

بررسی رابطه دوسویه دستمزد و بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران

علی محمدی‌خواه^۱

تیمور محمدی^۲

حسن طائی^۳

تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۱/۲۵

تاریخ دریافت: ۹۱/۴/۹

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- وینت مورد سنجش قرار گیرد. آزمون مذکور به عنوان آزمون بسط یافته‌ی 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 حالی که 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 نه تنها 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-وینت

طبقه بندی JEL: C33, L60, J24, J31

Email: ali.mohamadi.khah@hotmail.com

Email: mohammadi@atu.ac.ir

Email : taee@atu.ac.ir- taee.ha@gmail.com

۱. دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبائی

۲. عضو هیات علمی دانشگاه علامه طباطبائی

۳. عضو هیات علمی دانشگاه علامه طباطبائی

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 نگریده‌اند. 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^۱، کیتس^۲ و استیگلتز^۳ مورد آزمون قرار گرفته و سپس توسط گروه زیادی از محققان بازنگری شده است اما طبق مقالات انتقادی از جمله مقاله کارمایکل^۴ مدل‌های مذکور با وجود این که 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 هر یک 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^۵ گسترش یافته

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

گرنجر که توسط هورلین و ونت^۱ ارائه شده، جهت تبیین رابطه دستمزد و کارایی در صنایع ایران استفاده شده است.

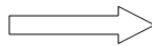
۲- مبانی نظری تحقیق

همانگونه که پیشتر عنوان گردید، رابطه دستمزد و بهره‌وری از سه دیدگاه مختلف قابل بررسی بوده که در این بخش به مبانی نظری هر یک 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).

$$\text{Max } U = (Y, H)$$



$$\frac{\partial U / \partial H}{\partial U / \partial Y} = MRS_{Y \rightarrow H} = W \quad (1-2)$$

$$\text{s.t. } 24W = Y + WH$$

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 ($MRS_{Y \rightarrow H}$) 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:

$$\pi = P \cdot Q - WL = P \cdot f(L) - WL \quad (2-2)$$

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.

در این نظریات برای این که 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 درآمدهای حاصل از فروش محصول، به دست آمده از استخدام یک واحد اضافی نیروی کار گردد. یعنی:

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

$$P \cdot MP_L - W = 0 \rightarrow P \cdot MP_L = W \quad (۴-۲)$$

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^۱ مطرح گردید که به مدل تغذیه مشهور بوده است (ملکی، ۱۳۸۶). در ادامه به مبانی نظری این مدل‌ها اشاره خواهد شد:

یلن^۲ مدل دستمزد کارایی را با تابع تولید کوتاه مدت و فرض این که بنگاه در شرایط رقابتی کامل قرار دارد، آغاز می‌کند:

$$Q = a \cdot f(e(W) \cdot L) \quad (۵-۲)$$

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

1. Leibenstein
2. Janet L. Yellen

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

$$\max P.af(e(W).L)-W.L \quad (۶-۲)$$

حل معادله فوق نتایج زیر را به دست می‌دهد:

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

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

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 به طوری که 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 به طوری که 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 جوک^۱

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:

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

$$F_{y,x} = F_{x \rightarrow y} + F_{y \rightarrow x} + F_{y,x} \quad (۹-۲)$$

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

که α ها بردارهای ضرایب هستند و η_{1t} خطای پیش‌بینی تصادفی با واریانس ϑ_1^2

می‌باشد.

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

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

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

$$F_{x \rightarrow y} \equiv \log\left(\frac{\vartheta_2^2}{\vartheta_1^2}\right) \quad (۱۲-۲)$$

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

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

ویژگی منحصر به فرد این روش، در محاسبه اثرات همزمان دستمزد و کارایی می‌باشد

که در فرمول زیر ارائه شده و سپس میزان آن محاسبه خواهد شد.

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

$$F_{y,x} \equiv \log\left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_5^2}\right) \quad (۱۴-۲)$$

که $\text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_i^2$ 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 علیت جوک، می‌توان اثرات دوره‌های گذشته دو متغیر و همچنین اثرات همزمان آن‌ها بر یکدیگر را مورد بررسی قرار داد.

۲-۳-۲- آزمون علیت هورلین-ونت^۱

آزمون دیگری که از آن می‌توان برای بررسی علیت و اثرات دوسویه دو متغیر استفاده نمود، آزمون علیت هورلین-ونت می‌باشد. در این بخش، ابتدا مسائل پیش روی مدل در صورت استفاده از داده‌های تابلویی بیان شده و سپس به تفاوت‌های مهم علیت هورلین-ونت و علیت گرنجر به اختصار اشاره می‌گردد و در نهایت خلاصه مبانی نظری آزمون مربوطه ارائه خواهد شد.

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

۱- پراکندگی مقاطع که ناشی از تفاوت در عرض از مبداهاست و با مدل‌های اثر ثابت معرفی می‌شوند.

۲- مسئله دوم ناهمگنی در تک تک واحدها می‌باشد که بسیار مشکل‌سازتر از گزینه اول است. در کارهای جدید به مسئله دوم توجه شده در حالی که قبلاً از این موضوع صرف نظر می‌شد. هورلین و ونت جهت ارزیابی این دو مسئله روشی خاص پیشنهاد نموده‌اند. معادله زیر به عنوان معادله اصلی آزمون مفروض است

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^p \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \vartheta_{i,k} \quad (15-2)$$

لازم به ذکر است که روش هورلین-ونت دو تفاوت عمده با علیت گرنجری

عادی داشته که به شرح زیر است:

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

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

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 و Y 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 علی داشته باشد و برآورد گرهای 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 و نقل، 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 به طوری که 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 ۱ در مقاله‌ای تحت عنوان «یک آزمون بین کارخانه‌ای برای فرضیه دستمزد کارایی ۲» به بررسی الگوی کم کاری 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 کم کاری کارگران نیز کمتر خواهد بود.

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

- هم چنین کیفیت ارتباط بین مدیران کارخانه‌ها و اتحادیه‌های محلی نیز تأثیر مهمی بر روی میزان کم کاری داشته‌اند. چراکه هرچه ارتباط بین اتحادیه‌ها و مدیران کارخانه‌ها قوی تر باشد، میزان حمایتی که اتحادیه‌ها می‌توانند از کارگران نمایند نیز افزایش یافته و در نتیجه، احتمال اخراج کارگران در صورت شناسایی حین کم کاری 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.

$$W_{it} = X_{it}\beta_i + \alpha + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1-3)$$

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 و ساخت کیف، چمدان، زین، یراق و تولید کفش، تولید چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه، ساخت کالا از نی و مواد حصیری، تولید سایر محصولات 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 در خصوص دستمزد و کارایی و رابطه مثبتی 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 این که مدل‌ها سازگار با دستمزدهای تسویه‌کننده غیربازاری (دستمزدهایی که توسط عوامل غیربازاری به نقطه تسویه بازار می‌رسند) هستند ولی این که این دستمزدها با تغییرات عرضه و تقاضا نیز چسبیده 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. زمانی که 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 این که 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، میلنا 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 جوک برای آزمون دوسویه دستمزد و بهره‌وری به کار گرفته شده و از آنجایی که هریک از کشورها دارای ساختار بازار کار 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:

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

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 ناپایبی برخی سری‌ها بوده و از این رو، جهت ایجاد پایایی، تفاضل مرتبه اول به کار رفته به طوری که در واقع مقادیر مذکور نشان‌گر تغییرات دستمزد و بهره‌وری می‌باشند.

طبق برآوردهای نقطه‌ای (برآورد سراسری مرتبط با هر دو 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} در معادله، واریانس خطای پیش‌بینی pay^*_t تنها ۱.۳ درصد نسبت به حالتی که prd^*_{t-s} وجود نداشته، کاهش می‌یابد. علاوه بر این بازخورد تغییرات دستمزد (pay^*) به بهره‌وری (prd^*) نیز رقم ناچیز (۲.۲ درصد) بوده و هم‌چنین رابطه هم‌زمان تغییرات این دو متغیر (۱.۲ درصد) 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).

فوسس و میلیئا در بهار سال ۲۰۰۲ مقاله دیگری تحت عنوان «آیا کارفرمایان

دستمزدهای کارا می‌پردازند؟» با مطالعه موردی کشور ژاپن و برای دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۷۵ منتشر 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 این که 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 کپی برداری 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-ونت

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^۱ و رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه مورد آزمون قرار گرفته است. کشورهای مورد بررسی ۱۶ کشور افریقای 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 به طوری که تنها ۵ تا ۷ کشور دارای چنین رابطه علی 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 حالی که 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-سری زمانی» که توسط هود، کید و موریس^۲ 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 به دست آمده است:

1. Financial Deepening

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

تعداد سیاه‌پوستان ثبت نام‌کننده جهت رای‌گیری

کل تعداد افراد ثبت نام‌کننده برای رای‌گیری

قدرت GOP به عنوان دومین شاخص که توسط دیوید (۱۹۷۲) بسط داده شده، عبارت است از ترکیب درصد آرای عمومی کاندیداهای جمهوری خواهان 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^۱ به تحرک سیاه‌پوستان علیتی ناهمگن بوده به طوری که در ایالت‌های میانی جنوب آمریکا 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^۲ انجام گرفته است. وی معتقد است در توسعه اقتصادی، تغییرات ساختاری^۳ 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 آمریکا 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 تأیید 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:

$$\forall i \in [1, N] \quad E(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t}, \alpha_i) = E(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t}, \bar{x}_{i,t}, \alpha_i) \quad (1-4)$$

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

$$E(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t}, \alpha_i) = E(y_{i,t}/\bar{y}_{i,t}, \bar{x}_{i,t}, \alpha_j) \quad (2-4)$$

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

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

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.

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

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

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

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 می شود که حداقل یک و حداکثر $N-1$ تساوی وجود خواهد داشت.

یعنی:

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

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

نتیجه معادلات فوق نیز بیان گر این است که، برای حداقل یک مقطع x علت y نیست. **د) علیت ناهمگن:** این علیت بیان گر شرایطی است که حداقل یک مورد (حداکثر N) یک رابطه علی داشته باشد و برآورد گرها ناهمگن هستند.

یعنی:

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

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

نتیجه حاصل از تأیید این معادلات نیز نشان می دهد 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 بر ثابت بودن β_i بوده و همچنین تعاریف زیر، محدودیت‌های خطی بر ضرایب حاکم می‌باشد. این روش در ۳ گام تعریف می‌گردد:

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^p \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \vartheta_{i,k} \quad (9-4)$$

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

$$H_0: \beta_i^{(k)} = 0 \quad \forall i \in [1, N], \forall k \in [1, P] \quad (10-4)$$

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

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:

$$F_{hnc} = \frac{(RSS_2 - RSS_1) / (NP)}{RSS_1 / [NT - N(1+P) - P]} \quad (11-4)$$

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 در نظر گرفته 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 نمونه-های 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 می یابند. اگر تشخیص این آماره معنادار نباشد، عدم علیت همگن مورد قبول واقع می شود. 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)

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

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

فرضیه HC دلالت دارد بر این که ضرایب وقفه های متغیر توضیحی $X_{i,t-k}$ برابر بوده برای هر وقفه k و مخالف صفر است.

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

که RSS_3 برابر با مجموع مربعات خطاها به دست آمده از مدل یک در گام اول است درحالی که همگنی برای همه وقفه های ضرایب $X_{i,t-k}$ تحمیل می شود. در نمونه های بزرگ تحت فرض ارائه شده، اگر F_{hc} با درجات آزادی عنوان شده معنادار نباشد، علیت همگن مورد قبول واقع می شود و نتیجه می گیریم که متغیر X علت Y در N مقطع بوده و فرآیند خودرگرسیون 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).

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

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

در این گام برای آزمون فرضیه فوق دو تست در نظر گرفته می شود. 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.

$$F_{henc}^i = \frac{(RSS_{2,i} - RSS_1)/P}{RSS_1/[NT - N(1+2P) + P]} \quad (15-4)$$

RSS_1 : مجموع مربعات خطاها در مدل ۱ در حالی که 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 زیر گروه را I_c و I_{nc} تعریف می‌کنیم.

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^p \gamma_i^k y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^p \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \vartheta_{i,k} \quad (16-4)$$

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

$$n_c/n_{nc} \rightarrow \theta < \infty, \quad n_c \rightarrow \infty$$

$$F_{henc} = \frac{(RSS_4 - RSS_1)/[Pn_{nc}]}{RSS_1/[NT - N(1+P) - n_c P]} \quad (17-4)$$

که RSS_4 مجموع مربعات خطاست در حالی که صفر بودن k ضریب متغیر $X_{i,t-k}$ برای n_{nc} از I_{nc} (زیر گروه) تحمیل گردد.

اگر فرضیه فوق مورد قبول واقع شود، دلالت دارد که در یک زیر گروه، متغیر X علت Y نیست. بُعد این زیر گروه برابر با n_{nc} است. بنابراین ناهمگنی فرآیند تولید داده‌ها پیامد قبول این فرضیه است و این روابط علی تنها برای اعضای آن زیر گروه 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 و اکاوی می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر این گام، وجود علیت ناهمگن به اثبات می‌رسد که در تست دوم با جداسازی مقاطع، آزمون دیگری انجام می‌گیرد. در تست دوم مقاطع به دو دسته تقسیم می‌شوند: دسته اول مقطعی که عدم علیت ناهمگن آن‌ها به اثبات رسیده و

دسته دوم، مقطعی 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 به ذکر 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 به منظور 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.

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + u_{it} \quad (18-4)$$

که در آن؛ $i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$ 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 میثلا و فوئز از نرخ بیکاری به عنوان متغیر کنترل‌کننده استفاده شده است.

جدول ۵-۱- آزمون عدم علیت همگن

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

* عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۱)

** عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۵)

*** عدم رد فرضیه صفر (درصد خطای ۰.۰۱)

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 می‌رسد 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 ۱ و 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 این که 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
		LAG 1	LAG 2	LAG 3	LAG 1	LAG 2	LAG 3	
	نام صنعت							
	تأخیرات							
۱	مواد غذایی و آشامیدنی	۳۱	۲۰	۲۲-	۳۰	۲۰	۲۹	۲۹
۲	توتون و تنباکو - سیگار	۳۰	۲۰	۲۲-	۲۹	۱۹	۲۷	۲۷
۳	منسوجات	۱۷	۱۶	۲۱-	۱۷	۱۵	۲۹	۲۹
۴	پوشاک	۳۵	۲۲	۲۳-	۳۰	۲۱	۲۹	۲۹
۵	دباجی و عمل آوردن چرم	۳۵	۲۲	۲۳-	۳۳	۲۱	۲۹	۲۹
۶	چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه	۳۵	۲۲	۲۳-	۳۴	۲۱	۲۹	۲۹
۷	کاغذ و محصولات کاغذی	۳۴	۲۱	۲۳-	۳۲	۲۱	۲۹	۲۹
۸	انتشار و چاپ و تکثیر رسانه‌های چاپ شده	۳۴	۲۱	۲۳-	۳۳	۲۱	۲۷	۲۷
۹	ذغال کک - پالایشگاه‌های نفت	۳۲	۲۰	۲۲-	۳۰	۲۰	۹	۹
۱۰	مواد و محصولات شیمیایی	۹	۱۲	۲۱-	۸	۱۲	۲۳	۲۳
۱۱	محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۳۳	۲۱	۲۳-	۳۱	۲۰	۲۹	۲۹
۱۲	سایر محصولات کانی غیر فلزی	۳۳	۲۱	۲۳-	۳۲	۲۱	۲۹	۲۹
۱۳	فلزات اساسی	۴.۱۲-***	۱۰	۲۰-	۴.۵-***	۹	۲۸	۲۸
۱۴	محصولات فلزی فابریکی	۲۹	۲۰	۲۲-	۲۸	۱۹	۲۹	۲۹
۱۵	ماشین آلات و تجهیزات طبقه بندی نشده	۲۸	۱۹	۲۳-	۲۷	۱۹	۲۹	۲۹
۱۶	ماشین آلات اداری و حساسگر و محاسباتی	۳۵	۲۲	۲۳-	۳۴	۲۱	۲۶	۲۶
۱۷	تولید ماشین آلات و دستگاه‌های برقی	۳۱	۲۰	۲۳-	۳۰	۲۰	۲۹	۲۹
۱۸	رادیو و تلویزیون و دستگاهها و وسایل ارتباطی	۳۵	۲۲	۲۳-	۳۳	۲۱	۲۴	۲۴
۱۹	ابزار پزشکی و ابزار اپتیکی	۳۵	۲۲	۲۳-	۳۴	۲۱	۲۹	۲۹
۲۰	وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر	۷۵-	۲۷-	۱۵-	۷۵-	۲۷-	۲۳	۲۳
۲۱	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۲۷	۱۹	۲۱-	۲۶	۱۸	۲۲	۲۲
۲۲	مبلمان و مصنوعات طبقه بندی نشده	۳۵	۲۲	۲۳-	۳۴	۲۱	۲۹	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 و 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 می‌باشد.
- 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 تأیید 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 یک درصد در بهره‌وری 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 زود هنگام 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 بهره‌وری 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 بهره‌وری بر دستمزد، این اثر نه در کوتاه مدت 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.

بدین ترتیب، 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 طباطبائی.
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 Depends 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