مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۵۸ و ۵۹، ص. ۵۵-۱۰۴.

بررسی سهم عوامل اقتصادی در نوسان‌های دستمزد، بهره‌وری و بیکاری

نویسنده: دکتر محسن مهرآرا●

چکیده

در این مقاله، با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی، تجزیه‌های واریانس (VDCs) و توابع واکنش آنی (IRFs) تعامل میان متغیرهای دستمزد، بهره‌وری و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی می‌نماییم. در مجموع، نتایج حاصله دلالت بر آن دارند که نظریه‌های نئوکلاسیک به تنهایی نمی‌توانند حقایق موجود در بازار کار اقتصاد ایران را توضیح دهند و تشخیص دوگانگی بازار کار برحسب بخش رسمی و غیررسمی برای فهم نوسان‌های نرخ بیکاری، عرضه و تقاضای نیروی کار و همچنین سیاست‌گذاری‌های مربوطه بسیار اساسی است. استفاده مؤثر از بخش غیررسمی برای ایجاد اشتغال و درآمد و توجه بیشتر به بهره‌وری در بخش رسمی یا مدرن برای حصول به هدف کاهش نرخ بیکاری و هم زمان افزایش قدرت رقابت‌پذیری بخش مدرن ضروری است.

۱. مقدمه

دستمزدها از مهم‌ترین ساز و کارهای ایجاد تعادل در بازار کار به شمار می‌روند. در صورت عدم انعطاف‌پذیری دستمزد، خواه به دلیل چسبندگی‌های اسمی و حقیقی یا اطلاعات ناقص، به دنبال

● محقق مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی

تکانه‌های وارد بر این بازار، عدم کارآیی‌های اقتصادی و افزایش بیکاری اجتناب‌ناپذیر خواهد بود. اگر دستمزد در مقابله با تکانه‌های اقتصادی تعدیل نگردد، بهره‌وری نیروی کار باید خود را با شرایط ایجاد شده تطبیق دهد و بار تعدیل را به عهده گیرد. معمولاً انحرافات دستمزد نسبت به بهره‌وری نیروی کار و به طور کلی انحرافات قیمتی، یکی از خصوصیات بارز اقتصاد کشورهای در حال توسعه تلقی می‌گردد. در این مطالعه، می‌خواهیم به این موضوع بپردازیم که انحرافات دستمزد (در بخش اولیه یا حمایت شده) تا چه اندازه با اهمیت تلقی شده و بهره‌وری نیروی کار و بیکاری هر یک چه سهمی از نوسان‌های دستمزدها را توضیح می‌دهند.

دیدگاه‌های مکاتب مختلف اقتصادی در خصوص عدم تعادل بازار کار متفاوت است. مکتب کلاسیک‌ها و همچنین طرفداران مکتب جدید ادوار تجاری حقیقی، قایل به انعطاف‌پذیری دستمزد و تعادل در بازار کار می‌باشند. به اعتقاد این گروه، تغییرات اشتغال در طول ادوار تجاری، رفتار عرضه نیروی کار در واکنش به نوسان‌های دستمزدهای حقیقی را منعکس می‌کند، و بدین روی، بیکاری مشاهده شده ارادی است. در مقابل، کینزی‌ها قایل به چسبندگی دستمزدهای اسمی یا حقیقی، و در نتیجه، عدم تعادل‌های طولانی در بازار کار (و کالا) می‌باشند. بدین ترتیب، تغییرات اشتغال در طول ادوار تجاری نیز از طریق تغییرات موجودی بیکاران محقق می‌گردد. مبانی نظری و تجربی وسیعی در خصوص دوره‌های عدم تعادل طولانی در بازار کار و چسبندگی دستمزدهای اسمی و حقیقی وجود دارد. به علاوه، کینزی‌های جدید، چسبندگی اسمی دستمزدها را مبتنی بر رفتار بهینه‌یابی آحاد اقتصاد توجیه می‌کنند. نظریه‌های چسبندگی دستمزدهای حقیقی، شامل قراردادهای تلویحی[1]، اتحادیه‌های نیروی کار[2]، کارگران داخل اتحادیه و خارج اتحادیه[3] و دستمزد کارآیی[4] می‌باشند. چسبندگی اسمی دستمزدها نیز مبتنی بر رویکرد قراردادهای همپوش و نظریه‌های چسبندگی اسمی در بازار کالا توضیح داده می‌شوند. به علاوه، برخی شواهد تجربی مانند نرخ‌های بیکاری بالا در کشورهای اروپایی در طول دهه ۱۹۸۰ حاکی از آن بود که این نرخ‌ها قادر به تعدیل نرخ رشد دستمزدها و قیمت‌ها به طرف پایین نیستند. به عبارت دیگر، نرخ‌های بیکاری جاری، پس از مدتی،

1. Implicit Contracts
2. Labour Unions
3. Insider-Outsider Theory
4. Efficiency Wage

به نرخ بیکاری تعادلی تبدیل می‌شوند. بدین روی، در متون کینزی‌های جدید، یک مبنای نظری برای توضیح پدیده مذکور که به اثرات خود وابستگی[1] شهرت یافت، ارائه گردید. مطابق این نظریه، بیکاری تعادلی تحت تأثیر دوره‌های طولانی رکود و بیکاری در گذشته تعیین می‌گردد.

در متون تجربی، معمولاً انعطاف‌پذیری دستمزدهای حقیقی برحسب رابطه تعادلی بلندمدت یا هم انباشتگی[2] میان این متغیر و بهره‌وری نیروی کار تعریف می‌شود (نیموئن، ۱۹۹۲). دستمزد مانند هر قیمت دیگری نقش اطلاع‌رسانی مهمی را ایفا می‌کند. در واقع، دستمزد باید بهره‌وری واقعی نیروی کار را منعکس سازد و انحرافات دستمزد از بهره‌وری واقعی نیروی کار، عدم کارآیی اقتصادی و کاهش اشتغال را به دنبال می‌آورد. اگر به جای بهره‌وری، ترتیبات قانونی و نهادی دیگری تعیین‌کننده دستمزدهای حقیقی باشد، آن گاه دستمزدها قادر نخواهند بود اثرات تکانه‌های خارجی را خنثی کنند، و بدین ترتیب، بار تعدیل نسبت به تکانه اقتصادی بر دوش بهره‌وری و اشتغال خواهد بود.

در بخش دوم، نظریه‌های مختلف چسبندگی‌های اسمی و حقیقی در بازار کار را مطالعه می‌نماییم. در بخش سوم، متون تجربی الگوهای تصحیح خطا در بازار کار را مرور خواهیم کرد. این الگوها صراحتاً برحسب عدم تعادل دستگاه تصریح شده و مطابق سازوکارهای تصحیح خطا، متغیر کنترل (دستمزد) نسبت به عدم تعادل (نرخ بیکاری یا انحراف دستمزد از مقدار مطلوب آن) تعدیل می‌گردد. در بخش چهارم، تعامل میان دستمزدها، بهره‌وری و نرخ بیکاری را در اقتصاد ایران با استفاده از روش‌های هم انباشتگی و تجزیه‌های واریانس و توابع واکنش آنی با تأکید بر دو گانگی بازار کار تحلیل می‌نماییم.

۲. الگوهای تصحیح خطا و بازار کار

تکنیک هم انباشتگی و الگوهای تصحیح خطا، طی سال‌های اخیر، در تحلیل بازار کار، به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است. در متون اقتصادی، تعابیر مختلفی از الگوهای تصحیح خطا

1. Hysteresis
2. Cointegration

وجود دارد. فیلیپس (۱۹۵۴ و ۱۹۵۷) برای نخستین بار، الگوهای تصحیح خطا را در اقتصاد به منظور تشریح سازوکارهای کنترل باز خورد در سیاست‌های تثبیت اقتصادی به کار برد. به تعبیر وی، سازوکار تصحیح خطا، یک روش تعدیل ابزار سیاستگذاری (متغیر کنترل) برای نزدیک کردن متغیر هدف (یا متغیر وضعیت) به مقدار مطلوب آن می‌باشد. در این جا، متغیر وضعیت X_t تحت تأثیر متغیر کنترل Y_t و تکانه‌های برون‌زا قرار دارد. اگر سطح مطلوب متغیر هدف یا وضعیت را با X^*_t نشان دهیم، خطا یا عدم تعادل به صورت $e_t = X^*_t - X_t$ تعریف می‌شود. به تعبیر فیلیپس، متغیر کنترل نسبت به سطح عدم تعادل، مجموع عدم تعادل‌های دوره‌های قبل و تغییرات آن به صورت زیر تعدیل می‌گردد:

(۱)

در رابطه مذکور، تأثیر وقفه‌ها در اجرای سیاست ملحوظ شده است. Y^*_t سطح تعادلی متغیر کنترل متناظر با $X = X^*_t$ است. با تفاضل‌گیری از رابطه (۱) داریم:

(۲)

الگوی فوق توسط فیلیپس برای بازار کار مورد استفاده قرار گرفت. به اعتقاد وی، نرخ رشد دستمزدها تابعی از نرخ بیکاری، تغییرات نرخ بیکاری و نرخ تورم می‌باشد. نرخ بیکاری (یعنی تفاوت بین اشتغال با اشتغال هدف) خطا یا عدم تعادل را مشخص می‌سازد. سپس لگاریتم دستمزد (W_t) به عنوان متغیر کنترل (که به طور مثال، ممکن است در اختیار اتحادیه‌ها باشد) نسبت به عدم تعادل مذکور واکنش نشان می‌دهد. در این صورت، سازوکار تصحیح خطا برای تغییرات دستمزدها به صورت زیر خواهد بود:

(۳)

که در آن ΔW^*_t نرخ رشد تعادلی یا هدف برای دستمزدها و U_t نرخ بیکاری است. فیلیپس (۱۹۵۸) بر این اعتقاد بود که دستمزدهای تعادلی تابعی از قیمت‌ها به صورت زیر می‌باشد:

(۴)

که در آن $P_{\bar{t}}^{e}$ قیمت‌های مورد انتظار و η_t دستمزد حقیقی تعادلی است که برون‌زا فرض می‌شود. اگر نرخ رشد دستمزدهای تعادلی را برابر g فرض کنیم، آن گاه:

(۵)

که با جای‌گذاری در (۳) خواهیم داشت:

(۶)

معادله فوق، سازوکار تصحیح خطای فیلیپس با انتظارات تعبیه شده در آن می‌باشد. در تعابیر دیگری که از مدل‌های تصحیح خطا پس از فیلیپس ارائه شده هدف مشخصی به طور مستقیم برای Y در مدل دنبال می‌شود. این مقدار هدف (Y^*) تابعی از متغیرهای برون‌زاست که با تعبیر فیلیپس، یعنی کنترل کردن X حول مقدار هدف آن، متفاوت می‌باشد. دومین تعبیر از ECM را سارگان (۱۹۸۴) ارائه می‌کند. الگوسکوفیس و اسمیت (۱۹۹۶) شکل تعمیم یافته الگوی سارگان را به صورت زیر معرفی می‌کنند:

(۷)

(۸)

(۹)

که در آن $(W - P)^*$ دستمزد حقیقی هدف و η_t بازدهی نیروی کار (یا برخی عوامل برون‌زای دیگر مانند سیاست‌های درآمدی) می‌باشد. با جای‌گزین کردن (۸) در (۷) خواهیم داشت:

(۱۰)

تعبیر سوم از الگوی تصحیح خطا را هندری (۱۹۸۴) ارائه کرده است که توجه بسیاری از اقتصاددانان را به سوی این الگوها جلب کرد. روش پیشنهادی هندری در مدل‌های اقتصادسنجی به

روش الگوسازی کل به جزء[1] شهرت دارد. در این روش، ابتدا یک مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده (ADLM)[2] با یک شکل فراگیر و کلی برآورد می‌شود. سپس مبتنی بر آزمون‌های آماری، الگوی مذکور ساده می‌شود. ADLM را یک الگوی رگرسیون خطی دینامیک (DLR)[3] نیز می‌نامند.

در تفسیر هندری، ECM چیزی جز تبدیل ریاضی یک الگوی ADL نیست. برای مثال، بـا دو متغیر Y و X الگوی DLR مرتبه اول به صورت زیر است:

(۱۱)

معادله (۱۱) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

(۱۲)

که در آن:

عبارت داخل پرانتز در (۱۲)، عدم تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. زیرا در تعادل بلندمدت داریم:

(۱۳)

در این جا، هیچ تفاوتی بین یک ECM به صورت (۱۲) و الگوی DLR مربوط به آن، یعنی (۱۱) وجود ندارد. به عبارت دیگر، الگوی تصحیح خطای فوق مـتضمن هـیچ مـحدودیتی روی الگـوی رگرسیون خطی دینامیک نیست. اما پارامترهای آن از یک تفسیر مفید برخوردار می‌باشد. در معادله تصحیح خطای (۱۲)، b_0 اثر فوری یا کوتاه مدت، λ ضریب تعدیل و ψ_1 اثر بلندمدت X روی Y را مشخص می‌سازد. ψ_0 و ψ_1 به عنوان پارامترهای یک رابطه تعادلی بلندمدت تعبیر می‌شوند که از نظریه‌های اقتصادی ریشه می‌گیرند.

