهره‌وری رابطه‌ای پیچیده بوده و میزان اثرگذاری دستمزد بر بهره‌وری از صنعتی به صنعت دیگر متفاوت است اما بهره‌وری بر دستمزد اثر قابل توجهی ندارد و در واقع تغییرات

بهره‌وری موجب تغییر در دستمزد نشده است.

گام سوم: بررسی عدم علیت ناهمگن

در این مرحله میزان RSS برای هریک از مقاطع (۲۲ رشته صنعتی) به طور جداگانه محاسبه می‌شود و در نهایت نتایج بررسی آزمون برای هریک از مقاطع به صورت جداگانه در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۵-۳: نتایج آزمون‌های عدم علیت ناهمگن در سطح ۵ درصد

ردیف	نوع آزمون	عدم علیت ناهمگن از دستمزد به بهره‌وری با وجود متغیر بیکاری			عدم علیت ناهمگن از دستمزد به بهره‌وری بدون وجود متغیر بیکاری			عدم علیت ناهمگن از بهره‌وری به دستمزد بدون وجود متغیر بیکاری
	نام صنعت / تأخیرات	LAG1	LAG 2	LAG 3	LAG 1	LAG 2	LAG3	LAG3
۱	مواد غذایی وآشامیدنی	۳۱	۲۰	-۲۲	۳۰	۲۰	۲۰	۲۹
۲	توتون و تنباکو -سیگار	۳۰	۲۰	-۲۲	۲۹	۱۹	۲۰	۲۷
۳	منسوجات	۱۷	۱۶	-۲۱	۱۷	۱۵	۱۸	۲۹
۴	پوشاک	۳۵	۲۲	-۲۳	۳۰	۲۱	۲۱	۲۹
۵	دباغی وعمل آوردن چرم	۳۵	۲۲	-۲۳	۳۳	۲۱	۲۱	۲۹
۶	چوب ومحصولات چوبی وچوب پنبه	۳۵	۲۲	-۲۳	۳۴	۲۱	۲۱	۲۹
۷	کاغذ ومحصولات کاغذی	۳۴	۲۱	-۲۳	۳۲	۲۱	۲۱	۲۹
۸	انتشار وچاپ و تکثیر رسانه‌های چاپ شده	۳۴	۲۱	-۲۳	۳۳	۲۱	۲۱	۲۷
۹	ذغال کک -پالایشگاه‌های نفت	۳۲	۲۰	-۲۲	۳۰	۲۰	۲۰	۹
۱۰	مواد ومحصولات شیمیایی	۹	۱۲	-۲۱	۸	۱۲	۱۶	۲۳
۱۱	محصولات لاستیکی وپلاستیکی	۳۳	۲۱	-۲۳	۳۱	۲۰	۲۱	۲۹
۱۲	سایر محصولات کانی غیرفلزی	۳۳	۲۱	-۲۳	۳۲	۲۱	۲۱	۲۹
۱۳	فلزات اساسی	۴.۱۲-***	۱۰	-۲۰	۴.۵-***	۹	۱۶	۲۸
۱۴	محصولات فلزی فابریکی	۲۹	۲۰	-۲۲	۲۸	۱۹	۲۰	۲۹
۱۵	ماشین آلات وتجهیزات طبقه‌بندی نشده	۲۸	۱۹	-۲۳	۲۷	۱۹	۲۰	۲۹
۱۶	ماشین آلات اداری وحسابگر ومحاسباتی	۳۵	۲۲	-۲۳	۳۴	۲۱	۲۱	۲۶
۱۷	تولید ماشین آلات و دستگاه‌های برقی	۳۱	۲۰	-۲۳	۳۰	۲۰	۲۰	۲۹
۱۸	رادیو و تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی	۳۵	۲۲	-۲۳	۳۳	۲۱	۲۱	۲۴
۱۹	ابزار پزشکی و ابزار اپتیکی	۳۵	۲۲	-۲۳	۳۴	۲۱	۲۱	۲۹
۲۰	وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر	-۷۵	-۲۷	-۱۵	-۷۵	-۲۷	۱-*	۲۳
۲۱	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۲۷	۱۹	-۲۱	۲۶	۱۸	۱۹	۲۲
۲۲	مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده	۳۵	۲۲	-۲۳	۳۴	۲۱	۲۱	۲۹

* عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۱)

** عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۵)

*** عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۱)

در این گام، براساس جدول فوق می‌توان نتیجه گرفت که عدم علیت ناهمگن از دستمزد به بهره‌وری در اغلب مقاطع(صنایع) رد می‌شود بدین معنی که بین مقاطع یا صنایع مختلف علیتی از دستمزد به بهره‌وری وجود دارد اما این علیت ناهمگن می‌باشد. در این بین تنها دو صنعت بزرگ وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر و همچنین فلزات اساسی از این قاعده مستثنی هستند. به طوری که در این صنایع و در برخی تأخیرات عدم علیت مورد تأیید قرار گرفته است. این عدم علیت می‌تواند به دلیل بزرگ بودن صنایع و عدم ایجاد انگیزه کافی جهت افزایش بهره‌وری باشد.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این بخش به خلاصه‌ای از یافته‌های پژوهش حاضر اشاره شده و سپس نتایج حاصل از آن مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت:

- آزمون دوسویه دو متغیر دستمزد و بهره‌وری در بخش صنعت ایران انجام شده است.
- با استفاده از این آزمون، نظریات دستمزد کارایی (به عنوان تأیید کننده اثر دستمزد بر بهره‌وری) و نظریات متعارف (به عنوان تأیید کننده اثر بهره‌وری بر دستمزد) در بخش صنایع کارخانه‌ای ایران مورد بررسی قرار گرفته است.
- روش مورد استفاده در این پژوهش آزمون علیت هورلین-ونت بوده که برای داده‌های تابلویی همگن با ضرایب ثابت می باشد.
- داده‌های مورد استفاده نیز از مرکز آمار ایران (آمار مربوط به صنایع ایران با ۵۰ نفر کارکن و بیشتر) و براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ تهیه گردید.

باتوجه به تأیید ناهمگنی علیت از دستمزد به بهره‌وری در آزمون‌های فوق می‌توان نتیجه گرفت که اثر دستمزد بر کارایی(بهره‌وری) در بین صنایع مختلف، متفاوت می‌باشد. به عبارت دیگر علیت از دستمزد به بهره‌وری غیرقابل انکار بوده اما وجود یک رابطه یکسان بین صنایع مختلف رد شده و در حقیقت اثر دستمزد بر بهره‌وری محرز و تایید شده بوده اما اثرات مذکور از صنعتی به صنعت دیگر تغییر می‌نماید. به عنوان مثال افزایش یک درصد دستمزد در صنایع کارخانه‌ای ایران اثرات متفاوتی بر بهره‌وری داشته به طوری که

ممکن است در برخی صنایع، منجر به افزایش بیش از یک درصد در بهره‌وری و یا کمتر از یک درصد یا مساوی یک‌درصد در بهره وری گردد؛ اما نکته مهم اثرگذاری حتمی این افزایش می‌باشد. این مسئله در تصمیم‌گیری‌های دولت جهت اجرای سیاست‌های افزایش بهره‌وری و سنجش میزان اثرات آن بسیار مهم و حیاتی خواهد بود. اما نکته بسیار مهم در این بین عدم وجود علیت از بهره‌وری به دستمزد می‌باشد. در واقع تغییرات بهره‌وری منجر به تغییرات زودهنگام دستمزد نشده و به بیان دیگر، با تغییرات بهره‌وری نمی‌توان انتظار تغییرات قابل توجه در دستمزدها را داشت. یکی از دلایل این امر را می‌توان تعیین دستمزد و ایجاد محدودیت‌های مربوط به آن در خارج از بنگاه دانست. در واقع تغییرات دستمزدی نه با تغییرات بهره وری که به دلیل تغییرات در نگرش سیاستمداران، نرخ تورم و تغییر در سیاست‌گذاری‌های کلان کشور بوده و کمتر ناشی از افزایش یا کاهش در بهره‌وری نیروی کار می‌باشد. همچنین در صورت اثر بهره وری بر دستمزد، این اثر نه در کوتاه‌مدت بلکه حداقل در میان مدت و با تأخیر سه دوره اتفاق می‌افتد. اما در طرف دیگر اثر دستمزد بر بهره‌وری که برگرفته از واکنش‌های نیروی کار بوده حاکی است که افزایش یا کاهش در دریافتی‌های نیروی کار، انگیزه‌های فردی و گروهی آنها را در فعالیت‌ها تغییر می‌دهد.

بدین‌ترتیب، می‌توان عنوان نمود که در صنایع ۵۰ نفر کارکن و بیشتر در کشور ایران، تئوری‌های دستمزد کارائی مورد تایید قرار گرفته هرچند که اثر دستمزد بر بهره‌وری در صنایع مختلف و با توجه به شرایط هر صنعت متفاوت بوده است. در این میان، تنها دو صنعت فلزات اساسی و صنایع موتوری، تریلر و نیم تریلر از این قاعده مستثنی می‌باشند.

