

بررسی توان اشتغال‌زایی بخش ساختمان در ایران

رضا نجارزاده*

مجید حسین‌پور**

تاریخ دریافت: ۸۳/۸/۱۸ تاریخ پذیرش: ۸۴/۴/۱۴

چکیده

در مقاله حاضر سعی شده است اشتغال‌زایی بخش ساختمان از طریق تابع تقاضای نیروی کار بخش ساختمان مورد بررسی قرار گیرد. بر اساس الگوی به‌دست آمده از تابع هزینه تولیدکننده، تقاضای نیروی کار بخش ساختمان برای دوره ۸۲-۱۳۵۳ برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای نیروی کار با استفاده از روش (ARDL) نشان از رابطه منفی بین دستمزد واقعی با اشتغال بخش ساختمان و همچنین رابطه مثبتی بین ارزش افزوده بخش مذکور با اشتغال آن بخش وجود دارد. همچنین الگوی تصحیح خطای (ECM) که بیانگر ارتباط اشتغال با متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت است، نشان می‌دهد که تقاضای نیروی کار بخش ساختمان در هر سال ۴۹ درصد به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. در نهایت بر اساس الگوی به‌دست آمده و دو سناریوی انتخاب شده، اشتغال بخش ساختمان تا پایان برنامه چهارم توسعه مورد پیش‌بینی قرار گرفته است. نتایج حاصل از پیش‌بینی نیروی کار در بخش مذکور در هر دو گزینه حاکی از بالا بودن متوسط سهم اشتغال سالانه پیش‌بینی شده در این مطالعه در مقایسه با اشتغال سالانه کل پیش‌بینی شده در اهداف برنامه سوم توسعه است.

طبقه‌بندی JEL: C22, C2, L1, L13.

کلیدواژه: اشتغال، تقاضا، عرضه، نیروی انسانی و ساختمان.

* استادیار تربیت مدرس.

** فوق‌لیسانس اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

۱- مقدمه

چشم‌انداز بازار کار ایران هم از جهت تقاضا و هم از جهت عرضه نیروی کار به یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان توسعه تبدیل شده است. از یک سو بازار کار با ورود تصاعدی نیروی کار روبه‌رو شده است و از دیگر سو بر اساس پیش‌بینی‌های مختلف، این بازار توان جذب چنین نیروی عظیمی را نخواهد داشت. طبق اهداف کمی برنامه سوم توسعه می‌بایست ۳۸۲۵ هزار شغل جدید به وجود می‌آمد در حالی که طی سال‌های برنامه مذکور حدود ۲۹۰۰ هزار شغل به‌طور خالص ایجاد شده است^۱ که با توجه به‌فزونی جمعیت فعال کشور (عرضه نیروی کار)، شاهد نرخ بیکاری دو رقمی ۱۲/۳ درصد در سال ۱۳۸۳ بوده که در مقایسه با نرخ ۹/۱ درصدی سال ۱۳۷۵ وضعیت نامناسبی را نشان می‌دهد. در حالی که اصل ۴۳ قانون اساسی ج.ا. ایران بر پایه تأمین شرایط و امکانات کار برای همه به‌منظور رسیدن به‌اشتغال کامل و قرار دادن وسایل کار در اختیار همه کسانی که قادر به‌کارند ولی وسایل کار در اختیار ندارند، استوار است.

از سوی دیگر با توجه به‌این‌که فعالیت‌های بخش ساختمان علاوه بر احداث واحدهای مسکونی که به‌عنوان یکی از نیازهای اساسی در اصل ۳۱ قانون اساسی ج.ا. ایران^۲ بدان توجه شده است، شامل احداث و توسعه راه‌ها، بنادر، فرودگاه‌ها و... می‌شود که ارتباط قوی با سایر بخش‌ها به‌ویژه صنعت دارد و رکود یا تقویت این بخش به‌سایر بخش‌ها تسری می‌یابد. لذا برای پیشگیری از وخامت پدیده نامطلوب بیکاری و جلوگیری از کمبودها و تنگناهای بازار کار این بخش، آگاهی از ساختار و پتانسیل‌های موجود در بخش‌های اقتصادی کشور از جمله بخش ساختمان یکی از عوامل مهم و اصلی موفقیت در برنامه‌ریزی توسعه به‌شمار می‌رود. به‌عبارتی لازمه غلبه بر این بحران گسترش اشتغال از طریق افزایش آگاهانه سرمایه‌گذاری‌ها در فعالیت‌های کاربر از قبیل صنعت ساختمان است.

۱- گزارش اقتصادی سال ۱۳۸۳ و نظارت بر عملکرد برنامه سوم توسعه، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور ۱۳۸۴، ج اول، ص ۱۹۲.

۲- این اصل داشتن مسکن مناسب با نیاز خانوار را حق هر ایرانی می‌داند.

موضوع اصلی مقاله حاضر بحث اشتغال‌زایی بخش ساختمان از طریق بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار بخش مذکور است که بر مبنای روش‌های اقتصادسنجی مورد بررسی قرار گرفته است. از این رو نخست مبانی نظری الگو و روش برآورد آن مطرح خواهد شد. سپس با برآورد و ارزیابی عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار بخش ساختمان با استفاده از الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای نیروی کار به تخمین میزان تقاضای نیروی کار بخش ساختمان که با سطح اشتغال بخش یکسان در نظر گرفته شده پرداخته و با پیش‌بینی میزان اشتغال در سال‌های آتی سعی خواهد شد اهمیت بخش ساختمان از لحاظ ایجاد اشتغال‌زایی مورد بررسی قرار گیرد.

۲- معرفی الگو و روش برآورد آن

برای دستیابی به تحلیل کمی تقاضای نیروی کار نیاز به تدوین الگویی است که خصوصیات تابع مورد نظر را در قالب ریاضی عرضه کند. به این منظور یکی از روش‌های استخراج تابع تقاضای نیروی کار، که معادل با روش حداکثر نمودن سود است، روشی است که از تابع هزینه تولیدکننده استفاده می‌شود. چنانچه مخارج تولیدکننده (C) نسبت به سطح مفروضی از تولید (Q) حداقل بشود از حل دستگاه شرط لازم F.O.C¹ می‌توان تابع تقاضای جبرانی را به دست آورد (در معادلات زیر x نهاده و r قیمت نهاده است):

$$\begin{aligned} \text{Min} \quad C &= \sum_{i=1}^n r_i x_i \\ \text{s.t} \quad Q &= f(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad \text{s.t} \quad Q = f(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (1) \\ L &= \sum_{i=1}^n r_i x_i - \lambda [f(x_1, x_2, \dots, x_n) - Q] \end{aligned}$$

1- First Order Condition (F.O.C).

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial x_1} = r - \lambda f_1 = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial x_n} = r_n - \lambda f_n = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} = f(x_1, x_2, \dots, x_n) - Q = 0 \end{cases}$$

از حل دستگاه فوق تابع تقاضای جبرانی را می‌توان به صورت زیر به دست آورد.

$$x_1^* = x_1^*(r_1, \dots, r_n, Q)$$

⋮

$$x_n^* = x_n^*(r_1, \dots, r_n, Q)$$

حال اگر مقادیر x_i^* ها را در معادله هزینه (۱) قرار دهیم، تابع هزینه تولیدکننده به صورت زیر حاصل خواهد شد:

$$C = C(r_1, \dots, r_n, Q) = \sum_{i=1}^n r_i x_i(r_1, \dots, r_n, Q) \quad (2)$$

تابع هزینه فوق به صورت تابعی از سطح تولید و قیمت نهاده‌ها تعریف شده است و در شرایط رقابت کامل توصیف کاملی از رفتار بنگاه را فراهم می‌کند و دارای خواص زیر است:

- تابعی افزایشی از سطح تولید و قیمت نهاده‌ها است.
- همگن از درجه یک بر حسب قیمت نهاده‌ها است.
- مقعر است.
- اگر از این تابع نسبت به قیمت نهاده‌ها مشتق بگیریم، سیستم معادلات تقاضا به دست می‌آید که تابعی از سطح تولید و قیمت نهاده‌ها می‌باشند.^۱
- اکنون با استفاده از لم شفارد^۲ می‌توان بین تابع هزینه تولیدکننده و توابع

۱- فرجادی، غلامعلی، "نیروی انسانی، بازار کار و اشتغال"، سازمان برنامه و بودجه، جلد سوم، خرداد ۱۳۷۸،

تقاضای نهاده‌ها ارتباط برقرار نمود:

$$\frac{\partial C}{\partial r_i} = x_i(r_1, \dots, r_n, Q) + \sum r_i \frac{\partial x_i(r_1, \dots, r_n, Q)}{\partial r_i} \quad (3)$$

قسمت دوم سمت راست رابطه (۳) برابر صفر است.^۱ بنابراین تابع تقاضای هر یک از نهاده‌ها به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$x_i^d = x_i(r_1, \dots, r_n, Q) \quad (4)$$

این تابع همچنین با الگوهای رقابت ناقص در بازار تولید سازگار است.^۲ لذا برای به دست آوردن تابع تقاضای نیروی کار به عنوان یکی از نهاده‌های تولید، اگر فرض کنیم که تابع هزینه کل بخش ساختمان به صورت زیر است:

$$C = C(w, Kp, Pco, Q) \quad (5)$$

که در آن w قیمت نیروی کار (دستمزد واقعی نیروی کار)، Kp قیمت سرمایه و Pco قیمت مصالح ساختمانی به عنوان هزینه‌های مورد نیاز بخش مذکور و Q نیز میزان واقعی تولید است، با استفاده از لم شفارد، تابع تقاضای نیروی کار را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$L^d = L(w, Kp, Pco, Q) \quad (6)$$

لیکن یکی از لازمه‌های پیش‌بینی و تحلیل سیاست‌های اقتصادی در این رابطه، توانایی ارزیابی الگو و آزمون تطابق نظریه‌های مرتبط با هر یک از مشاهدات تجربی است. لذا در این قسمت الگوی تقاضای نیروی کار در بخش

۱- اگر قضیه اولر را در مورد تابع تقاضای جبرانی بکار ببریم جواب آن با قسمت دوم سمت راست رابطه یاد شده برابر است و چون توابع تقاضای جبرانی همگن از درجه صفر نسبت به قیمت نهاده‌ها است بنابراین رابطه اولر به دست آمده برابر با صفر خواهد بود:

$$X_1 = X_1(r_1, \dots, r_n, Q)$$

$$\frac{\partial X_1}{\partial r_1} \cdot r_1 + \dots + \frac{\partial X_1}{\partial r_n} \cdot r_n = n X_1(r_1, \dots, r_n, Q)$$

n در رابطه فوق درجه همگنی تابع است و همانطور که گفته شد برابر صفر است.

ساختمان با بهره جستن از روش خودبازگشت توزیع تأخیری (ARDL)^۱ با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۵۳ مورد برآورد و تجزیه و تحلیل قرار گرفته و توان اشتغال‌زایی بخش مذکور با استفاده از پیش‌بینی‌های به‌دست آمده از الگو مورد بررسی قرار می‌گیرد.

هر چند پایایی متغیرهای سری زمانی یک رابطه رگرسیونی را می‌توان از طریق تفاضل‌گیری تأمین کرد لیکن در این صورت مشکل حفظ اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها را خواهیم داشت. به‌همین خاطر از روش همجمعی^۱ یا همگرایی یا هم‌انباشتگی کمک می‌گیریم تا بتوان رگرسیونی بدون هراس از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرهای سری زمانی برآورد کرد. به‌منظور تحلیل‌های همگرایی، روش‌های نوین الگوسازی توسط گرنجر، انگل و گرنجر معرفی و سپس جوهانسن، جوهانسن و جوسیلیوس و پسران وشین توسعه داده شدند که الگوهای پویایی را با تأکید بر اهمیت تفکیک روابط بلندمدت از کوتاه‌مدت به‌دست می‌دهند.

هر یک از روش‌های انگل - گرنجر و الگوی VAR چند متغیره جوهانسن دارای معایب و کاستی‌هایی هستند. به‌طوری‌که روش انگل - گرنجر تنها زمانی که تمام متغیرهای الگو ناپایا باشند، می‌تواند انجام شود و الگوی VAR بر تئوری‌های اقتصادی تأکید ندارد و زمانی که تعداد متغیرها در سیستم زیاد است، به‌واسطه رعایت درجه‌های آزادی انجام آن مشکل است.

به‌هر حال به‌خاطر معایب و مشکلات دو روش مذکور در این مطالعه از روش خودبازگشت توزیع تأخیری (ARDL) پسران وشین (۱۹۹۹)^۳ استفاده شود. مزیت اصلی این روش این است که برخلاف روش‌های دیگر الگوسازی، بدون توجه به ویژگی‌های پایایی متغیرهای به‌کار برده شده در الگو، می‌توان نسبت به‌استنتاج برآوردهای بلندمدت اقدام نمود. علاوه بر آن برعکس الگوی VAR

1- Auto-Regressive Distributed lag (ARDL).

2- Co-integration.

3- Pesaran & shin (1999).

ممکن است تعداد متغیرهای مدل زیاد باشد^۱ لذا جهت شناخت روش
ARDL (p, q₁, q₂, ..., q_n) به تفسیر آن می‌پردازیم:

$$\phi(L, p) y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i (L, q_i) x_{it} + \delta' w_t + u_t$$

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (7)$$

$$\beta_i (L, q_i) = \beta_{i0} - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q$$

که در آن L عملگر وقفه، W_t برداری از متغیرهای غیر تصادفی (قطعی) نظیر
عرض از مبدأ، متغیر روند و متغیرهای مجازی با وقفه‌های ثابت است. y متغیر
وابسته و x_i متغیرهای مستقل هستند. در روش ARDL الگوی (7) به‌ازای مقادیر
q_i = 0, 1, ..., m و p = 0, 1, ..., m به‌روش OLS و به‌تعداد (m+1)^{k+1} بار
تخمین زده می‌شود. حداکثر تعداد وقفه‌ها (m) توسط محقق تعیین می‌شود.
سپس در مرحله دوم به‌محقق این امکان داده می‌شود تا از بین (m+1)^{k+1}
رگرسیون برآورد شده یکی را با توجه به چهار ضابطه آکاییک (AIC)، شوارز-
بیزین (SBC)، حنان - کوئین و یا \bar{R}^2 انتخاب کند.^۲ در مطالعه حاضر با توجه
به‌حجم نسبتاً کم نمونه، ضابطه شوارز - بیزین (SBC) را ملاک عمل قرار
می‌دهیم زیرا این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند.

۳- برآورد و ارزیابی الگو

در این بخش از تحقیق به‌بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار بخش
ساختمان با استفاده از روش اقتصادسنجی ARDL در بلندمدت و کوتاه‌مدت
می‌پردازیم. همان‌طور که در قسمت قبل اشاره شد، با استفاده از لم شفارد و تابع
تقاضای نیروی کار از تابع هزینه بنگاه استخراج شد. الگویی که بر اساس رابطه

1- Sezgin.S & Yildirim.J, (2002).

۲- نوفرستی، محمد، پیشین، صص ۹۵-۹۶.

(۷) روش ARDL برای برآورد تابع تقاضای نیروی کار بخش ساختمان در این تحقیق استفاده شده به شکل زیر است:

$$\log L^d = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \log L_{t-j}^d + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \log Q_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} \log w_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} \log Kp_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \log Pco_{t-j} + \delta Dum + \delta' t + u_t \quad u_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (8)$$

که در آن به جای دستمزد (w) از شاخص دستمزد خدمات ساختمانی به قیمت ثابت که با استفاده از تعدیل کننده ارزش افزوده بخش ساختمان تعدیل شده به کار گرفته شده است و از نسبت موجودی سرمایه به شاخص قیمت مسکن (Kp) به عنوان شاخصی به جای قیمت سرمایه استفاده شده است. همچنین از شاخص عمده فروشی مصالح ساختمانی (Pco) به قیمت ثابت به عنوان متغیر جانشین هزینه مواد اولیه ساختمان مورد استفاده قرار گرفته شده است.

حداکثر تعداد وقفه‌ها برای الگوی فوق یک در نظر گرفته شده است و با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه، از معیار شوارز-بیزین استفاده شده است، زیرا این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند. لذا معیار فوق به نیروی کار و قیمت سرمایه یک وقفه و برای متغیرهای دستمزد، قیمت مصالح ساختمانی و ارزش افزوده بخش ساختمان وقفه‌ای تخصیص نداده است. بر این اساس بهترین الگوی انتخاب شده توسط نرم افزار Microfit به صورت زیر است:

$$\log L^d = 7.17 + 0.51 \log L^d (-1) + 0.16 \log Q - 0.32 \log W \quad (9)$$

(آماره): (8) (6.7) (3.4) (-3.4)

$$-0.32 \log Pco - 0.03 \log Kp (-1) + 0.06t + 0.02 Dum \quad (دوران جنگ تحمیلی)$$

(-6.8) (-2.7) (7.6) (1.23)

$$R^2 = 0.99 \quad F(6,20) = 207.55$$

$$\bar{R}^2 = 0.98 \quad D.W = 1.95$$

همان طور که از الگوی فوق پیداست، به جز ضریب قیمت سرمایه (Kp) که تنها

با یک وقفه معنی‌دار شده است و متغیر مجازی در نظر گرفته شده برای دوران جنگ تحمیلی که در سطح ۶۵ درصد معنی‌دار بوده، ضرایب بقیه متغیرها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. R^2 بالا نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل به‌خوبی رفتار متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. الگوی فوق، گواهی این است که سطح دستمزد واقعی بخش ساختمان رابطه منفی و معنی‌داری با اشتغال (نیروی کار) بخش ساختمان دارد و به‌ازای یک درصد افزایش در دستمزدهای واقعی کارکنان بخش ساختمان منجر به کاهش ۰/۳۲ درصدی در تقاضای نیروی کار می‌شود. ارزش افزوده بخش مذکور هر چند از کشش‌پذیری پایینی نسبت به تقاضای نیروی کار برخوردار است، لیکن به‌لحاظ آماری رابطه مثبت و معنی‌داری نسبت به اشتغال بخش ساختمان دارد به‌نحوی که یک درصد افزایش در ارزش افزوده این بخش ۰/۱۶ درصد افزایش در جذب نیروی کار (اشتغال) بخش را به‌دنبال خواهد داشت ضمن آن که ضریب شاخص قیمت سرمایه هر چند از کشش‌پذیری پایینی نسبت به تقاضای نیروی کار برخوردار است، لیکن رابطه منفی و معنی‌داری نسبت به اشتغال بخش دارد. همچنین تقاضای نیروی کار بخش ساختمان با شاخص قیمت مصالح ساختمانی به‌عنوان متغیر جانشین قیمت مواد اولیه بخش مذکور رابطه منفی و معنی‌داری دارد که افزایش یک درصد در قیمت مصالح ساختمانی باعث کاهش ۰/۳۲ درصدی تقاضای نیروی کار خواهد شد. از سوی دیگر ضریب اشتغال با وقفه برابر ۰/۵۱ است و بیانگر این نکته است که اشتغال تحت تأثیر تقاضای نیروی کار دوره قبل نیز است. همچنین متغیر روند زمانی به‌عنوان عامل پیشرفت فنی تأثیر بسیار ناچیزی بر اشتغال بخش ساختمان داشته است.

به‌منظور آزمون همگرایی الگوی فوق در روش ARDL، چنانچه مجموعه ضرایب با وقفه موبوط به‌متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد الگوی پویا به‌سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد یافت. بنابراین طبق معیار شوارز - بی‌زین (SBC) در الگوی فوق تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیر وابسته نیروی کار تنها

یک وقفه است و می‌توان فرضیه زیر را مورد آزمون قرار داد:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_1 - 1 \geq 0 \\ H_1 : \alpha_1 - 1 < 0 \end{cases}$$

کمیت آماره آزمون فرضیه فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{S_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{0.51 - 1}{0.077} = -6.36$$

که با توجه به کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر^۱ در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۳/۲۷- است. در نتیجه فرضیه صفر رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تقاضای نیروی کار بخش ساختمان وجود دارد.

بنابراین رابطه زیر به عنوان الگوی بلندمدت تقاضای نیروی کار بخش ساختمان به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \log L^d = & 1.48 + 0.34 \log Q - 0.66 \log w - 0.05 \log Kp - 0.66 Pco \\ & (2.6) \quad (-2.67) \quad (-1.79) \quad (-4.07) \quad (1.24) \\ & + 0.04 Dum + 0.12 t \\ & (4.83) \quad (9.5) \end{aligned}$$

به لحاظ آماری به جز ضریب قیمت سرمایه که در سطح اطمینان ۸۵ درصد معنی‌دار است و متغیر مجازی با سطح اطمینان ۶۵ درصد، بقیه ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. به لحاظ تئوری‌های اقتصادی در الگوی بلندمدت تقاضای نیروی کار، علائم هر یک از ضرایب سازگار است، به نحوی که دارای عرض از مبدأ مثبت و معنی‌دار و رابطه منفی بین دستمزد واقعی نیروی کار را شاهد هستیم و به ازای یک درصد افزایش در دستمزدهای واقعی نیروی کار منجر به کاهش ۰/۶۶ درصدی در تقاضای نیروی کار بخش ساختمان در بلندمدت خواهد شد و به طور مشابه یک درصد افزایش در قیمت مصالح ساختمانی و قیمت

1- Banerjee, A., Dolado, J. and R. mester.

سرمایه بخش ساختمان در بلندمدت، به ترتیب ۰/۶۶ و ۰/۰۵ درصد کاهش اشتغال در بخش مذکور را به دنبال خواهد داشت. در حالی که افزایش یک درصدی در تولید یا به عبارتی ارزش افزوده بخش ساختمان، افزایش ۰/۳۴ درصدی تقاضای نیروی کار در بلندمدت را شاهد خواهیم بود.

ملاحظه می‌شود که کشش تقاضای نیروی کار بخش ساختمان نسبت به دستمزد واقعی (W) و قیمت مصالح ساختمانی در مقایسه با سایر ضرایب بالاتر است که مبین این امر می‌تواند باشد که سهم هزینه‌های نیروی کار و مصالح ساختمانی در هزینه‌های تولید ساختمان قابل ملاحظه است. در حالی که کشش نسبت موجودی سرمایه به قیمت مسکن به عنوان جانشین کشش قیمتی سرمایه تأثیر چندان زیادی بر تقاضای نیروی کار بخش مذکور ندارد. این امر را احتمالاً بتوان دلیلی بر کاربر بودن بخش ساختمان نیز دانست. به دلیل تعداد زیاد تولیدکنندگان و تقاضاکنندگان این بخش، ساختار این بازار یک ساختار نسبتاً رقابتی است و با توجه به این که بیشترین تولید این بخش توسط بخش خصوصی صورت می‌گیرد و به دلیل روزمزد بودن کارگران، تعدیل نیروی کار به سادگی انجام می‌شود.

همچنین قدر مطلق کشش بلندمدت هر یک از متغیرهای دستمزد و ارزش افزوده بخش ساختمان، بزرگ‌تر از کشش کوتاه‌مدت آن متغیرها در الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای نیروی کار است که مطابق با تئوری‌های اقتصادی در بحث تقاضای نیروی کار است.

الگوی تصحیح خطا (ECM) که بیانگر ارتباط نیروی کار بخش ساختمان با متغیرهای مستقل در کوتاه‌مدت است و پویایی کوتاه‌مدت تابع تقاضای نیروی کار را نشان می‌دهد، به صورت زیر است:

$$\Delta \log L^d = -0.49 \text{ ECM}(-1) + 7.18 + 0.16 \Delta \log Q - 0.32 \Delta \log w$$

(آماره t): (−6.2) (8) (13.36) (5.1)

$$-0.32 \log P_{co} + 0.06t$$

(−3.4) (7.6)

$$R^2 = 0.93 \quad F(7,21) = 37.62$$
$$\bar{R}^2 = 0.90 \quad D.W = 1.95$$

با توجه به آماره t داخل پرانتز به استثناء ضریب قیمت سرمایه که به لحاظ آماری معنی دار نبوده و از الگوی کوتاه مدت فوق حذف شده، بقیه ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد کاملاً معنی دار است. گنجاندن الگوی بلندمدت تقاضای نیروی کار در الگوی کوتاه مدت آن به صورت یک دوره تصحیح خطا، اشاره دارد به این که تقاضای نیروی کار هر سال ۴۹ درصد به سمت تعادل بلندمدت تعدیل خواهد شد. به عبارتی عدم تعادل با یک وقفه تقریباً ۲ ساله تعدیل می شود که نشان دهنده سرعت بالای تعدیل است. نتیجه مذکور احتمالاً ناشی از روزمزد بودن کارگران و هزینه تعدیل پایین در بازار نیروی کار است. و از طرفی می توان بر زودبازده بودن این بخش صحه گذاشت. ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۹۳ است که نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی کوتاه مدت است. همچنین کشش دستمزد در الگوی پویای کوتاه مدت فوق نشان می دهد که با افزایش یک درصد در دستمزد نیروی کار، بیشترین تأثیر را در کوتاه مدت بر اشتغال بخش ساختمان دارد و بلافاصله در همان سال ۰/۳۲ درصد از تقاضای نیروی کار کاسته می شود که بیانگر هزینه بالای نیروی انسانی در فعالیت های ساختمانی و به عبارتی کاربر بودن بخش مذکور را نشان می دهد.

۴- پیش بینی

پس از بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار (اشتغال) در بخش ساختمان، می توان اشتغال زایی این بخش را با توجه به روند گذشته پیش بینی کرد و بر

اساس آن به‌راه کارهای عملی برای لحاظ نمودن در برنامه‌ها و سیاست‌های اشتغال‌زایی در بخش مذکور دسترسی پیدا کرد. از این رو بر اساس الگوی برآورد شده با استفاده از روش ARDL که در قسمت قبل مورد بررسی قرار گرفت، پیش‌بینی نیروی کار (اشتغال) در بخش ساختمان تا پایان برنامه چهارم توسعه صورت می‌گیرد.

در گزینه اول پایه نرخ رشد متغیرهای برون‌زای مدل را معادل متوسط نرخ رشد سری‌های زمانی این متغیرها در نظر می‌گیریم به‌نحوی که ارزش افزوده واقعی بخش ساختمان طی دوره مورد بررسی به‌طور متوسط سالیانه $4/6\%$ درصد رشد داشته است. دستمزد واقعی بخش مذکور بر اساس روند زمانی $82-1353$ به‌طور متوسط دارای رشد سالیانه منفی یک درصد بوده و طی دوره مذکور متوسط نرخ رشد سالیانه قیمت سرمایه منفی 2% درصد و همچنین متوسط نرخ رشد شاخص قیمت مصالح ساختمانی طی دوره مورد بررسی برابر $17/6\%$ درصد است.

بر اساس الگوی برآورد شده تقاضای نیروی کار بخش ساختمان، مقدار پیش‌بینی اشتغال این بخش در سال 1388 معادل 3039 هزار نفر خواهد بود. به‌عبارتی طی دوره $88-1383$ در حدود 720 هزار فرصت شغلی ایجاد خواهد شد و به‌طور متوسط طی این دوره سالیانه 120 هزار شاغل به‌بخش مذکور افزوده می‌شود. همچنین با عنایت به این‌که دولت به‌دنبال حفظ قدرت خرید افرادی که دارای دستمزد ثابت هستند است، لذا با افزایش دستمزدهای اسمی متناسب با نرخ رشد سطح قیمت‌ها سعی در ثابت نگه‌داشتن دستمزدهای واقعی این قشر از جامعه اقدام نموده است. بر این اساس در دومین گزینه دو متغیر دستمزد واقعی و قیمت سرمایه بخش ساختمان ثابت فرض شده‌اند و نظر به این‌که دولت در سیاست‌های جدید خود رشد 8% درصدی تولید ناخالص داخلی را ملاک عمل قرار داده و برای تحقق آن به‌دنبال سیاست‌های مناسب است، بر این اساس به‌منظور همراهی با این سیاست و با توجه به این‌که متوسط رشد ارزش افزوده بخش ساختمان طی چند دهه گذشته تقریباً با رشد تولید ناخالص داخلی برابر بوده

است، در این سناریو متوسط نرخ رشد سالانه ارزش افزوده بخش مذکور تا پایان برنامه چهارم توسعه را ۸ درصد فرض می‌کنیم. ضمن آن که رشد شاخص قیمت مصالح ساختمانی متناسب با رشد شاخص عمومی قیمت‌ها (نرخ تورم) در سال ۱۳۸۲ فرض شده است. بنابراین تقاضای نیروی کار بخش ساختمان برای سال ۱۳۸۸ معادل ۳۳۲۴ هزار نفر برآورد شده است و در مجموع ۸۷۱ هزار فرصت جدید شغلی طی دوره ۸۸-۱۳۸۳ ایجاد خواهد شد و به عبارتی سالیانه ۱۴۵ هزار نفر شاغل جدید در فعالیتهای ساختمانی مشغول به کار خواهند شد.

۵- نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از برآورد الگوهای تحقیق نشان می‌دهد که نیروی کار بخش ساختمان به دستمزد واقعی، ارزش افزوده بخش، قیمت مصالح ساختمانی، نیروی کار با وقفه یک ساله بخش مذکور و وقفه یک ساله نرخ نسبت موجودی سرمایه به شاخص قیمت مسکن به عنوان جانشین قیمت سرمایه و همچنین متغیر روند بستگی دارد. در بین عوامل مذکور شاخص دستمزد خدمات ساختمانی (دستمزد واقعی) و شاخص قیمت مصالح ساختمانی بیشترین تأثیر را بر اشتغال این بخش دارند. به نحوی که به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در دستمزدهای واقعی شاغلین بخش ساختمان منجر به کاهش (افزایش) ۰/۳۲ درصدی در الگوی تقاضای نیروی کار می‌شود. همچنین طبق الگوی بلندمدت تقاضای نیروی کار به دست آمده، به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در دستمزدهای واقعی نیروی کار بخش ساختمان ۰/۶۶ درصد از تقاضای این بخش برای نیروی کار می‌کاهد (می‌افزاید). این امر اولاً نشان‌دهنده آن است که در بلندمدت دستمزد اثر بیشتری بر تقاضای نیروی کار خواهد گذاشت و ثانیاً سهم بالا و قابل ملاحظه هزینه دستمزد را نسبت به سایر هزینه‌های تولید نشان می‌دهد و با توجه به تأثیر نه چندان زیاد کشش شاخص قیمت سرمایه بخش ساختمان نسبت به تقاضای نیروی کار این بخش، می‌توان کاربر بودن بخش ساختمان را نتیجه گرفت.

نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا (ECM) که بیانگر ارتباط نیروی کار بخش

ساختمان با متغیرهای مستقل در کوتاه‌مدت است و پویایی کوتاه‌مدت تابع تقاضای نیروی کار را نشان می‌دهد، نشان‌دهنده سرعت بالای تعدیل نیروی کار در بخش مذکور است و اشاره دارد به این که عدم تعادل با یک وقفه ۲ ساله تعدیل می‌شود. این امر احتمالاً به دلیل روزمزد بودن کارگران و به تبع آن پایین بودن هزینه تعدیل در بازار نیروی کار این بخش و از طرفی دلیلی بر زود بازده بودن بخش مذکور است. همچنین نتایج حاصل از پیش‌بینی اشتغال بخش ساختمان بر اساس الگوی تقاضای برآورد شده تا پایان برنامه چهارم توسعه افزایش شاغلین این بخش را در هر دو گزینه در نظر گرفته شده نشان می‌دهد. به نحوی که در گزینه اول طی دوره ۸۸-۱۳۸۳ سالانه در حدود ۱۲۰ هزار فرصت جدید شغلی ایجاد خواهد شد. در گزینه دوم سالانه ۱۴۵ هزار فرصت شغلی ایجاد می‌شود که در مقایسه با هدف پیش‌بینی شده در برنامه سوم توسعه (ایجاد اشتغال سالانه ۷۶۵ هزار فرصت جدید شغلی در کل اقتصاد کشور) و سهم ۱۵ و ۱۹ درصدی نیروی کار بخش ساختمانی در دو سناریوی فوق از کل اشتغال پیش‌بینی شده در برنامه مذکور، قدرت اشتغال‌زایی بالای بخش را نشان می‌دهد.

فهرست منابع

- ۱- آمارگیری از ویژگی‌های اشتغال و بیکاری خانوار، مرکز آمار ایران، ۱۳۸۳
- ۲- آمارگیری جمعیت سال ۱۳۷۰، مرکز آمار ایران (۱۳۷۱)
- ۳- امینی، علیرضا و فلیحی (مرداد ۱۳۷۷)، "بررسی تقاضای نیروی کار در بخش صنعت و معدن ایران"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۲۸ و ۲۹.
- ۴- امینی، علیرضا، نهاوندی، مجید، صفاری‌پور، مسعود (سال ۱۳۸۴). "برآورد آمارهای سری زمانی اشتغال و موجودی سرمایه در بخش‌های اقتصادی ایران"، مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، دفتر اقتصاد کلان.
- ۵- جیمز. هندرسن، ریچارد. کوانت (۱۳۷۱)، "تئوری اقتصاد خرد"، مترجمان، دکتر قره باغیان، دکتر پژویان، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.
- ۶- سبحانی، حسن (۱۳۷۲) "اقتصاد کار و نیروی انسانی"، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها، چاپ اول.

- ۷- سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال‌های ۴۵، ۶۵، ۷۵، ۱۳۷۵، مرکز آمار ایران
- ۸- سند برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ج.ا. ایران، جلد دوم، سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۸.
- ۹- فرجادی، غلامعلی. (خرداد ۱۳۷۸) "نیروی انسانی، بازار کار و اشتغال"، سازمان برنامه و بودجه، جلد سوم.
- ۱۰- قانون اساسی ج.ا. ایران، وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، ۱۳۶۸
- ۱۱- گزارش حساب‌های ملی، بانک مرکزی ج.ا. ایران، ۱۳۸۳
- ۱۲- گزارش اقتصادی سال ۱۳۸۳ و نظارت بر عملکرد برنامه سوم توسعه، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، ۱۳۸۴ ص ۱۹۲
- ۱۳- نماگر اقتصادی، بانک مرکزی ج.ا. ایران، سال‌های مختلف
- ۱۴- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸) "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی"، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- ۱۵- ویلیام اچ برانسون. (۱۳۷۴) تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، مترجم، دکتر شاکری، عباس، نشرنی، جلد اول.
- 16- Jozef Konings & Hartmat Lehmann. (2001) "Marshal and Labour Demand in Russia: Going Back to Basics", William Davidson Working Paper N.392. August.
- 17- M. Ncube , A.Heshmati . "An Econometric Model of Employment in Zimbabwe's Manufacturing Industries, 1998
- 18- P.Wildie (1998). "The Queensland Labour Market: An Empirical Analysis of Labour Supply and Demand University of Sydney.
- 19- Pesaran, M.H, Shin, Y & R.T, Smith (1996), "Testing for existence of a long-run relationship", University of Cambridge
- 20- Pesaran, M.H. & pesaran, B (1997). "Working with Microfit 4.0- Interactive Economic Analysis (Cambridge, United Kingdom: Camfit Data Ltd.).
- 21- Sezgin.S & Yildirim.J (2002), "The Demand for Turkish Defence Expenditure". Defence and Peace Economics, Vol. 13(2).