در بسیاری از مطالعات کاربردی، محدودیت $\psi_1 = 1$ مناسب می‌باشد. این محدودیت، یکی از مشخصات بارز الگوهای تصحیح خطا در مطالعات هندری به شمار می‌رود. در این صورت، معادله

1. General to Specific Modelling
2. Autoregressive Distributed Lag Model
3. Dynamic Linear Regression

تصحیح خطای (۱۲) به صورت زیر خواهد بود:

(۱۴)

در این صورت ECM یک شکل مقید از مدل دینامیک خطی رگرسیون محسوب می‌شود. در بازار کار معادله (۱۲) یا (۱۴) به عنوان یک ساز و کار تعیین دستمزد مورد استفاده قرار گرفته است. با جای‌گزین کردن W_t به جای Y_t و W_t^* به جای X_t خواهیم داشت:

(۱۵)

دستمزدهای حقیقی تعادلی نیز به پیروی از سارگان مطابق معادله (۸) تعیین می‌گردد که با جای‌گذاری در (۱۵) داریم:

(۱۶)

g نرخ رشد بازدهی نیروی کار است که معمولاً به صورت نسبت تولید به ساعات نیروی کار تعریف می‌شود. در مطالعات کاربردی، متغیرهای دیگری مانند نرخ‌های مالیات بر درآمد، نسبت پرداخت‌های تأمین اجتماعی و شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز در معادلات تصحیح خطای کوتاه‌مدت ملحوظ می‌شوند.

آخرین تعبیر از الگوهای تصحیح خطا را گرنجر و همکار وی (۱۹۸۷) ارائه کرده‌اند که شباهت زیادی به تقسیر هندری از الگوهای تصحیح خطا دارد. در قضیه نمایش گرنجر، الگوی تصحیح خطا برای بردار متغیرهای تصادفی (۱) $X_t \sim I$ با ابعاد $n \times ۱$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۷)

L عملگر وقفه بوده که به صورت $LX_t = X_{t-۱}$ تعریف می‌شود. A(L) یک ماتریس $n \times n$ است که اجزای آن عبارت‌های چند جمله‌ای برحسب L می‌باشند. به طوری که:

در این زمینه، نیموئن (۱۹۹۲) براساس حقایق آشکار شده در بازار کار و مفاهیم هم انباشتگی، مدل تصحیح خطای زیر را به عنوان معادله تعیین دستمزد معرفی می‌کند:

(۱۸)

که در آن P_e لگاریتم قیمت مصرف کننده و P_p لگاریتم قیمت تولیدکننده می‌باشد. اگر $\delta_4 = 0$ باشد، قیمت نسبی $(P_e - P_p)$ حذف شده و تنها متغیرهای طرف بنگاه (بازدهی نیروی کار و قیمت تولیدکننده) و همچنین نوسان‌های بازار کار، یعنی نرخ بیکاری، تغییرات دستمزدها را تعیین می‌کنند. اما اگر در حالت کلی $\delta_4 \geq 0$ باشد، منافع کارگران نیز در تعیین دستمزدها از طریق شاخص قیمت مصرف‌کننده (P_e) اهمیت می‌یابد.

نیموئن بحث می‌کند که در متون مربوط به این موضوع، معمولاً تمایز دقیقی بین حساسیت دستمزد به بیکاری و انعطاف‌پذیری دستمزدها صورت نگرفته است. برای مثال، عده‌ای چسبندگی دستمزدهای حقیقی را معکوس ضریب بلندمدت نرخ بیکاری در معادله دستمزد تعریف می‌کنند.[1] بدین روی، تحلیل‌های اقتصادی و بحث‌های سیاست‌گذاری، انعطاف‌پذیری دستمزد برحسب حساسیت آن نسبت به بیکاری تعریف شده است. اما نیموئن بین حساسیت دستمزد و انعطاف‌پذیر بودن آن تفاوت قایل می‌شود. وی انعطاف‌پذیری دستمزدهای حقیقی را برحسب هم‌انباشتگی بین سه متغیر دستمزد دایمی (W)، قیمت محصول (P_p) و بازدهی نیروی کار (η) تعریف می‌کند. فرض می‌شود دستمزدهای حقیقی تولیدکننده $(W - P_p)$ و بازدهی η غیر ساکن و $I(1)$ هستند. سپس شکاف دستمزد، عبارت خواهد بود از:

(۱۹)

حال اگر $GW_t \sim I(0)$ باشد دستمزد حقیقی انعطاف‌پذیر است، زیرا نسبت به تغییرات بازدهی نیروی کار تعدیل می‌شوند. برعکس، اگر $GW_t \sim I(1)$ باشد، دستمزد حقیقی چسبندگی خواهد داشت. اگر η_t بازدهی متوسط نیروی کار (نسبت تولید به ساعات نیروی کار) تعریف شود، می‌توان $\theta = 1$

1. Grubb, Jackman and Layard (1983).

تعریف کرد که در این صورت:

(۲۰)

سهم دستمزدها از کل تولید خواهد بود. بنابراین، در اینجا انعطاف‌پذیری دستمزدهای واقعی برحسب ساکن بودن سهم دستمزدها از کل تولید تعریف می‌گردد.

از سوی دیگر، حساسیت دستمزد به بیکاری برحسب رابطه بلندمدت بین دستمزدهای اسمی و بیکاری تعریف می‌شود. حساسیت پایین دستمزد نسبت به بیکاری، به پدیده خود وابستگی دستمزد شهرت دارد. در این جا کارگران داخل اتحادیه که از طریق اتحادیه‌ها استخدام می‌شوند، تنها رفاه خود را حداکثر کرده و منافع بیکاران را در نظر نمی‌گیرند. افراد بیکار تأثیر کمی بر دستمزدها در بلندمدت دارند. در این صورت، تکانه‌های بیکاری، تنها باعث کاهش موقتی دستمزدها خواهد شد ($\delta_1 < 0$ ، $\delta_2 > 0$). اما شکل قوی‌تر خود وابستگی دستمزد زمانی رخ می‌دهد که دستمزدها در بلندمدت نسبت به بیکاری حساسیت نشان ندهند ($\delta_1 + \delta_2 = 0$). خود وابستگی یک منبع بالقوه برای چسبندگی دستمزد به شمار می‌آید، ولی به تنهایی مستلزم چسبندگی نیست. بنابراین، خود وابستگی ممکن است در شرایط انعطاف‌پذیری دستمزد حقیقی یا برعکس، چسبندگی بدون اثرات قوی خود وابستگی وجود داشته باشد. در مورد دوم، در معادله (۱۸)، $\delta_4 \neq 0$ و سهم دستمزد با $(P_e - P_p)$ هم انباشته خواهد بود. به یک مفهوم، ساکن بودن سهم دستمزد یک تعریف ضعیف از انعطاف‌پذیری به شمار می‌رود. هنوز با فرض انعطاف‌پذیری دستمزد، یعنی $GW_t \sim I(0)$ ، سرعت تعدیل (دستمزدها) نسبت به تکانه‌ها در دو اقتصاد مختلف می‌تواند کاملاً متفاوت باشد. در هر صورت، غیر ساکن بودن GW، علامت چسبندگی شدید دستمزدهای حقیقی است. در معادله (۱۸) با فرض:

این چسبندگی می‌تواند ایجاد شود، یعنی شکاف دستمزدها با قیمت‌های نسبی غیرساکن $(P_e - P_p)$ هم انباشته شوند. اگر قیمت‌های نسبی حاوی روند باشند، اثرات بلندمدت قیمت‌های مصرف‌کننده منجر به چسبندگی دستمزدها می‌گردد.

۴. تعامل میان دستمزدها، بهره‌وری و بیکاری در اقتصاد ایران

۴-۱. دوگانگی بازارهای کار در اقتصاد ایران

پیش از آن که به مطالعه رفتار دستمزدها، بهره‌وری و بیکاری بپردازیم، باید نظریه‌ها و فرضیه‌های مربوط به دوگانگی یا جدایی بازارهای کار در اقتصاد ایران را بررسی نماییم. در این خصوص، اطلاعات سری زمانی مربوط به دستمزدها در دو بخش اقتصادی مهم، یعنی کارگاه‌های بزرگ صنعتی (بخش صنعت) و بخش ساختمان در دسترس هستند. به علاوه، این تفکیک از آن جایی اهمیت دارد که در بخش کارگاه‌های بزرگ صنعتی نیروی کار از حمایت‌های قانونی و بیمه‌ای برخوردار است و قراردادهای کارگری و ترتیبات بلندمدت کاری بین کارگر و کارفرما از اهمیت بیشتری برخوردار می‌باشد. اما در بخش ساختمان، حمایت‌های کارگری ضعیف بوده و عموماً از نیروی کار روزمزد استفاده می‌شود. عرضه و تقاضا و سازوکارهای رقابتی نقش اصلی را در تعیین دستمزدها و اشتغال این بخش دارند.

بررسی رابطه تعادلی بلندمدت میان دستمزدها در دو بخش مذکور، اطلاعات مفیدی را در خصوص دوگانگی بازارهای کار برحسب بخش‌های حمایت شده (مانند کارگاه‌های بزرگ صنعتی) و بخش‌های حمایت نشده (مانند بخش ساختمان) در اختیار ما قرار می‌دهد. می‌توان انتظار داشت که دستمزدها همانند سایر متغیرهای اقتصادی غیرساکن باشند. حال اگر دستمزدهای بخش ساختمان و صنعت یک رابطه تعادلی بلندمدت را تشکیل دهند یا به عبارت تکنیکی هم انباشته[1] باشند، هیچ تفاوتی نمی‌کند که در الگوهای اقتصادسنجی بازار کار، کدام یک را مورد استفاده قرار دهیم. اما اگر دستمزدهای مذکور در بلندمدت با یکدیگر همراهی نداشته باشند، این نتیجه مستلزم دوگانگی یا جدایی بازارهای کار در اقتصاد ایران بوده و باید در الگوسازی بازار کار این موضوع لحاظ گردد.

1. Cointegrated

آزمون ریشه‌های واحد حکایت از آن دارند که (لگاریتم) دستمزدهای صنعت و ساختمان مطابق انتظار غیرساکن بوده و انباشته از درجه واحد هستند، بدین روی، وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان لگاریتم دستمزد بخش صنعت (Wind) و لگاریتم دستمزد ساختمان (Wcons) را به روش جوهانسون مورد آزمون قرار می‌دهیم.[۱] نتایج حاصل از هم انباشتگی برای داده‌های سالانه دوره ۱۳۳۸–۱۳۷۶ در جدول (۱) آمده است. در این جدول از آزمون تریس[۲] و ماکزیمم مقدار ویژه برای تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت (r) استفاده شده است. هر دو آزمون مذکور، فرضیه نبود رابطه تعادلی بلندمدت (r=۰) را بین دستمزدهای بخش صنعت و ساختمان تأیید می‌کنند و متضمن آن است که دستمزدها در بخش‌های مذکور سازوکار خاص خود را دارند. این نتیجه با رویکرد بازارهای کار جدا یا SLM[۳] سازگار است.

جدول ۱. آزمون هم انباشتگی بین دستمزدهای بخش صنعت و ساختمان

آزمون ماکزیمم مقدار ویژه		آماره آزمون	مقدار بحرانی	آزمون تریس		آماره آزمون	مقدار بحرانی
فرضیه صفر	فرضیه مخالف		۹۵ درصد	فرضیه صفر	فرضیه مخالف		۹۵ درصد
r = ۰	r = ۱	۵/۸۱	۱۴/۸۸	r = ۰	r ≥ ۱	۵/۹۶	۱۷/۸۶
r ≤ ۱	r = ۲	۰/۱۵	۸/۰۷	r < ۱	r = ۲	۰/۱۵	۸/۰۷

فرضیه اصلی رویکرد SLM آن است که بازارهای کار از یکدیگر جدا هستند و جدایی بازارهای کار با تفاوت مهارت‌ها یا بهره‌وری این بازارها تطابق ندارد. مطابق این رویکرد، بازار کار به بخش‌های اولیه و ثانویه تقسیم می‌شوند. این تمایز در کشورهای در حال توسعه برحسب بخش‌های رسمی (یا مدرن) و غیررسمی (یا سنتی) شهرت یافته‌اند. مفهوم بخش غیررسمی که اولین بار توسط سازمان جهانی کار در اوایل دهه ۱۹۷۰ معرفی شد، مربوط به فعالیت‌هایی می‌شود که تحت ساختار

۱. طول وقفه سهمیه در الگوی VAR مربوطه مطابق معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و معیار بیزین شوارز (SBC) برابر P = ۲ انتخاب شده است.

2. Trace

3. Segmented Labor Market

بخش‌های رسمی سازماندهی شده قابل طبقه‌بندی نیستند. معمولاً در این بخش، کالاهای غیرقابل تجارت تولید می‌شود. قوانین حمایتی نیروی کار به دلیل نبود قراردادهای رسمی حاکم نبوده و حجم سرمایه، و در نتیجه، بهره‌وری نهایی نیروی کار پایین‌تر از بخش رسمی می‌باشد.[۱] در بخش غیررسمی، نسبت سرمایه به نیروی کار، به مراتب کمتر از بخش رسمی بوده و با سرمایه‌گذاری کمتری اشتغال زیادی ایجاد می‌گردد. بخش‌های اولیه و ثانویه در کشورهای توسعه یافته، به طور مشابهی، برحسب کارگران داخل اتحادیه (حمایت شده) و کارگران خارج اتحادیه (حمایت نشده) تعریف و طبقه‌بندی می‌شوند. پژوهشگران بازارهای کار جدا، عبارت‌های بخش اولیه، بخش کارگران داخل گود، بخش مدرن و بخش حمایت شده را به مفهوم مشابهی به کار می‌برند.

بازارهای دوگانه DLM[۲] یک مورد ویژه از رویکرد بازارهای کار جداست که مطابق با آن، بازار کار از گروه‌هایی تشکیل می‌گردد که قادر به رقابت با یکدیگر نیستند و تحرک میان آنها به دلیل عوامل نهادی، اجتماعی یا قانونی محدود می‌شود. در یک بخش (بخش اولیه) دستمزدها بالاتر بوده و بنگاه‌های آن بخش، از بازار کار داخلی[۳] برای استخدام نیروی کار استفاده می‌کنند. عبارت بازار کار داخلی، مربوط به مجموعه قواعد و نهادهایی می‌شود که تخصیص و قیمت‌گذاری نیروی کار را در یک بنگاه تعیین می‌کنند. بنگاه‌ها در بازار کار داخلی دستمزد بالاتری می‌پردازند. سطح دستمزدها در بخش اولیه یا رسمی توسط اتحادیه‌ها، تشکل‌های کارگری یا قوانین حداقل دستمزد تعیین می‌گردد. مطابق فرضیه SLM یا DLM، بازار کار داخلی مبتنی بر رفتار بهینه‌یابی یا حداکثر سود عمل نمی‌کند، بلکه قواعد نهادی، جانشین سازوکارهای بازار می‌شوند. دستمزدها در بخش دیگر (بخش ثانویه) پایین‌تر بوده و بنگاه‌ها در آن بخش نیروی کار خود را از بازار خارجی[۴] یا بازار روزانه[۵] تأمین

---

۱. خط و مرز دقیقی میان بخش رسمی و غیررسمی وجود ندارد و در مطالعات تجربی بخش غیررسمی، این تمایز به صورت سلیقه‌ای انجام می‌شود؛ برای مثال Burki & Afaqi (1996) در مطالعه بخش غیررسمی پاکستان، بنگاه‌های تولیدی با کمتر از ۱۰ کارکن و بنگاه‌های خدماتی با کمتر از ۲۰ کارکن را به عنوان بخش غیررسمی در نظر می‌گیرند.

2. Dual Labor Market
3. Internal Labor Market
4. External
5. Spot

می‌نمایند. بخش ثانویه، جایگاه افرادی است که قادر به یافتن شغل در بخش اولیه نیستند و از حمایت‌های قانونی نیز برخوردار نمی‌باشند. بنابراین، دستمزدهای این بخش، به نیروهای عرضه و تقاضا به شیوه‌های معمول واکنش نشان می‌دهند. به علاوه، در بخش ثانویه، بازدهی برای تحصیلات یا آموزش حین کار وجود ندارد.[1] عموماً نیز فرض می‌شود که در بخش اولیه کالاهای قابل تجارت (قابل ورود و قابل صدور) و در بخش ثانویه، کالاهای غیرقابل تجارت، مانند خدمات، تولید می‌شود. در کشورهای در حال توسعه، کارکنان مستقل، بنگاه‌های خصوصی کوچک، کارکنان عضو خانواده و بدون حقوق، عمدتاً در این بخش قرار می‌گیرند.

یکی از دلایل اصلی جدایی بازارهای کار، مبتنی بر مدل کارگران داخل اتحادیه – خارج اتحادیه توضیح داده می‌شود.[2] در این گونه الگوها، کارگران داخل اتحادیه در بخش اولیه یا حمایت شده و کارگران خارج اتحادیه در بخش ثانویه یا حمایت نشده فعالیت می‌کنند. این رویکرد، تفاوت دستمزدها را به قدرت کارگران داخل اتحادیه به عنوان جویندگان رانت نسبت می‌دهد. گروه مذکور، هزینه‌های زیادی را برای حمایت از خود در مقابل کارگران رقیب (خارج گود) ایجاد می‌کنند. برخی نظریه‌های دیگر نیز تفاوت دستمزدها را مبتنی بر رفتار حداکثر کننده سود از طرف کارفرمایان توضیح می‌دهند. مطابق این نظریه‌ها که تحت عنوان نظریه‌های دستمزد کارآیی شهرت دارند، اگر دستمزدها ارتباط مثبت با بهره‌وری نیروی کار داشته باشد، کارفرمایان مایلند دستمزدهای بالاتری (از سطوح تعادلی) به کارگران خود بپردازند. چنین استدلال می‌شود که بنگاه‌ها قادر به نظارت بر میزان کوشش کارگران خود نیستند. بدین روی، پرداخت دستمزد بیشتر،[3] کارگر را از کم کاری باز می‌دارد. در تفسیر دیگری از دستمزد کارآیی که مستقیماً با بهره‌وری نیروی کار ارتباط ندارد، بحث می‌شود که دستمزدهای بالاتر منجر به کاهش هزینه‌های ورود و خروج نیروی کار بنگاه می‌گردد. این موضوع، به ویژه زمانی که هزینه‌های ورود و خروج به دلیل نیازهای آموزشی کارگران بالاست، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. بنابراین، شکل اول نظریه به بنگاه‌هایی

1. Dickens & Lang (1985)
2. Lindbeck & Snower (1988)
3. Wage Premium

مربوط می‌شود که به سبب مقیاس عملیات یا ملاحظات فن‌آوری مورد استفاده، قادر به نظارت بر تلاش کارگران نیستند. تفسیر دوم نظریه دستمزد کارآیی عموماً به مشاغل دایمی‌تر می‌گردد که ورود و خروج نیروی کار در آنها پرهزینه است. نظریه‌های مربوط به بازارهای جدا، متضمن آن می‌باشند که دستمزدها در بازارهای کار نهادینه شده[1] و مشاغلی که نیاز به آموزش نیروی کار دارند بالاست. این شرایط در بنگاه‌های بزرگ مصداق بیشتری دارد. به علاوه، به دلیل ضمانت‌های اجرایی یک ارتباط قوی بین اندازه بنگاه و درجه اطلاعات از قوانین بازار کار و تأمین اجتماعی وجود دارد. به همین دلیل، کارگاه‌های بزرگ صنعتی، نماینده مناسبی از بخش حمایت شده نیروی کار به شمار می‌آیند.

فرضیه بازارهای کار جدا، دلالت بر پویایی‌های بخش ثانویه یا غیررسمی به عنوان یک ضربه‌گیر در برابر تکانه‌های اقتصادی دارد.[2] مطابق این فرضیه، بیکاری باز در بخش غیررسمی وجود نداشته و به دنبال تکانه‌های اقتصادی و کاهش اشتغال در بخش رسمی، نیروی کار مازاد به تدریج وارد بخش غیررسمی اقتصاد می‌گردد؛ هر چند فرایند انتقال مذکور به دلیل نبود تحرک کامل نیروی کار میان بخش‌های رسمی و غیررسمی به کندی صورت می‌گیرد. مطابق پیش‌بینی رویکرد SLM، به دلیل پویایی‌های بخش غیررسمی تأثیر تکانه‌های اقتصادی بر اشتغال تا حدی خنثی شده، و بدین روی، رابطه دقیقی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی (مانند قانون اوکان)[3] وجود ندارد. در ادامه، بدون آن که قصد داشته باشیم بخش‌های رسمی (اولیه) و غیررسمی (ثانویه) را به تفکیک در اقتصاد ایران بررسی کنیم، خواهیم دید که برخی نتایج تجربی با فرضیه بازارهای کار جدا سازگاری بیشتری نسبت به نظریه‌های استاندارد دارد.

۴-۲. اهمیت بهره‌وری در رفتار دستمزدها

با توجه به دوگانگی بازارهای کار در اقتصاد ایران، توجه خود را به رفتار دستمزدها در بخش صنعت

1. Institutionalized Labor Market
2. Agenor & Aizenman (1994), Bodart & Dem (1995)
3. Okun's Law

معطوف می‌کنیم. در این قسمت، قصد داریم چسبندگی دستمزدهای حقیقی را از طریق آزمون هم انباشتگی یا رابطه تعادلی بلندمدت میان دستمزدهای حقیقی و بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت بررسی نماییم. بنابراین، بردار متغیرهای انتخابی در مدل خود رگرسیون برداری یا VAR شامل سه متغیر شاخص دستمزد کارگاه‌های بزرگ صنعتی (Wind)، شاخص تعدیل قیمت ارزش افزوده بخش صنعت و معدن (Pind) و بهره‌وری بخش صنعت و معدن (PRind) می‌گردد. متغیر بهره‌وری از نسبت ارزش افزوده بخش صنعت و معدن به قیمت ثابت بر اشتغال بخش مذکور به دست می‌آید. تمام متغیرها در الگو لگاریتمی هستند. از یک متغیر مجازی نیز برای سال ۱۳۵۸ (DUM ۵۸) به عنوان متغیر برون‌زای I(0) همواره به هنگام تخمین معادلات دستمزد استفاده می‌شود. مطابق آزمون ریشه‌های واحد که نتایج آن در جدول ۱ پیوست آمده، تمام متغیرهای الگو غیرساکن و حاوی یک ریشه واحد هستند. بدین روی، می‌توان با آزمون رابطه تعادلی بلندمدت یا هم انباشتگی میان متغیرهای الگو، اطلاعاتی در خصوص انعطاف‌پذیری دستمزدهای حقیقی به دست آورد. برای این منظور، از روش هم انباشتگی جوهانسون استفاده می‌کنیم.[۱] نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی به روش حداکثر مقدار ویژه و تریس که در جدول ۲ پیوست آمده است، دلالت بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت یا بردار هم انباشته کننده میان متغیرهای الگو (دستمزد، قیمت تولیدکننده و بهره‌وری) دارد. برآورد رابطه هم انباشتگی مذکور، به صورت زیر است:

$$\text{Wind} = \underset{(۰/۰۸۱)}{۰/۸۰۶}\ \text{Pind} + \underset{(۰/۲۰۱)}{۱/۴۷۶}\ \text{PRind} \qquad (۱)$$

هر چند متغیرهای الگو غیرساکن بوده و تحت تأثیر تکانه‌های دایمی قرار دارند، اما حاوی مؤلفه‌های دایمی یکسانی هستند. رابطه مذکور رفتار آحاد اقتصادی در بازار کار را منعکس می‌سازد. معمولاً تصور می‌رود دستمزدهای واقعی در بازار کار کشورهای در حال توسعه دچار انحراف هستند.[۲]

۱. تعداد وقفه‌های بهینه مطابق معیار آکائیک (AIC) و معیار بیزین شوارز (SBC) برابر ۲ = P انتخاب می‌شود.

2. M.R. Rosenzweig (1998)

اما شواهد نشان می‌دهد که دستمزدها در بخش صنعت رابطه معقولی با قیمت و بهره‌وری این بخش دارند. تمام پارامترهای برآورد شده بلندمدت یعنی ضریب‌های معادله (۱) معنادارند. انعطاف‌پذیری دستمزدهای حقیقی ایجاب می‌کند ضریب متغیرهای قیمت و بهره‌وری در معادله مذکور برابر واحد باشد، به طوری که یک ارتباط متناسب میان بهره‌وری و دستمزد حقیقی وجود داشته باشد. در این معادله بلندمدت، هر چند ضریب‌های Pind و PRind نزدیک به واحد هستند، اما تفاوت معناداری از واحد دارند. محدودیت مربوط به واحد بودن ضریب‌های Pind در رابطه تعادلی بلندمدت را اعمال می‌کنیم. نتایج برآورد و آماره آزمون، عبارتند از:

$$\text{Wind} - \text{Pind} = \underset{(۰/۳۳۹)}{۲/۳۴۲}\ \text{PRind} \qquad (۲)$$

$$\chi^{۲}(۱) = ۴/۷۴۳\ (۰/۰۲۹)$$

ضریب متغیر بهره‌وری از لحاظ آماری معنادار است، اما تفاوت معناداری نیز با واحد دارد. به علاوه، محدودیت مورد آزمون (واحد بدون ضریب قیمت) با توجه به آماره آزمون کای – دو و سطح اهمیت نهایی آن که در داخل پرانتز ارائه شده، رد می‌گردد. بدین روی، دستمزدها نسبت به شاخص تعدیل قیمت یا بهره‌وری به طور کامل تعدیل نشده و تکانه‌های پولی منجر به تغییرات سهم عوامل تولید در بلندمدت می‌شوند. بنابراین، هر چند این سه متغیر یک رابطه تعادلی بلندمدت را تشکیل می‌دهند، اما معادله هم انباشته کننده (۱) حکایت از رابطه دقیق و متناسبی میان دستمزدهای حقیقی در این بخش را ندارد. پرداخت‌های دستمزد توسط تولیدکنندگان متناسب با بهره‌وری نیروی کار نیست. به عبارت دیگر، حجم نیروی کار یا پرداخت‌های دستمزد در بخش صنعت و معدن در ارتباط دقیق با بهره‌وری آن تعیین نمی‌گردد. نتیجه حاصله دور از انتظار نیست. دولتی بودن بخش عظیمی از صنعت کشور، ملاحظات کارآیی اقتصادی را در تعیین اشتغال و پرداخت دستمزدها تضعیف کرده است. همواره ملاحظاتی مانند کاهش نرخ بیکاری و اشتغال‌زایی، قوانین حمایتی از نیروی کار و ترتیبات بلندمدت استخدامی، موانع اصلی تعدیل نیروی انسانی در بنگاه‌های دولتی و

حتی غیردولتی بوده‌اند. نتایج مشابهی نیز از روش انگل – گرنجر به دست می‌آید. یعنی در تمام معادلات برآورد شده دستمزد، ضریب بهره‌وری بزرگ‌تر از واحد و ضریب قیمت کمتر از واحد است. به ویژه، ضریب متغیر بهره‌وری به طور غیرمعقولی بالاست. بنابراین، با افزایش بهره‌وری، سهم نیروی کار (Wind-Pind-PRind) بالا رفته و سهم سود کاهش می‌یابد. اما افزایش شاخص قیمتی ضمنی تعدیل قیمت، سود صاحبان سرمایه را به نسبت بیشتری از دستمزدها افزایش می‌دهد. از آن جا که حجم قابل ملاحظه‌ای از سرمایه‌گذاران بنگاه‌های دولتی و غیردولتی از محل سود تقسیم شده صورت می‌گیرد، رشد بهره‌وری، و به دنبال آن، کاهش سهم سود، یک عامل بازدارنده برای رشد سرمایه‌گذاری به شمار می‌رود.

در ادامه به تحلیل روابط و دینامیسم‌های کوتاه‌مدت می‌پردازیم و با برآورد پارامترهای کوتاه‌مدت، روابط علّی پویا میان متغیرها، سهم نسبی عوامل تعیین‌کننده دستمزدها و خواص پویایی الگو را بررسی می‌نماییم. مطابق قضیه نمایش گرنجر، متناظر با هر رابطه تعادلی بلندمدت، یک الگوی تصحیح خطا وجود دارد که مطابق آن، چگونگی تعدیل هر یک از متغیرها نسبت به عدم تعادل، روابط علّی و برون‌زایی و درون‌زایی متغیرها به مفهوم گرنجر در داخل نمونه مشخص می‌گردد. برآورد معادلات تصحیح خطای متناظر با رابطه تعادلی بلندمدت دستمزد، یعنی معادله (۱) در جدول ۲ ارائه شده است. در جدول مذکور، χ^2_{sc} آماره آزمون ضریب لاگرانژ برای خود هم بستگی پیاپی جملات و χ^2_F آماره آزمون رمزی[1] برای شکل تبعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده هستند. χ^2_N آماره آزمون نرمال بودن خطاها مبتنی بر چولگی[2] و کشیدگی[3] باقی مانده‌ها و χ^2_H آماره آزمون واریانس ناهمسانی براساس رگرسیون مربع باقی مانده‌ها روی مربع مقادیر برازش شده می‌باشد. اعداد داخل پرانتز در رو به روی مقادیر آماره آزمون، سطوح اهمیت نهایی و اعداد داخل پرانتز در زیر ضریب‌ها، نسبت‌های t را نشان می‌دهند.

1. Ramsey's RESET Test
2. Skewness
3. Kurtosis

جدول ۲. برآورد معادلات تصحیح خطای VECM شامل
متغیرهای Wind، Pind، PRinD

توضیحات: اعداد داخل پرانتز در زیر ضریب‌ها، نسبت‌های t می‌باشند. اعداد داخل پرانتز رو به روی آماره‌های آزمون کای –دو، سطوح اهمیت نهایی هستند.

در معادله تصحیح خطای دستمزد، تمام ضریب‌ها از لحاظ آماری معنا دارند و شرایط کلاسیک جمله خطا در این الگو مورد تأیید قرار می‌گیرد. از آن جا که الگوی برآورد شده از تمام آزمون‌های خوبی برازش عبور می‌کند، می‌توان به نتایج برآورد اطمینان نمود. برآورد ضریب متغیر ecm مطابق انتظار منفی است و حکایت از آن دارد که دستمزدها نسبت به عدم تعادل یا شکاف دستمزد در دوره قبل تعدیل می‌گردند؛ هر چند این تعدیل به کندی صورت می‌گیرد. پایین بودن ضریب ecm (۰/۲۶) نشان می‌دهد که به دنبال تکانه‌های اقتصادی ممکن است بازار کار برای یک دوره طولانی در عدم تعادل به سر ببرد. در واقع، عدم تعادل‌های دایمی، یکی از ویژگی‌های آشکار بازار کار (اولیه) حتی در کشورهای توسعه یافته است. ترتیبات نهادی و مداخلات دولت از یک سوی، و رفتار بهینه‌یابی بنگاه‌ها در تعیین دستمزدهای کارآمد از سوی دیگر، عدم تعادل‌های طولانی در بازار کار را موجب می‌شود. به علاوه، مطابق معادله تصحیح خطای مذکور، تغییرات دستمزد شدیداً وابسته به تغییرات گذشته خود، سایر متغیرها و عدم تعادل در دستگاه است. این نتیجه نیز حکایت از اینرسی بالا در رفتار دستمزدها دارد.

معادله تصحیح خطا برای رشد بهره‌وری را مورد توجه قرار می‌دهیم. تمام آزمون‌های تشخیص در این معادله نیز رضایت بخش هستند. ضریب متغیر ecm در این الگو معنادار نمی‌باشد. بنابراین، بهره‌وری یک متغیر برون‌زای ضعیف است و رابطه علّیت بلندمدت از دستمزد یا قیمت به بهره‌وری وجود ندارد. بهره‌وری بیشترین تأثیر را از تغییرات گذشته خود (با ضریب ۰/۷۹) می‌پذیرد. ضریب دستمزدها در معادله هر چند معنادار است، اما مقدار آن بسیار ناچیز و قابل اغماض می‌باشد. هر چند نظریه دستمزد کارآیی دلالت بر تأثیرپذیری بهره‌وری نیروی کار از دستمزدها دارد، اما مطابق شواهد، به نظر می‌رسد که میزان دستمزدها هیچ گاه کمتر از آنچه ملاحظات کارآیی ایجاب می‌کند، نبوده است. برای مثال، همان طور که ضریب متغیر مجازی DUM ۵۸ نشان می‌دهد، افزایش دستمزدها در سال ۱۳۵۸ هیچ اثری بر بهره‌وری نیروی کار نداشته است. بدین ترتیب، بهره‌وری یک متغیر برون‌زا بوده که تغییرات آن مستلزم اصلاحات اقتصادی و تغییرات ساختاری اساسی در بخش صنعت می‌باشد. این نتیجه بسیار با اهمیت تلقی می‌شود که سیاست‌گذار هیچ گاه قادر به افزایش بهره‌وری

از طریق افزایش دستمزد نیروی کار حمایت شده نبوده است. در واقع، می‌توان گفت سهم سود با افزایش دستمزد پایین آمده که تأثیر منفی بر انباشت سرمایه و بهره‌وری نیروی کار در بلندمدت می‌گذارد.

بالأخره، آخرین معادله تصحیح خطا در الگوی مورد بحث، مربوط به شاخص تعدیل ضمنی ارزش افزوده بخش صنعت و معدن است. هیچ یک از ضریب‌ها، بجز وقفه شاخص ضمنی قیمت در این معادله معنادار نمی‌باشد. میزان R^2 نسبتاً پایین (۶۲ درصد) بوده که نشان می‌دهد متغیرهای الگو قادر به توضیح رفتار قیمت تولیدکننده نیستند. قیمت‌ها نسبت به عدم تعادل در بازار کار تعدیل نمی‌شوند. بنابراین، شاخص ضمنی قیمت نیز یک متغیر برون‌زا در الگو به شمار می‌آید. دستمزدها نیز به عنوان شاخصی از هزینه‌های تولید، اثر معناداری بر شاخص قیمت تولیدکننده ندارند. این نتیجه، تأییدی بر نظریه پولی تورم در اقتصاد ایران است.

آزمون معنادار بودن ضریب‌های متغیرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که براساس برآورد الگوی تصحیح خطای برداری یا VECM صورت می‌گیرد، آزمون علیت گرنجر درون نمونه تفسیر می‌شوند. بنابراین، این آزمون تنها برون‌زایی یا درون زایی متغیر وابسته را به مفهوم گرنجر در داخل دوره نمونه مشخص می‌سازد، اما اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارائه نمی‌کند. تحلیل اثرهای متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو، با استفاده از روش‌های تجزیه واریانس (VDCs) و توابع واکنش آنی (IRFs) صورت می‌گیرد. روش تجزیه واریانس قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون زایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند. بدین روی، VDCs را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نمونه نام‌گذاری کرد. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌گردد. برای مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آن گاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها براساس تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسان‌های هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌شوند. بدین ترتیب، می‌توانیم سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای

دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. جدول ۳ تفکیک واریانس خطای پیش‌بینی متغیر دستمزد را برای ۱۵ دوره به نمایش می‌گذارد. بدین مفهوم که در طول این ۱۵ سال، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در ایجاد تغییرات در متغیر دستمزد در کوتاه‌مدت (سال اول)، میان مدت (سال دوم تا پنجم) و بلندمدت (از سال ششم به بعد) نشان داده می‌شود.

جدول ۳. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی دستمزد در VECM با بردار متغیرهای Wind، PRinD، Pind

همان طور که در جدول ۳ می‌بینید، نوسان‌های دستمزد (در کوتاه‌مدت) عمدتاً از طریق تکانه مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. اما در میان‌مدت و بلندمدت، سهم آن در ایجاد نوسان‌های دستمزد کاهش یافته و سهم شاخص قیمت تولیدکننده به سرعت افزایش می‌یابد. به طوری که سهم قیمت در نوسان‌های دستمزد از ۲۶ درصد در سال اول (کوتاه‌مدت) به ۷۴ درصد در سال دوم (میان مدت) و به حدود ۹۰ درصد در سال ششم (بلندمدت) می‌رسد. در مقابل، سهم

بهره‌وری در نوسان‌های دستمزد (اسمی) در افق‌های زمانی مختلف بسیار ناچیز است. به عبارت دیگر، هر چند رشد بهره‌وری، دست کم در بلندمدت، اثر مثبتی بر دستمزدها دارد، اما همواره ملاحظاتی غیر از بهره‌وری در نوسان‌های دستمزدها (اسمی) حاکم بوده‌اند. همچنین افزودن متغیر بهره‌وری به معادله تصحیح خطای دستمزد، R^2 تعدیل شده را تنها به میزان ۴ درصد افزایش می‌دهد. بنابراین، به رغم معنادار بودن ضریب بهره‌وری در معادله دستمزد، اهمیت آماری آن پایین می‌باشد. البته باید توجه داشت، همان طور که خواهیم دید، رشد بهره‌وری، قیمت‌های تولیدکننده را کاهش می‌دهد و از این طریق اثر بیشتری بر دستمزدهای حقیقی خواهد گذاشت. اما نشان خواهیم داد سهم بهره‌وری در نوسان‌های دستمزدهای حقیقی نیز ناچیز است.

جدول ۴، تفکیک واریانس خطای پیش‌بینی را برای بهره‌وری نشان می‌دهد. همان طور که در جدول ۴ می‌بینید، نوسان‌های بهره‌وری، نه تنها در کوتاه‌مدت، بلکه در میان مدت و بلندمدت نیز عمدتاً توسط تکانه‌های مربوط به خود آن توضیح داده می‌شود. این نتیجه، حکایت از آن دارد که بهره‌وری متغیری برون‌زا در الگو می‌باشد. در افق‌های زمانی مختلف، همواره بیش از ۶۰ درصد نوسان‌های این متغیر توسط خود آن ایجاد شده است. در این میان، دستمزدهای اسمی کمترین سهم را دارند، اما سهم شاخص قیمت تولیدکننده در بلندمدت به ۲۰ درصد می‌رسد. بنابراین، در دوره‌های تورمی بالا، بهره‌وری نیروی کار تا حدودی کاهش می‌یابد. همان طور که پیشتر گفتیم، این نتیجه با نظریه اقتصادی سازگار است. زیرا در دوره‌های تورمی بالا، معمولاً بنگاه‌ها اشتغال را افزایش می‌دهند که به دنبال آن، بهره‌وری نهایی و متوسط نیروی کار کاهش می‌یابد. به علاوه، تورم بر تخصیص منابع و کارآیی اقتصادی اثر نامطلوبی دارد.

بالأخره، تجزیه واریانس مربوط به شاخص تعدیل قیمت این متغیر را کاملاً برون‌زا نشان می‌دهد (در این جا، نتایج این قسمت را ارائه نمی‌کنیم). در افق‌های زمانی مختلف، بیش از ۹۵ درصد تغییرات این متغیر توسط تکانه‌های مربوط به خود آن توضیح داده می‌شود. تکانه‌های مربوط به دستمزد تقریباً هیچ نقشی در ایجاد نوسان‌های قیمت نداشته‌اند، اما سهم تکانه‌های بهره‌وری در بلندمدت به ۵ درصد نیز می‌رسد. بنابراین، شاخص قیمت تولیدکننده و پس از آن بهره‌وری

برون‌زاترین متغیرهای الگو شناخته می‌شوند.

جدول ۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بهره‌وری در VECM با بردار متغیرهای Wind، PRinD، Pind

همان طور که نشان داده شد، سهم بهره‌وری در نوسان‌های دستمزدهای اسمی ناچیز است. اما این سهم ممکن است در نوسان‌های دستمزدهای حقیقی بیشتر باشد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس دستمزدهای حقیقی حاکی از آن است که سهم بهره‌وری در نوسان‌های این متغیر در کوتاه‌مدت (سال اول) بسیار ناچیز (۰/۴ درصد) بوده. اما این سهم در میان مدت (سال سوم) به ۳ درصد و در بلندمدت (سال ششم) به ۱۱ درصد می‌رسد. پس از ۱۵ دوره، این سهم به ۲۳ درصد افزایش می‌یابد. با این حال، سهم مذکور در بلندمدت نیز پایین محسوب می‌شود. بدین روی، نقش عوامل دیگر، مانند ترتیبات نهادی، سیاست‌های پولی و مالی دولت، قوانین و مقررات و نظایر آن در نوسان‌های دستمزد بسیار با اهمیت است. روند صعودی سهم بهره‌وری حکایت از اثرهای بلندمدت و دایمی بهره‌وری (به عنوان تکانه طرف عرضه) بر دستمزدهای حقیقی دارد (در این جا، نتایج آن را

ارائه نمی‌نمایم).

توابع واکنش آنی (IRFs) همانند VDCs یک نمایش میانگین متحرک از الگوی VAR یا VECM می‌باشند. IRFs رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد به هر یک از متغیرها نشان می‌دهد. این تکانه‌ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند، بدین روی، به آنها تکانه یا ضربه واحد می‌گویند. مبدأ مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت پایدار دستگاه است. با استفاده از تابع واکنش آنی پاسخ پویای دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرهای دستگاه مشخص می‌گردد. نمودار ۱ پیوست، تأثیر تکانه یا ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به بهره‌وری را بر متغیرهای الگو در طول زمان نشان می‌دهد. همان طور که می‌بینید، به دنبال تکانه مذکور، بهره‌وری به تدریج افزایش می‌یابد. بدین روی، تأثیر تکانه‌های مثبت طرف عرضه مانند اصلاحات ساختاری روی بهره‌وری نیروی کار و تولید بسیار تدریجی و کُند می‌باشد. تکانه مذکور در سال اول منجر به افزایش بهره‌وری به میزان ۱/۳ درصد می‌گردد. اما در سال سوم تغییرات بهره‌وری به ۲/۲ و در سال ششم به ۳/۱ درصد نسبت به وضعیت مبنا[1] (عدم حضور تکانه) می‌رسد. تأثیر تکانه بهره‌وری بر دستمزدها در دوره‌های اول منفی است. کاهش اولیه دستمزدها احتمالاً به دلیل کاهش سریع قیمت‌ها می‌باشد، به طوری که دستمزدهای حقیقی به طور پیوسته افزایش می‌یابد. در سال سوم، شاخص دستمزد ۰/۶ درصد و شاخص قیمت ۱/۵ درصد کمتر از وضعیت مبنا (بدون ایجاد تکانه) قرار می‌گیرند. شاخص قیمت به طور پیوسته تا ایجاد تعادل جدید کاهش می‌یابد، در حالی که دستمزدهای اسمی پس از ۶ دوره به سطح اولیه خود باز می‌گردند و در تعادل جدید در سطح بالاتری نسبت به مقدار اولیه واقع می‌شوند.

نمودار ۲ پیوست، اثر تکانه واحد دستمزد را بر تمام متغیرهای الگو در طول زمان نشان می‌دهد. اثر این تکانه بر خود دستمزدها موقتی بوده و منجر به کاهش دستمزد به سطح اولیه آن پس از حدود ۴ دوره می‌گردد. اثر تکانه مذکور، دستمزدها را در سال اول به میزان ۵/۵ درصد، در سال سوم ۳ و در سال ششم تنها ۰/۴ درصد نسبت به وضعیت پایه افزایش داده و به تدریج این اثر اندکی معکوس نیز

1. Baseline

می‌شود. به دنبال تکانه وارد شده بر دستمزدها، شاخص تعدیل قیمت اندکی افزایش و در بلندمدت در سطحی به میزان ۰/۸ درصد به طور دایمی بالاتر از مقدار اولیه خود قرار می‌گیرد. بنابراین، تأثیر تکانه دستمزدها در نهایت منجر به کاهش دستمزدهای حقیقی می‌شود. بهره‌وری نیز به دنبال تکانه مذکور اندکی کاهش یافته و در تعادل جدید به میزان ۷ درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. البته اثر تکانه دستمزد بر بهره‌وری و شاخص تعدیل قیمت ناچیز بوده و به لحاظ آماری ممکن است معنادار نباشد. این نتیجه یک هشدار جدی به سیاستگذاران اقتصادی است که با افزایش دستمزدها، هدف‌هایی مانند بهبود کارآیی یا رفاه کارگران را دنبال می‌کنند. زیرا دستمزد حقیقی و بهره‌وری اقتصادی در بلندمدت به دنبال چنین تکانه‌ای تغییر نکرده یا حتی احتمالاً کاهش می‌یابند. بدین روی، افزایش دستمزد بدون توجه به بهره‌وری نیروی کار ممکن است اثرهای منفی بر بهره‌وری و دستمزدهای حقیقی کارگران در بلندمدت داشته باشد.

نمودار ۳ پیوست، تأثیر تکانه وارد بر کل دستگاه[1] را روی رابطه تعادلی بلندمدت (یا بردار هم انباشته کننده) دستمزد در طول زمان نشان می‌دهد و به منحنی شدت یا درجه تداوم[2] اثر تکانه شهرت دارد. این منحنی، حاوی اطلاعاتی در خصوص سرعت همگرایی الگو به سمت رابطه تعادلی بلندمدت است. به عبارت دیگر، منحنی شدت تداوم سرعتی را که با آن، به دنبال تکانه وارد بر کل دستگاه، عدم تعادل الگو زایل می‌شود، به نمایش می‌گذارد. مقدار شدت تداوم در زمان صفر، یعنی زمان ایجاد تکانه برابر واحد قرار می‌گیرد و پس از آن، اگر رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو برقرار باشد، به سمت صفر کاهش می‌یابد. همان طور که در نمودار ۳ می‌بینید، به دنبال تکانه واحد بر کل دستگاه، دستمزدها برای یک دوره طولانی از بهره‌وری نیروی کار منحرف می‌شوند. در سال اول ۹۲ درصد، در سال سوم ۳۰ درصد و در سال ششم ۲۶ درصد عدم تعادل اولیه در الگو باقی می‌ماند. تقریباً پس از ۱۶ دوره، عدم تعادل مذکور به طور کامل رفع می‌شود، این نتیجه، حکایت از دوره‌های نسبتاً طولانی عدم تعادل در بازار کار دارد.

اگر ضریب متغیر قیمت در معادلات دستمزد کوتاه‌مدت و بلندمدت را (برخلاف نتایج آزمون

1. System - Wide Shock
2. Persistence Profile

هم انباشتگی) برابر واحد در نظر بگیریم، نتایج حاصله به لحاظ کیفی تفاوت زیادی نمی‌کنند.[۱] این نتایج سازگار با یافته‌های قبلی نشان می‌دهد که دستمزدهای حقیقی نسبت به عدم تعادل یا انحراف دستمزدهای حقیقی از بهره‌وری تعدیل می‌شوند، هر چند ضریب تعدیل پایین (۰/۱۸-) و بدین‌روی، سرعت آن کند می‌باشد. از آن جا که بهره‌وری در الگو حداقل برون‌زای ضعیف می‌باشد، می‌توان با اعمال قیود مربوطه (یعنی با این فرض که متغیرهای بهره‌وری و شاخص قیمت برون‌زای (۱) I هستند) روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت دستمزد را با کارآیی بیشتر برآورد نمود. اما تخمین‌های ضریب‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت محسوسی با حالت قبل که الگو بدون قید برون‌زایی Pind و PRind برآورد شده بود، ندارد.

حال همان طور که آزمون‌های هم انباشتگی نشان داد، اگر فرض کنیم رابطه تعادلی بلندمدت میان دستمزدهای حقیقی تولیدکننده و بهره‌وری وجود ندارد، می‌توان یک الگوی VAR برحسب تفاضل اولیه متغیرهای مذکور برآورد کرده و رابطه علیت گرنجر را میان متغیرهای الگو آزمون نمود. به عبارت دیگر، هر چند احتمالاً رابطه تعادلی بلندمدت میان بهره‌وری و دستمزدهای حقیقی وجود ندراد، اما هنوز این سؤال باقی است که بهره‌وری تا چه اندازه در تعیین دستمزدها اهمیت دارد. آماره آزمون علیت گرنجر از بهره‌وری به دستمزد (۰/۰۲) ۵/۳۹۹ = (۱) χ^2 به دست می‌آید که با توجه به سطح اهمیت نهایی آن، معنادار تشخیص داده می‌شود. بنابراین، بهره‌وری در رفتار دستمزدهای حقیقی اهمیت دارد. به بیان دیگر، بهره‌وری حاوی اطلاعاتی در خصوص رفتار دستمزدهای حقیقی در آینده می‌باشد. هر چند عوامل دیگری مانند ترتیبات نهادی، سیاست‌های دولت، تورم و نظایر آن در نوسان‌های دستمزد نقش مسلط را ایفا کرده‌اند. در مجموع، نتایج حاصله در این بخش، حکایت از آن دارد که یک رابطه تعادلی بلندمدت و متناسب میان دستمزدهای حقیقی و بهره‌وری در بازار کار وجود ندارد. انحرافات دستمزد بسیار کند حذف می‌شوند. اما تأکید بیش از حد بر این انحرافات نیز گمراه‌کننده است.

---

۱. از آن جا که حجم نمونه کم می‌باشد قدرت آزمون هم انباشتگی ضعیف بوده، و به علاوه، نتایج نمونه‌های محدود در خصوص آماره آزمون و درجه هم انباشتگی ناشناخته می‌باشد، نتایج را با فرض وجود یک رابطه هم انباشته‌کننده میان دستمزدهای حقیقی و بهره‌وری نیز مورد توجه قرار داده‌ایم.

۴-۳. اهمیت بیکاری در تعیین دستمزدها

پیش از آن که اهمیت و سهم بیکاری را در تعیین رفتار دستمزدها تحلیل کنیم، باید با خواص آماری این متغیر آشنا شویم. اگر نرخ بیکاری دارای ریشه واحد بوده یا یک فرآیند گام تصادفی باشد، تأثیر تکانه‌های وارد بر این متغیر دایمی خواهد بود. چنین نتیجه‌ای با فرضیه نرخ طبیعی بیکاری فریدمن سازگاری ندارد. چسبندگی دستمزدها، عدم تحرک نیروی کار بین مناطق مختلف جغرافیایی، اثرات خود وابستگی، قوانین حمایتی شدید از نیروی کار، قدرت کارگران داخل اتحادیه در مقابل کارگران خارج از اتحادیه و پرداخت بیمه بیکاری به صورت سخاوتمندانه، از جمله عواملی هستند که می‌توانند مؤلفه‌های دایمی در رفتار نرخ بیکاری ایجاد کنند. قوانین حمایتی از نیروی کار در ایالات متحده امریکا بسیار آسان‌تر از کشورهای اروپایی می‌باشد. شواهد آماری نیز نشان می‌دهد که نرخ بیکاری در ایالات متحده برخلاف دیگر متغیرهای اقتصادی دارای ریشه واحد نمی‌باشد. اما در اروپا تکانه‌های وارد بر بیکاری دایمی بوده که با چسبندگی موجود در بازار کار این کشورها، پرداخت‌های سخاوتمندانه بیمه بیکاری، عدم تحرک نیروی کار بین مناطق مختلف و قوانین حمایتی شدید از نیروی کار، سازگاری دارد.

آزمون ریشه‌های واحد نشان می‌دهد که نرخ بیکاری در اقتصاد ایران (U) حداقل در سطح اهمیت ۹۰ درصد، متغیری ساکن یا I(0) است (جدول ۱ پیوست) را ببینید). البته در سطح اهمیت ۹۵ درصد، معادله رگرسیون آزمون بدون روند فرضیه وجود ریشه واحد را رد نمی‌کند. اما با توجه به پایین بودن قدرت آزمون ریشه‌های واحد در نمونه‌های کم و تفاوت ناچیز میان مقدار آماره آزمون و مقدار بحرانی آن، می‌توان نتیجه گرفت که شواهد قانع‌کننده‌ای در خصوص غیرساکن بودن نرخ بیکاری وجود ندارد. این نتیجه، حاکی از آن است که بیکاری در اقتصاد ایران تحت تأثیر تکانه‌های دایمی نیست و اثر تکانه وارد بر آن برای یک دوره طولانی تداوم نمی‌یابد. بنابراین، بار دیگر، فرضیه بازارهای کار جدا که دلالت بر اثرات نشتی نیروی کار از بخش غیررسمی به بخش رسمی به هنگام ایجاد تکانه‌های منفی اقتصادی دارد، تأیید می‌شود. از لحاظ نظری، بازارهای کار جدا، بیکاری باز[1]

1. Open Unemployment

در بازار کار غیررسمی کشورهای در حال توسعه وجود ندارد. زیرا دستمزدها در این بخش در سطح رقابتی تعیین می‌شود و بهره‌وری نهایی نیروی کار پایین می‌باشد. در الگوهای نظری بازارهای کار جدا، بیکاری برحسب نیروی کار موجود در بخش غیررسمی تعریف می‌شود.[۱] اگر تحرک نیروی کار از بخش رسمی به بخش غیررسمی کامل باشد، به دنبال تکانه اقتصادی بیکاری ایجاد نخواهد شد. اگر این تحرک کامل نباشد، بیکاری ابتدا افزایش و سپس کاهش می‌یابد. البته با توجه به آن که بهره‌وری نیروی کار در بخش غیررسمی کمتر از بخش رسمی است، بهره‌وری عمومی به دنبال تکانه‌های منفی اقتصادی کاهش می‌یابد.

بنابراین، نظریه بازارهای کار جدا می‌تواند فرضیه ساکن بودن نرخ بیکاری را در اقتصاد ایران شرح دهد. این موضوع را با تخمین یک فرایند سری زمانی برای نرخ بیکاری مورد بررسی دقیق‌تر قرار می‌دهیم. مبتنی بر روش باکس – جنکینز[۲] و معیارهای انتخاب الگو، یک فرایند تصادفی AR (۲) برای نرخ بیکاری، به صورت زیر، برآورد می‌شود:

(۱)

تمام آزمون‌های تشخیص، حاکی از خوبی برازش هستند. نمودار ۴ پیوست، اثر تکانه‌ای به میزان یک انحراف معیار را بر نرخ بیکار با توجه به الگوی برآورد شده مذکور نشان می‌دهد. همان طور که می‌بینید، اثر تکانه مذکور، نرخ بیکاری را در سال اول افزایش می‌دهد. اما پس از آن، نرخ بیکاری به سرعت کاهش می‌یابد. به طوری که در سال پنجم، این نرخ به سطح اولیه خود می‌رسد و با اندکی نوسان در این سطح پایدار می‌ماند.

تغییرات مذکور حکایت از یک بخش غیررسمی بزرگ در اقتصاد ایران دارد که قادر است به

۱. برای مثال، نگاه کنید به: Bodart & Jean (1995)

2. Box - Jenkins

هنگام تکانه‌های اقتصادی، مازاد نیروی کار ایجاد شده در بخش رسمی را به تدریج جذب کند و به عنوان ضربه گیر در برابر تکانه‌های اقتصادی عمل کند. در واقع، طی دوره‌های رکود فعالیت‌های اقتصادی و کاهش تولید، سهم کارکنان مستقل بخش خصوصی (به عنوان شاخصی از بخش غیررسمی) افزایش و سهم کارکنان مزد و حقوق بگیر (به عنوان شاخصی از بخش رسمی) کاهش یافته است. برای مثال، بین سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۶۵، به رغم کاهش تولید، میزان اشتغال از ۸۷۹۹۴۲۰ به ۱۱۰۰۱۵۷۱ نفر افزایش یافته و سهم کارکنان مستقل بخش خصوصی از ۳۲ درصد در سال ۱۳۵۸ به ۴۰ درصد در سال ۱۳۶۵ رسید. البته اثر کارگران مأیوس شده یا ملاحظات دولت در گسترش خدمات و بخش غیررسمی نیز احتمالاً در کاهش نرخ بیکاری طی دوره مذکور مؤثر بوده است. به طوری که برای مدتی حتی نرخ بیکاری کمتر از حد تعادلی خود قرار می‌گیرد. باید توجه داشت تا اندازه‌ای که بیکاری از طریق اثر کارگر مأیوس شده و گسترش بخش غیررسمی کاهش یابد، زیان‌های رفاهی آن کمتر از حد برآورد می‌شود.

قاعده اوکان، مستلزم یک ارتباط منفی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی است. به زبان آماری، اگر فرض کنیم نرخ بیکاری غیرساکن و I(۱) می‌باشد، باید این متغیر با تولید (یا انحراف آن از روند) یک رابطه تعادلی بلندمدت داشته باشد. آزمون هم انباشتگی میان متغیرهای مذکور بر اساس آزمون ماکزیمم مقدار ویژه رد شده، اما بر اساس آزمون تریس در سطح اهمیت ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. برآورد رابطه مذکور، به صورت زیر است:

$$U = -۰/۰۴۵GDP - ۰/۰۰۲Trend \qquad (۲)$$

ضریب متغیر GDP در رابطه بلندمدت مذکور بسیار پایین می‌باشد. آماره آزمون معنادار بودن این ضریب (۰/۵۶۷) ۰/۳۲۸۳۸ = (۱) χ^2 است. بنابراین، ضریب مذکور معنادار نبوده که دلالت بر ساکن بودن نرخ بیکاری دارد. بدین ترتیب، بار دیگر فرضیه اثرهای نشتی پذیرفته می‌شود.

در ادامه، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت دستمزدها را با لحاظ کردن نرخ بیکاری در روابط مربوطه مورد توجه قرار می‌دهیم. بدین روی، بردار متغیرها را به صورت زیر انتخاب می‌کنیم:

$$X' = (Wind, Pind, PRind, U)$$

متغیر مجازی برای سال ۱۳۵۸ (DUM ۵۸) را نیز همانند قبل به عنوان متغیر برون‌زای I(۰) در الگو مورد استفاده قرار می‌دهیم. نتایج حاصل از آزمون‌های هم انباشتگی در جدول ۳ پیوست نشان داده می‌شود. مطابق آزمون تریس، بیش از یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد، اما در آزمون ماکزیمم مقدار ویژه، با سطح اهمیت ۵ درصد یک رابطه بلندمدت و با سطح اهمیت ۱۰ درصد بیش از یک رابطه تعادلی را نیز می‌توان پذیرفت. اگر فرض کنیم دو رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد، آماره آزمون صفر بودن ضریب‌های نرخ بیکاری در هر دو رابطه بلندمدت (۰/۰۲۴) ۷/۴۵۱ = (۲) χ^2 به دست می‌آید که با توجه به سطح اهمیت نهایی ارائه شده در داخل پرانتز می‌توان آن را رد کرد. بنابراین، نرخ بیکاری باید دست کم در یکی از روابط وجود داشته باشد.

اگر نرخ بیکاری ساکن باشد، انتظار داریم دو رابطه هم انباشتگی به صورتی که در جدول ۵ آمده، شناسایی و برآورد گردد. بردار اول، رابطه تعادلی بلندمدت میان (PRind و Pind و Wind) و بردار دوم، ساکن بودن نرخ بیکاری را نشان می‌دهد. مطابق آماره آزمون محدودیت‌های بیش از حد مشخص، فرضیه وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان شاخص دستمزد، قیمت و بهره‌وری و همچنین ساکن بودن نرخ بیکاری پذیرفته می‌شود.

جدول ۵. شناسایی و برآورد بردارهای هم انباشته‌کننده

معادلات تصحیح خطای متناظر با بردارهای هم انباشته کننده مذکور، در جدول ۴ پیوست ارائه شده است. تأثیر نرخ بیکاری روی دستمزدها در کوتاه‌مدت منفی است، هر چند ضریب مذکور به

سختی معنادار می‌باشد. این نتیجه، احتمالاً اثر منحنی فیلیپس را در اقتصاد ایران تأیید می‌کند. دستمزدها نسبت به عدم تعادل مربوطه (ecm۱)، با ضریب ۰/۲۸ به کندی تعدیل می‌شود. بهره‌وری همچنان در معادل دستمزد کوتاه‌مدت معنادار نیست. اما ضریب‌های شاخص قیمت و (وقفه) دستمزد از اهمیت آماری بالایی برخوردارند. در معادله تصحیح خطای شاخص قیمت و بهره‌وری، تقریباً هیچ ضریبی بجز وقفه خود متغیرها معنادار نیستند که سازگار با نتایج قبلی، حکایت از برون‌زا بودن متغیرهای مذکور در الگو دارند. بدین روی، قیمت‌ها در بازار کالا نسبت به عدم تعادل بازار کار تعدیل نمی‌شوند. در معادله تصحیح خطای بیکاری، متغیرهای (۱−)ecm۲ (یعنی (۱−)U) معنادارند که نشان می‌دهد بیکاری از یک فرایند خود همبسته (۲) AR پیروی می‌کند. در معادله تصحیح خطای بیکاری بجز دو متغیر مذکور، ضریب شاخص قیمت یعنی (۱−)ΔPind نیز به طور مرزی معنادار به شمار می‌آید. احتمالاً حذف کنترل‌های مربوط به قیمت تولیدکننده یا عمده‌فروشی و سیاست‌های آزادسازی نقش شایانی در افزایش تولید و اشتغال داشته است. به علاوه، این نتیجه با نظریه اقتصادی نیز سازگار می‌باشد. افزایش نرخ تورم مطابق اثر منحنی فیلیپس منجر به افزایش تقاضای نیروی کار و احتمالاً کاهش نرخ بیکاری شده است. یک نکته قابل توجه دیگر، بی‌اهمیت بودن دستمزد و شکاف مربوط به آن (ecm۱) درمعادله تصحیح خطای بیکاری است. یعنی افزایش یا کاهش دستمزدها برای تغییرات اشتغال بخش اولیه و نرخ بیکاری در طول دوره نمونه نامربوط بوده است. این نتیجه نیز با رویکرد بازارهای کار جدا سازگار است. در واقع، تقاضای نیروی کار در بخش اولیه که عمدتاً شامل بنگاه‌های بزرگ دولتی می‌باشد، متأثر از موجودی سرمایه، نیازهای فن‌آورانه، دسترسی به مواد اولیه و سیاست‌های دولت در حفظ نیروی کار تعیین شده است. در ضمن، معادله نرخ بیکاری کمترین ضریب تعیین (R^2) را دارد که نشان می‌دهدمتغیرهای الگو و همچنین وقفه خود بیکاری قادر به توضیح سهم کمی از نوسان‌های بیکاری می‌باشند.

با توجه به تعاملی که میان متغیرهای الگو وجود دارد، اثر تکانه‌های وارد بر هر متغیر ممکن است بسیار پیچیده‌تر از آن چیزی باشد که ضریب‌های آن متغیر در الگو نشان می‌دهند. برای این منظور، از توابع واکنش آنی (IRFs) استفاده می‌کنیم. این توابع پویایی تعدیل متغیرهای درون‌زا را در پاسخ به

تکانه وارد بر یک متغیر نشان می‌دهند. اثر تکانه بیکاری بر متغیرهای الگو در طول زمان در نمودار ۴ پیوست نشان داده شده است. تکانه بیکاری، نماینده تکانه طرف عرضه اقتصاد به شمار می‌رود. به دنبال تکانه مذکور، نرخ بیکاری در دوره اول ۱/۷ درصد افزایش و سپس مطابق فرضیه اثرهای نشتی نیروی کار از بخش رسمی به غیررسمی، بیکاری به سرعت کاهش می‌یابد. به طوری که در تعادل جدید، نرخ بیکاری به سطح قبلی خود باز می‌گردد. شاخص قیمت تا دوره سوم به سرعت بالا رفته و پس از آن به کندی به تعادل جدید خود نزدیک می‌شود. در تعادل جدید، شاخص قیمت ۷/۸ درصد بالاتر از سطح اولیه آن می‌باشد. اثر تکانه بیکاری بر دستمزدها در کوتاه‌مدت منفی است. دستمزد در سال اول کاهش می‌یابد و از سال سوم شروع به افزایش می‌کند. دستمزدهای حقیقی، نه تنها در کوتاه‌مدت، بلکه در تعادل جدید بلندمدت نیز کمتر از سطح اولیه خود قرار می‌گیرند.تأثیر تکانه بیکاری بر بهره‌وری بسیار ناچیز است. در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، بهره‌وری اندکی (کمتر از ۰/۵ درصد) افزایش می‌یابد. به نظر می‌رسد تکانه طرف عرضه ابتدا منجر به کاهش تولید و اشتغال بنگاه‌های با کمترین بهره‌وری می‌گردد. به طوری که بهره‌وری عمومی صنعت (هر چند به طور ناچیز) بالا می‌رود. اما در بلندمدت تکانه طرف عرضه بهره‌وری را به میزان کمی کاهش می‌دهد؛ هر چند که ممکن است این کاهش به لحاظ آماری معنادار نباشد.

جدول ۶، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی دستمزد را نشان می‌دهد. همان طور که می‌بینید، نوسان‌های دستمزد در افق‌های زمانی مختلف همچنان تحت تسلط قیمت تولیدکننده قرار دارد. یعنی منبع اصلی بازخورد به دستمزدها، قیمت‌های تولیدکننده است. شاخص قیمت در افق‌های زمانی مختلف بیش از ۵۳ درصد نوسان‌های دستمزد را توضیح می‌دهد. تکانه‌های مربوط به دستمزد نیز همانند الگوی قبل (بدون شامل کردن نرخ بیکاری) تنها در کوتاه‌مدت نقش قابل توجهی در نوسان‌های این متغیر (به میزان ۳۴ درصد) ایفا می‌کند. اما سهم تکانه مذکور در بلندمدت به کمتر از ۵ درصد می‌رسد که حکایت از موقتی بودن اثر تکانه دستمزد بر خود این متغیر دارد. سهم بهره‌وری در نوسان‌های دستمزد در الگویی که نرخ بیکاری ساکن را نیز شامل می‌شود اندکی افزایش یافته، اما هنوز این سهم در سطح پایینی قرار دارد و در بلندمدت کمتر از ۶ درصد می‌باشد. لازم به یادآوری

است که تکانه بهره‌وری عمدتاً از طریق کاهش قیمت تولیدکننده دستمزدهای حقیقی را متأثر می‌سازد. بالأخره سهم بیکاری در نوسان‌های دستمزد در کوتاه‌مدت تا میان‌مدت نزدیک به ۵ درصد و در بلندمدت (سال ششم) به ۱۲ درصد می‌رسد. از آن جا که الگو شامل چهار متغیر است و هر متغیر به طور متوسط ۲۵ درصد نوسان‌ها را می‌تواند توضیح دهد، نرخ بیکاری سهم متعادلی در توضیح نوسان‌های دستمزد ندارد.

جدول ۶. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی دستمزدها در VECM شامل متغیرهای Wind، PRind، Pind و U

با توجه به آن که نمی‌توان به نتایج هم انباشتگی در نمونه‌های کم اتکای زیادی نمود، با فرض وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو (r = ۱) نیز روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را مورد برآورد قرار دادیم. نتایج حاصله، دست کم به طور کیفی، تفاوتی با الگوی قبلی ندارد.

نکته قابل توجه آن است که در الگوی جدید، ضریب نرخ بیکاری در معادله تصحیح خطای

بهره‌وری در سطح اهمیت نهایی ۱۴ درصد مثبت می‌باشد. در الگوی قبلی نیز که معادلات تصحیح خطا با فرض دو بردار هم انباشته کننده (r = ۱) برآورد گردید، ضریب نرخ بیکاری در معادله بهره‌وری با یک سطح اهمیت نهایی قابل قبول مثبت به دست آمد. این ارتباط مثبت ظاهراً حکایت از آن دارد که بنگاه‌های اقتصادی می‌توانند بهره‌وری را به بهای اشتغال کمتر و بیکاری بیشتر افزایش دهند. در واقع، آزمون هم انباشتگی میان بهره‌وری و نرخ بیکاری پذیرفته می‌شود. اگر در الگوی مورد بحث، بار دیگر فرض کنیم دو بردار هم انباشته‌کننده وجود دارد، می‌توان آنها را همان طور که در جدول ۷ آمده، شناسایی و برآورد کرد. در این جا نیز متغیر نرخ بیکاری دارای ریشه واحد یا I(۱) فرض شده است. همان طور که در جدول ۶ می‌بینید، بردار دوم هم انباشتگی میان بهره‌وری و نرخ بیکاری را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، نوعی جای‌گزینی میان بیکاری و بهره‌وری در بخش صنعت وجود دارد. در بسیاری از سال‌ها، سیاست‌گذار اشتغال بیشتر را جای‌گزین بهره‌وری کرده است. در واقع، به هنگام افزایش درآمدهای نفتی و رونق اقتصادی، انحراف دستمزد (Wind-Pind-PRind) از بهره‌وری نیروی کار افزایش یافته و سیاست‌گذار عدم کارآیی حاصله را با اشتغال بیشتر و بهره‌وری و بیکاری کمتر تحمل کرده است. همچنین به هنگام کاهش درآمدهای ارزی با تکانه‌های خارجی منفی، شکاف دستمزد کاهش و نرخ بیکاری افزایش یافته است.

جدول ۷. شناسایی و برآورد بردارهای هم انباشته‌کننده

بیکاری در معادلات تصحیح خطای ساختاری دستمزد

در قسمت‌های قبل، معادلات تصحیح خطای ساختاری و تعابیر مختلفی که از آنها وجود دارد را مورد

بحث قرار دادیم. در این قسمت، الگوهای تصحیح خطا با تعابیر مختلف را برآورد و تحلیل می‌کنیم. فرض می‌کنیم که تورم و نرخ بیکاری مورد انتظار از روابط خود رگرسیونی زیر به دست می‌آیند:

چهار تعبیر از الگوهای تصحیح خطا به صورت زیر خواهد بود:

تعبیر فیلپس:

تعبیر سارگان:

تعبیر هندری:

به علاوه الگوی نیموئن (۱۹۹۲) با توجه به متغیرهای قابل دسترس در ایران به صورت زیر خواهد بود:

در سه تعبیر ECM از فیلیپس، سارگان و هندری، ابتدا به جای P از لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) استفاده کرده و سپس نتایج را با شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی نیز بازبینی می‌کنیم. همانند قبل، یک متغیر مجازی مربوط به سال ۱۳۵۸ نیز در تمام معادلات لحاظ شده است. جدول ۵ پیوست، برآورد الگوهای تصحیح خطای ساختاری با سه تعبیر ارائه شده از فیلیپس، سارگان و هندری را نشان می‌دهد. معادلات به روش OLS برآورد شده‌اند. آزمون‌های تشخیص در الگوهای فیلیپس و سارگان، حاکی از وجود خودهمبستگی پیاپی و عدم

تصریح صحیح الگو می‌باشد. اما سومین الگو (هندری) از تمام آزمون‌های تشخیص عبور می‌کند. R^2 نیز در الگوی برآورد شده هندری به مراتب بالاتر از دو الگوی دیگر است. متغیرهای تغییر نرخ بیکاری و شکاف دستمزد، الگوی هندری را از الگوی فیلیپس و سارگان متمایز می‌سازد. ضریب متغیر نرخ بیکاری (ΔU_{t-1}) که حساسیت کوتاه‌مدت دستمزد نسبت به نرخ بیکاری را نشان می‌دهد، در تمام الگوها مثبت و معنادار می‌باشد. اما ضریب نرخ بیکاری (U_{t-1}) که حساسیت بلندمدت دستمزد نسبت به نرخ بیکاری است، در هیچ کدام از الگوها معنادار نمی‌باشد. بنابراین، اهمیت نرخ بیکاری در تعیین دستمزدها در کوتاه‌مدت کاملاً آشکار است، در حالی که به نظر می‌رسد نرخ بیکاری بر دستمزدهای بلندمدت تأثیر کمتری دارد. این نتیجه، اثرات خود وابستگی در بازار کار را تأیید می‌کنند. قبلاً نیز مشاهده نمودیم که اثر تکانه‌های بیکاری بر دستمزد در بلندمدت تا حد زیادی خنثی می‌شود. دومین متغیری که منجر به حذف خود همبستگی پیاپی در الگوی هندری شده، متغیر شکاف دستمزدهاست. این نتیجه، بار دیگر تأکید بر حذف انحرافات دستمزد از طریق تعدیل متغیر مذکور در الگو دارد؛ هر چند دستمزدها نسبت به این عدم تعادل به کندی (با ضریب ۰/۱۵) تعدیل می‌شوند. کشش کوتاه‌مدت دستمزد نسبت به قیمت‌ها (ضریب متغیر (ΔCPI_{t-1}) کمتر از واحد است. به نظر می‌رسد توهم پولی، دست کم در کوتاه‌مدت، وجود دارد و دستمزدها به طور کامل نسبت به تغییرات قیمت تعدیل نمی‌شود. در ضمن، اگر به جای CPI از شاخص تعدیل ارزش افزوده بخش صنعت و معدن یا شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی استفاده کنیم، نتایج تفاوت محسوسی نخواهند کرد.

معادلات تصحیح خطای نیموئن نیز در حالت‌های مختلف مورد برآورد قرار گرفت. اما از آن جا که نتایج حاصله تفاوتی با سه الگوی دیگر ندارد، از ارائه آنها خودداری می‌نماییم. تنها اشاره می‌کنیم که در تمام الگوهای برآورد شده، ضریب نرخ بیکاری جاری (U_t) منفی و ضریب نرخ بیکاری دوره قبل (U_{t-1}) مثبت است که حکایت از وجود اثرات خود وابستگی در بازار کار دارد. یعنی به دنبال تکانه‌های منفی اقتصادی و افزایش بیکاری، دستمزدها ابتدا کاهش یافته و سپس افزایش می‌یابند؛ به طوری که اثر تکانه بیکاری بر دستمزدها در بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، تعامل میان متغیرهای دستمزد، بهره‌وری و بیکاری در اقتصاد ایران تحلیل گردید. اولین نگاه به بازار کار اقتصاد ایران از طریق مقایسه رفتار دستمزدها در دو بخش کارگاه‌های بزرگ صنعتی و ساختمان، حکایت از دوگانگی‌ها در بازار کار برحسب بخش‌های اولیه (رسمی) و ثانویه (غیررسمی) داشته است. مفهوم بخش رسمی که نخستین بار توسط سازمان جهانی کار در اوایل دهه ۱۹۷۰ معرفی شد، مربوط به فعالیت‌هایی می‌شود که تحت ساختار بخش‌های رسمی سازماندهی شده قابل طبقه‌بندی نیستند. معمولاً در این بخش، کالاهای غیرقابل تجارت تولید می‌شود. به دلیل نبود قراردادهای رسمی، قوانین حمایتی نیروی کار حاکم نبوده و حجم سرمایه، و در نتیجه بهره‌وری نهایی نیروی کار، پایین‌تر از بخش رسمی است. اگر کارگاه‌های بزرگ صنعتی را به عنوان نماینده‌ای از بخش رسمی (اولیه) و ساختمان را به عنوان نماینده‌ای از بخش غیررسمی یا حمایت نشده (ثانویه) اقتصاد در نظر بگیریم، دستمزدها در این دو بخش رابطه پایداری با یکدیگر نداشته و هر یک ساز و کار خاص خود را دنبال می‌کند. دستمزدها در دو بخش مذکور حاوی اطلاعات متفاوتی هستند و نمی‌توان آنها را در الگوسازی‌های سری زمانی یا اقتصادسنجی به عنوان جای‌گزینی از یکدیگر به کار برد. نتیجه مذکور، اولین دلیلی است که نشان می‌دهد رفتار متغیرها در بازار کار اقتصاد ایران را نمی‌توان صرفاً براساس رویکرد نئوکلاسیکی توضیح داد.

با در نظر داشتن دوگانگی مذکور در بازار کار، پویایی‌های نرخ بیکاری، دستمزدها و سهم نسبی عواملی که به لحاظ نظری رفتار دستمزدها و بهره‌وری را متأثر می‌سازند، بررسی گردید. انحراف دستمزد (یا به تعبیر دقیق‌تر، انحراف دستمزد حقیقی از بهره‌وری نیروی کار) از ویژگی‌های مهم بازار کار (اولیه) در اقتصاد ایران به شمار می‌رود. هر چند یک رابطه تعادلی بلندمدت میان دستمزدهای بخش اولیه، قیمت‌های تولیدکننده و بهره‌وری نیروی کار وجود دارد، اما ضریب برآورد شده متضمن ارتباط متناسب میان بهره‌وری و دستمزدهای حقیقی یا به تعبیر نیموئن، انعطاف‌پذیری دستمزدهای حقیقی نیست. به بیان دیگر، همراهی متناسب دستمزدهای حقیقی تولیدکننده و بهره‌وری متضمن فروض بسیار محدودکننده‌ای در الگوست که به سختی می‌توان آنها را پذیرفت.

حتی اگر ارتباط مذکور پذیرفته شود، روش‌های تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (VDCs) نشان می‌دهند که بهره‌وری سهم بسیار ناچیزی در نوسان‌های دستمزدها (حداکثر به میزان ۱۳ درصد) دارد. مطابق آزمون‌های علیت گرنجر، نقش بهره‌وری در تعیین دستمزدها به لحاظ آماری با اهمیت است. تکانه‌های بهره‌وری منجر به افزایش دستمزدهای حقیقی از طریق کاهش قیمت‌های تولیدکننده شده‌اند. بدین روی، هر چند تأکید بیش از حد بر انحرافات دستمزد گمراه‌کننده است، اما ساز و کار غالب بر رفتار دستمزدها، ملاحظات بهره‌وری نیروی کار نبوده و ملاحظات پیچیده‌تری در تعیین دستمزدها حاکم بوده است. به علاوه، رابطه علیت معکوسی از دستمزدها به بهره‌وری نیروی کار برقرار نیست. روش‌های تجزیه واریانس و توابع واکنش آنی نیز نقش افزایش دستمزدها در رشد بهره‌وری را ناچیز نشان می‌دهند. بنابراین، به نظر نمی‌رسد که دستمزدها هیچ‌گاه کمتر از سطح دستمزدهای کارآیی (که دستمزد به ازای هر واحد کوشش حداقل می‌شود) قرار گرفته باشد. به علاوه، انحراف دستمزدها از بهره‌وری نیروی کار به دنبال تکانه‌های اقتصادی برای یک مدت طولانی تداوم می‌یابد. به طوری که در سال ششم، ۲۶ درصد عدم تعادل اولیه در الگو باقی می‌ماند. این نتیجه، حکایت از چسبندگی‌های بازار کار در اقتصاد ایران دارد.

خواص سری زمانی نرخ بیکاری، دلالت بر آن دارد که این متغیر نزدیک به ساکن بوده، و بدین روی، رابطه بلندمدتی میان نرخ بیکاری احتمالاً ساکن و دستمزدهای غیرساکن نمی‌تواند وجود داشته باشد. به علاوه، هیچ رابطه تعادلی بلندمدتی میان رشد اقتصادی و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران (برخلاف رابطه اوکان در کشورهای توسعه یافته) وجود ندارد. نتایج مذکور نیز با رویکرد بازارهای کار جدا سازگاری داشته و می‌توان آنها را مبتنی بر پویایی‌های بخش ثانویه (غیررسمی) توضیح داد. مطابق رویکرد مذکور، ساکن بودن نرخ بیکاری نقش بخش غیررسمی را به عنوان ضربه‌گیر در مواجهه با تکانه‌های اقتصادی منعکس می‌سازد. تکانه‌های منفی اقتصادی منجر به انتقال نیروی کار در طول زمان از بخش رسمی به غیررسمی می‌شوند؛ هر چند این فرایند انتقال، به دلیل عدم تحرک نیروی کار میان بخش‌های اولیه و ثانویه، بسیار کند بوده و نرخ بیکاری را برای یک دوره طولانی (۵ سال) بالاتر از سطح تعادلی آن قرار می‌دهد. همان طور که بخش دوم در بررسی

روندهای اشتغال بخش‌های مختلف اقتصادی نیز اشاره شد، در دوره‌های رکود فعالیت‌های اقتصادی و کاهش تولید، سهم کارکنان مستقل بخش خصوصی (به عنوان شاخصی از بخش غیررسمی اقتصاد) افزایش و سهم کارکنان مزد و حقوق بگیر (به عنوان شاخصی از بخش رسمی) کاهش یافته است. برای مثال، سهم کارکنان مستقل بخش خصوصی از ۳۲ درصد در سال ۱۳۵۵ به ۴۰ درصد در سال ۱۳۶۵ افزایش یافت؛ به طوری که طی دوره مذکور، به رغم کاهش تولید، میزان اشتغال از ۸۷۹۹۴۲۰ به ۱۱۰۰۱۵۷۱ نفر رسیده است. تکانه‌های بیکاری در کوتاه‌مدت دستمزدها را کاهش داده، اما در بلندمدت دستمزدهای حقیقی تقریباً بدون تغییر می‌مانند. معادلات تصحیح خطای ساختاری نیز اثرات خود وابستگی در بازار کار را تأیید می‌کند. به این مفهوم که اثر کاهش بیکاری بر دستمزدها در بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت است. به علاوه، شواهدی مبنی بر همسویی تغییرات بهره‌وری و نرخ بیکاری وجود دارد؛ به طوری که با تعدیل اشتغال در بخش اولیه، بهره‌وری و هم زمان نرخ بیکاری افزایش یافته است.

توصیه‌های سیاسی

یکی از نتایج بسیار با اهمیت این پژوهش، تشخیص دوگانگی‌های بازار کار برحسب بخش‌های اولیه و ثانویه در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی است. به عبارت دیگر، نمی‌توان سیاست‌های بازار کار را نسبت به دو بخش مذکور به صورت متقارن و بی طرف تعیین نمود. به منظور افزایش بهره‌وری در بخش اولیه و کاهش عدم تعادل‌های طولانی در بازار کار، باید چسبندگی‌هایی را که قوانین و نهادهای موجود در بازار کار اولیه ایجاد می‌کنند به حداقل رساند و حمایت و امنیت شغلی نیروی کار را با یک نظام تأمین اجتماعی فراگیر محقق ساخت. بهره‌وری نیروی کار در بخش رسمی یا مدرن اهمیت زیادی دارد. از آن جا که در این بخش، کالاهای قابل تجارت تولید می‌شود، هدف اصلی سیاست‌گذار باید تعدیل اشتغال به منظور افزایش بهره‌وری باشد. صادرات و توسعه اقتصادی در گرو رشد بهره‌وری در بخش اولیه است.

تنظیم روابط صحیح و بلندمدت میان کارگر و کارفرما در بخش اولیه (رسمی) به منظور افزایش

نقش بهره‌وری در نوسان‌های دستمزد و کاهش چسبندگی‌ها و عدم تعادل‌های طولانی در بازار کار ضروری است. رابطه بلندمدت میان کارگر و کارفرما از اهمیت زیادی در بخش اولیه برخوردار می‌باشد. زیرا در این صورت کارگران حداقل سرمایه‌گذاری را برای کسب آموزش و مهارت می‌نمایند. در بخش اولیه کارگران آموزش‌هایی به دست می‌آورند که تنها برای همان بنگاه خاص کاربرد دارد، و بدین روی، با قطع رابطه میان کارگر و کارفرما هر دو گروه متضرر می‌شوند. در نتیجه، یک موقعیت انحصار دو طرفه میان کارگر و کارفرما وجود دارد. در شرایط انحصار دو طرفه، اگر هزینه‌های چانه‌زنی و معامله بالا باشند، ممکن است هیچ گونه معامله‌ای انجام نگیرد. بنابراین، نهادهای بازار کار، مانند تشکل‌ها و اتحادیه‌های کارگری و کارفرمایی و قوانین مربوطه باید به گونه‌ای طراحی شوند که فرایند چانه‌زنی دستمزدها را تسهیل کرده و رابطه بلندمدت میان کارگر و کارفرما را تضمین نمایند. به همین دلیل، عده‌ای از اقتصاددانان معتقدند که اتحادیه‌های کارگری و کارفرمایی دارای بازخورد مثبت بوده و هزینه‌های چانه‌زنی بر سر دستمزدها را کاهش می‌دهند. نقش اتحادیه‌های کارگری و کارفرمایی در ارتقای بهره‌وری و کاهش چسبندگی‌های بازار کار خارج از میدان مطالعه حاضر می‌باشد و موضوعی است که باید در پژوهش‌های آتی به آن توجه شود. تنها می‌توان اشاره کرد که حضور تشکل‌های کارگری و کارفرمایی هر چند ممکن است برای کاهش هزینه‌های طبیعی اخراج نیروی کار (مانند آموزش نیروی کار جدید و افزایش مهارت شغلی وی) و تنظیم روابط کارآمدتر میان کارگر و کارفرما ضروری باشد، اما اتحادیه‌ها یا قوانین بازار کار نمی‌توانند جای‌گزین نظام تأمین اجتماعی شوند. در چنین شرایطی، عملکرد این تشکل‌ها منجر به چسبندگی اشتغال و دستمزدها و عدم کارآیی بازار کار (اولیه) خواهد شد.

از آن جا که رابطه پایدار و با ثباتی میان بهره‌وری و دستمزدهای حقیقی در بخش اولیه وجود نداشته و انحراف دستمزد برای یک دوره طولانی تداوم می‌یابد، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های دولت در بخش اولیه در جهت انعطاف‌پذیری بیشتر بازار کار و تنظیم روابط کارآمدتری میان کارگر و کارفرما اصلاح گردد؛ به طوری که نقش ملاحظات بهره‌وری در نوسان‌های دستمزد و اشتغال در بخش اولیه افزایش یابد. هر گونه افزایشی در دستمزدهای حقیقی ماورای رشد بهره‌وری نیروی کار،

هیچ اثر بلندمدتی بر بهره‌وری نیروی کار و رفاه کارگران ندارد. بدین روی، تجدید نظر در ساختار نهادی و قانونی موجود برای افزایش انعطاف‌پذیری بازار کار (مانند استقلال عمل بیشتر بنگاه‌ها برای اخراج نیروی کار و انعطاف‌پذیری بیشتر دستمزد) ضروری است.

از آن جا که رابطه روشنی (به مفهوم هم انباشتگی) میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی در ایران وجود ندارد. دنبال کردن هدف کاهش نرخ بیکاری صرفاً براساس افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، سیاست صحیحی به نظر نمی‌رسد. توجه به صنایع کوچک اشتغال‌زا و ایجاد شغل در بخش ثانویه از اهمیت زیادی برای حل بحران بیکاری برخوردار است. از پتانسیل‌های بخش غیررسمی برای افزایش اشتغال و کسب درآمد می‌توان به خوبی سود جست. امروزه برخلاف گذشته، بخش غیررسمی یک بخش فقیر و ورشکسته تلقی نمی‌شود. بسیاری از فعالیت‌های این بخش، مانند خدمات تعمیراتی، فعالیت‌های مفیدی هستند که باعث افزایش طول عمر کالاهای بادوام شده و از اتلاف منابع جلوگیری می‌کنند. با سرمایه‌گذاری بسیار کمی اشتغال زیادی را می‌توان در این بخش ایجاد نمود. متأسفانه بسیاری از فعالیت‌های این بخش به رسمیت شناخته نشده و شبکه بانکی رغبت کمی به اعطای اعتبار به فعالیت‌های مذکور داشته است. به علاوه، بنگاه‌های کوچک، برخلاف بنگاه‌های بزرگ بخش رسمی، دسترسی به بازار سرمایه و دیگر ابزارهای تأمین مالی را ندارند. بنابراین، با حمایت‌های لازم از بخش غیررسمی (شامل صنایع کوچک) می‌توان به هدف اشتغال حتی با نرخ‌های کمتر رشد اقتصادی نیز نایل آمد. کیفیت رشد اقتصادی اهمیت بیشتری از کمیت آن در حصول به هدف کاهش نرخ بیکاری و افزایش اشتغال دارد.

پیوست

جدول ۱. آزمون ریشه‌های واحد

توضیحات: در آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته تعداد تفاضل‌های با وقفه مطابق معیارهای AIC و SBC برابر واحد و در آزمون Phillips-Perron وقفه قطع برابر ۳ انتخاب شده است. علایم *، **، *** به ترتیب معنادار بودن در سطوح اهمیت ۱۰ درصد، ۵ درصد، ۱ درصد را نشان می‌دهند.

جدول ۲. آزمون هم انباشتگی میان متغیرهای Wind، Pind، PRind

جدول ۳. آزمون هم انباشتگی میان متغیرهای Wind، Pind، PRind و U

جدول ۴. برآورد معادلات تصحیح خطای VECM شامل متغیرهای U و PRind و Pind و Wind

توضیحات: اعداد داخل پرانتز در زیر ضریب‌ها، نسبت‌های t هستند. اعداد داخل پرانتز رو به روی مقادیر آماره آزمون، سطوح اهمیت نهایی می‌باشند.

جدول ۵. برآوردهای OLS از مدل‌های تصحیح خطای ساختاری برای دستمزد

توضیحات: اعداد داخل پرانتز در زیر ضریب‌ها، نسبت‌های t هستند. اعداد داخل پرانتز در رو به روی مقدار آماره آزمون سطوح اهمیت نهایی را نشان می‌دهند.

نمودار ۱. توابع واکنش آنی ناشی از تکانه واحد بهره‌وری

نمودار ۲. توابع واکنش آنی ناشی از تکانه واحد دستمزدها

نمودار ۳. شدت تداوم اثر تکانه کل دستگاه بر بردار هم انباشته‌کننده

نمودار ۴. تابع واکنش آنی ناشی از تکانه واحد بیکاری

نمودار ۵. توابع واکنش آنی ناشی از تکانه بیکاری

منابع

Agenor, P.R. and J. Aizenman. (1994). *Macroeconomic Adjustment with Segmented Labor Markets.* Working paper No. 94/56, IMF.

Andrews, M.J. (1986). Emprical Models of the UK Aggregate Labour Market: A Survey. *Economic Perspectives.* Vol. 4. pp. 175-223.

Alogoskoufis, G. and R. Smith. (1996). On Error Correction Models: Specifiction, Interpretation, Estimation:, in L. Oxley, D. A.R. George, C.J. Robert and S. Says. (eds). *Surveys in Economics.* Oxford: Blackwell, 130-170.

Bodart, V. and J. Le Dem. (1995). Labor Market Representation in Quantitative Iuoire. *Macroeconomic Models For Developing Countries: An Application to Cote d´lvoire.* Working Paper No. 95/87, IMF.

Borjas, G.J. (1996). *Labor Economic.* Mc Graw - Hill, INC.

Christofides, A. (1996). *Italian Unemployment 1975-1996: An Analysis of Macroeconomic Shocks and Policies Using Evidence from a Structural Vector Autorregression.* Working Paper No. 96/36, IMF.

De Freitas, G. (1986). A Time - Series Analysis of Hispanic unemployment. *Journal of Human Resources 21.* pp. 24-43.

Fallon, Peter and Donald Verry. (1988). *The Economics of Labor Markets.* Phillip Allan.

Heckman. J.J. (1974). Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply. *Econometrica.* Vol. 42, pp. 679-694.

Hayard, P.R.G. and S.J.Nickell. (1985a). *Unemployment, Real Wages and Aggregate Demand in Europe, japan and the US.* Center for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper No. 214.

_____. (1985b). The Causes of British Unemployment. *National Institute Economics Reviews.* February, pp. 62-85.

Nymoen, R. (1992). Finnish Manufactacturing Wages 1960-1987: Real Wage Flexibility

and Hysteresis. *Journal of Policy Modelling*. 14, 4, pp. 429-451.

Taubman, P. and M.L. Wacher. (1986). Segmented Labor Markets. In O.Ashenfelter and R.Layard (eds). *Handbook a Labor Economics*. Vol, II, Elsevier Science Publishers.

Thomas, A.H. (1994). *The Response of Wages and Labor Supoly Movements to Employmenet Shock Across Europe and the United States*. Working Paper No. 94/158, IMF.