منابع

۱. گجراتی، دامور(۱۳۸۷)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، تهران، ویرایش دوم.

۲. عبادی، جعفر(۱۳۷۱)، مباحثی در اقتصاد خرد (بازارها ، تعادل عمومی و اقتصاد

رفاه)، انتشارات سمت، تهران، ویرایش اول.

۳. ملکی، فرهاد (۱۳۸۶)، بررسی نظریات دستمزد-کارایی(مطالعه موردی ایران)، علامه طباطبایی.

۴. سوری، علی (۱۳۸۵)، «تفاوت دستمزدهای دولتی و خصوصی در کارگاههای بزرگ صنعتی بر مبنای نظریه دستمزد کارایی»، مجله تحقیقات اقتصادی، مهر و آبان ۱۳۸۵، شماره ۷۵: ۱۳۱-۱۴۹

۵. مرکز آمار ایران، www.amar.org.ir_

۶. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، www.cbi.ir

7. Campbell III, Carl. M. (1994); *"wage Change and the Quit Behavior of Workers: Implications for Efficiency Wage Theory"*, Southern Economic Journal, Vol.61, No.1 , Pp.133-148

8. Cappelli, Peter; Chauvin, Keith (1991); *"An Interplant Test of the Efficiency Wage Hypothesis"*, Quarterly Journal of Economics, Vol.106, No.3, Pp. 769-787

9. Carmicheal, H. L. (April 1990); *"Efficiency Wage Models of Unemployment - one View"*, Economic Inquiry, Vol. XXVIII, Pp.269-295

10. Croix, David de la; Palm, F.; Urbain J.P. (2000); *"LAbour Market Dynamics When Effort Deponds on Wage Growth Comparisons"*, Empirical Economics, No.25, Pp.393-419

11. Dietrich, A.(2009); *"Does Growth Cause Structural Change, or Is it the other Way Round?"*, Jena Economic Research Papers, Vol.2009-034

12. Fuess, S. M.; Millea, M. (2001); *"Pay and Productivity in Corporatist Economy: Evidence from Austria"*, IZA Discussion Paper, No.244

13. Fuess, S. M.; Millea, M. (2002); *"Do Employers Pay Efficiency Wages? Evidence from Japan"*, Journal of Labour Research, Vol. XXIII, No.2, Pp.279-292

14. Fuess, S. M.; Millea, M. (2006); *"Pay and Productivity in Corporatist Germany"*, Journal of Labour Research, Vol.27, No.3, Pp.397-409

15. Hood, M.V.; Kidd, Q.; Morris I.L. (2008); *"Two Sides of the Same Coin? Employing Granger Causality Tests in a Time Series Cross-Section Framework"*, Plitical Analysis 16, Pp. 324-344

16. Huang T.L.; Hallam A.; Orazem P.F.; Paterno E.M.(1998); *"Empirical tests of efficiency wage models"*, Economica, London School of Economic and Political Science, Vol.65, Pp.125-143

17. Hurlin, C.; Venet, B.(2001); *"Granger Causality Tests in Panel Data*

Models with Fixed Coefficient", Mimeo, University Paris IX

18. Katz, L. F. (1986 (b)); *"Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation"*, NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, Mass

19. Khalili Araghi; M. & Souri (2006); *"A test of efficiency wage model for iran's economy"*, Iranian economic review, Vol.10 , No.17, Fall 2006

20. Krueger, A.; Summerls, L. H. (1988); *"Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure"*, Econometrics, Vol. 56, No. 2

21. Lang, K.; Kahn, S. (1990); *"Efficiency Wage Models of Unemployment-a Second View*", Economic Inquiry, Vol. XXVIII, Pp.269-295

22. Millea, M.(2002); *"Disentangling the Wage-Productivity Relationship: Evidence from Select OECD Member Countries"*, IAER, Vol.8, No.4

23. Summerls, L. H. (1988); *"Efficiency Wages, Labor Relations and Full Employment"*, AEA Papers and Proceeding, Vol.78, No.2

24. Walsh, P. P.; Konings, J. (1994); *"Evidence of Efficiency Wage Payments in UK Firm Level Panel Data"*, The Economic Journal, Vol.104, No.424, Pp.542-555

25. Yang, S. P. & DeBeaumont, R. (2010); *"Pay as Incentive or Pay as Reward? The Case of Taiwan"*, Journal of Asian Economics, Vol.21, Pp. 76-86

26. Yellen, J. (1984); *"Efficiency wage models of unemployment"*, American Economic Review Proceedings, Vol.74, Pp.200-205

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی