فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال هفدهم ـ شماره اول ـ بهار ۱۳۹۶ ـ صفحات ۱۶۲-۱۴۵

بررسی نقش سرمایه در اشتغالزایی و افزایش تقاضای نیروی کار در بخش صنعت ایران

کیومرث شهبازی[۱]
سید یوسف فتاحی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۷/۶ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۴/۴/۱۰

چکیده

به منظور تخصیص بهینه سرمایه و رسیدن به سطح مطلوب اشتغال، می‌باید نحوه و میزان اثرگذاری موجودی سرمایه بر اشتغال بخش‌های مختلف اقتصادی بررسی شود. هدف این تحقیق، بررسی نحوهٔ تأثیرگذاری موجودی سرمایه بر ایجاد اشتغال در بخش صنعت ایران طی دورهٔ ۹۰-۱۳۵۸ می‌باشد که بر اساس «رهیافت پویای تقاضای نیروی کار» صورت گرفته است. در این راستا و با به کارگیری الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL)، تابع تقاضای نیروی کار در بخش صنعت به صورت تابعی از ارزش افزوده، دستمزد نیروی کار، موجودی سرمایه و بهره وری نیروی کار برآورد شد. نتیجه تحقیق بیانگر این است که طی دورهٔ مورد بررسی، موجودی سرمایه در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سطح تقاضای نیروی کار و اشتغال بخش صنعت تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته که بیانگر مکمل بودن دو نهادهٔ نیروی کار و سرمایه است. براساس نتایج این تحقیق، اعطای اعتبارات بیشتر به بخش صنعت و هدایت آنها در جهت خرید تجهیزات جدید و پیشرفته تر و جذب سرمایه گذاری خارجی، به اشتغالزایی بیشتر بخش صنعت منجر خواهد شد.

واژگان کلیدی: موجودی سرمایه، اشتغال، رهیافت پویای تقاضای نیروی کار، الگوی خود توضیحی با وقفه های گسترده (ARDL)، بخش صنعت ایران

طبقه بندی JEL: J23 ،E24 ،E22

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه k.shahbazi@urmia.ac.ir
۲. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول) yousof.fattahi@gmail.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

۱. مقدمه

رشد روز افزون جمعیت و پایین بودن ظرفیت تولید، باعث بروز بحران بیکاری در دهۀ اخیر، بویژه در کشورهای در حال توسعه شده و این پرسش را مطرح کرده است که برای ساماندهی اقتصادی و کاهش بیکاری، برنامه ریزی ها و سیاستگذاری ها در چه جهتی باید صورت گیرد. بیکاری یکی از مهمترین چالش های کشورهای در حال توسعه می باشد که عواقب منفی زیادی را به دنبال داشته و موجب گردیده است که کاهش بیکاری و ایجاد فرصت های جدید شغلی در رأس مهمترین اهداف سیاستگذاران اقتصادی کشورهای مذکور قرار گیرد و سرمایه گذاری برای اشتغالزایی در این کشورها امری انکار ناپذیر باشد.

در این میان، بخش ها و فعالیت های مختلف اقتصادی با پتانسیل های متفاوت اشتغالزایی، گزینه های متعددی را پیش روی مسئولان و سیاستگذاران کشور قرار داده اند؛ به طوری که برای تعیین مناسب ترین گزینه جهت اشتغالزایی، باید تأثیر سرمایه گذاری در ایجاد فرصت های شغلی در اقتصاد مورد نظر مشخص گردد. جهت تقویت نتایج حاصل از این امر، سرمایه گذاری باید در فعالیت های محرک اشتغال صورت پذیرد. همچنین لازم به توضیح است که در بخش های گوناگون اقتصادی و در دوره های مختلف، به دلیل متفاوت بودن ساختار و ترکیب فناوری به کار رفته، اثر سرمایه گذاری در ایجاد اشتغال متفاوت بوده است (بلایی و خلیلیان،۱۳۸۲). لذا برای رسیدن به اهداف مورد نظر در زمینه ایجاد اشتغال و تخصیص بهینه سرمایه و پیش بینی فرصت های شغلی حاصل از آن و استفاده آن در برنامه ریزی ها و سیاستگذاری های کلان اقتصاد باید نحوه و تأثیر سرمایه گذاری و نقش آن در بخش های مختلف اقتصادی از منظر اشتغالزایی برآورد گردیده و از طریق آن برای دوره های کوتاه مدت و بلند مدت تصمیم گیری شود. در این راستا در این مقاله، سعی بر این است که با بر طرف کردن این مشکل و با بررسی روابط بین سرمایه گذاری و اشتغال در بخش صنعت اقتصاد ایران، به این پرسش پاسخ داده شود که چه رابطه ای بین آنها وجود دارد و گامی در این جهت برداشته شود.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

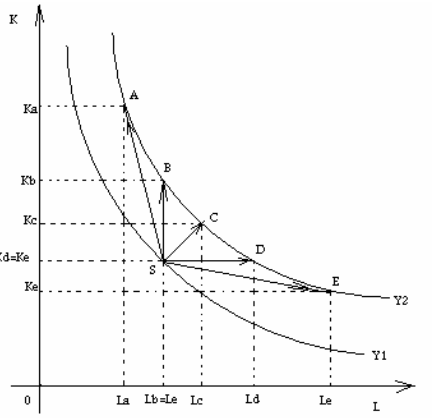
با فرض فعالیت بنگاه در منطقه اقتصادی تولید، رابطه دو عامل سرمایه و نیروی کار در فرایند تولید بنگاه را می توان از طریق منحنی های تولید یکسان (در صورت ثابت بودن مقیاس تولید بنگاه)، مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. از آنجا که در دنیای واقعی، بنگاه های اقتصادی در طول دوره فعالیت شان نهاده ها و عوامل تولید را فقط بر اساس یک نسبت، به کار نمی گیرند، با مسائلی از قبیل

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

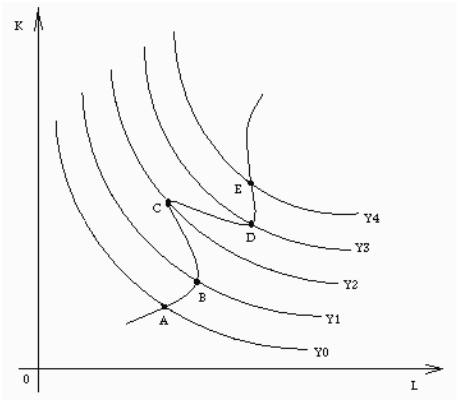
تغییرات مستمر فناوری، فراوانی و کمبود یک نهادهٔ مشخص، ظهور یک نهادهٔ جدید در فرایند فعالیت بنگاه ها و مواردی از این قبیل روبرو خواهند شد. در چنین شرایطی، انعطاف پذیری در تغییر نسبت نهاده های تولید در فرایند تغییر مقیاس تولید، یکی از شرایط لازم برای برخورداری از مزایای ناشی از فراوانی نهاده ها و عوامل تولید و تغییرات مستمر فناورانه است. واقعیات نیز مؤید این است که بنگاه ها در طول مدت فعالیت شان با توجه به شرایط و موقعیت های موجود، نسبت های متفاوتی از نهاده ها را در دوره های مختلف به خدمت می گیرند. بنابراین، در اینجا فرض می شود توابع تولید بنگاه ها از نظر انعطاف پذیری به کارگیری نهاده ها از نوع توابع (Putty-Putty) و (Clay-Putty)[1] است. در چنین حالتی مسیر توسعهٔ بنگاه، دیگر یک خط مستقیم نیست و می تواند انحنا و شکستگی هایی داشته باشد. در نمودار (۱) مسیر توسعهٔ فرضی از چنین موقعیتی رسم شده است.

نمودار ۱.



مأخذ: (سبحانی و عزیز محمدلو، ۱۳۸۴)

نمودار ۲.



۱. اصطلاح (Putty-Putty) به شکلی از تابع اطلاق می شود که به سرمایه اجازه می دهد که بتواند به طور مستمر چه قبل از تکمیل و تحقق سرمایه گذاری و چه بعد از آن، تغییر شکل یابد. اصطلاح (clay-Putty) به آن شکلی از تابع گفته می شود که قبل از تکمیل سرمایه گذاری واقعی به داده های کار و سرمایه اجازه جانشینی با یکدیگر را نمی دهد، اما وقتی سرمایه گذاری تحقق پیدا کرد نسبت کار - سرمایه می تواند تغییر نماید. مدل های (clay-Putty) به عنوان حد اعتدال نسبت های کاملاً جانشین (Putty-Putty) و کاملاً ثابت (clay-clay) لحاظ می شود. در اینجا Putty به معنای انعطاف پذیر و clay به معنای انعطاف ناپذیر می باشد (برانسون، ۱۳۸۳: ۴۰۰).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

چنین مسیری از توسعه با واقعیت انطباق بیشتری دارد و جهت تحلیل روابط بین نهاده ها در فرایند تغییر مقیاس تولید راهگشا است. بر اساس این مسیر توسعه، در سطوح مختلف تولید ترکیبات متفاوت نهاده ها با نسبت های مختلف به کار گرفته می شود. در اینجا این پرسش مطرح می شود که آیا بنگاه ها می توانند به آسانی فرایندهای تولید خود را تغییر دهند و محدودیت های فناورانه و مسائلی از این قبیل، چنین پدیده ای را محدود نمی سازند؟ پاسخ این سؤال از یک طرف، به شدت و نوع محدودیت های فوق و از طرف دیگر، به میزان مزایایی که از بابت تغییر ترکیب نهاده ها نصیب بنگاه می شود، بستگی خواهد داشت. اما آنچه مسلم است، تحت هر محدودیتی بنگاه ها معمولاً سعی می نمایند که از نهاده های مناسب تر و فناوری های مطلوب تر بهره مند گردند. این تمایل بنگاه ها نمی تواند الزاماً با یک مسیر توسعهٔ خطی هماهنگ و سازگار باشند، مگر اینکه شرایط و ویژگی های حاکم بر نهاده ها و فناوری تولید ثابت باشد.

بنابراین، در دنیای واقعی که در حال تغییر و دگرگونی مداوم است، نمودار (۱) می تواند یک نمونه و الگوی عمومی از مسیر توسعهٔ بنگاه به شمار آید. برای اینکه حالات مختلف مسیر توسعه را به دقت تجزیه و تحلیل نماییم، دو مقیاس تولیدی را در نظر می گیریم و راه های مختلف حرکت از مقیاس اولیه تولید به مقیاس بعدی را مورد بررسی قرار می دهیم.

نمودار (۲) تعبیر هندسی چنین فرایندی را نشان می دهد. سطح اولیه تولید بنگاه را بر روی منحنی تولید یکسان y_1 و در نقطه S که با میزان نهاده های K^s و L^s قابل حصول است، در نظر می گیریم. حال بنگاه برای گسترش مقیاس تولید از y_1 به y_2 با ۵ حالت (در مورد شیوهٔ تلفیق و به کارگیری نهاده ها) مواجه است که در قالب سه استراتژی کلی قابل بحث است:

۱) استراتژی جانشینی یکی از نهاده ها به جای نهادهٔ دیگر (تغییر ناهمسوی دو نهاده)

۲) استراتژی ثبات یک نهاده و افزایش نهادهٔ دیگر

۳) استراتژی گسترش هر دو نهاده (تغییر همسوی دو نهاده)

دو حالت حرکت از S به A که طی آن عامل سرمایه، جانشین نیروی کار می شود و حرکت از S به E که عامل نیروی کار جانشین سرمایه می گردد، بیانگر استراتژی جانشینی است. تغییر مکان از S به B و D که طی آنها، یکی از نهاده ها ثابت و دیگری افزایش می یابد، به نوعی نشان دهنده استراتژی دوم است و سرانجام، حرکت از S به C که در نتیجه آن، هر دو نهاده افزایش می یابد، منعکس کنندهٔ استراتژی سوم یعنی استراتژی گسترش هر دو نهاده است.

بر پایه چنین استدلالی، می توان استنباط کرد که اگر بنگاه ها در فرایند گسترش مقیاس تولید بر اساس استراتژی جانشینی عمل نمایند، ارتباط بین دو نهاده منفی خواهد شد. حال تشخیص اینکه بنگاه از نقطه S به A حرکت کرده است یا به E، با بررسی رابطه ارزش افزوده یا تولید بنگاه ها با هر

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

یک از دو نهاده، روشن خواهد شد. بدین صورت که اگر برای بنگاهی، تولید به طور معکوس عامل سرمایه و به طور مثبت عامل نیروی کار را تحت تأثیر قرار دهد، حرکت از نقطه S به A صورت گرفته است؛ یعنی فرایند "سرمایه برتر" انتخاب شده است و برعکس. همچنین اگر بنگاه ها استراتژی ثبات یکی از نهاده ها (استراتژی دوم) را انتخاب نمایند، ارتباط معنی داری بین نهاده ها وجود نخواهد داشت و به عبارت دقیق تر، ضرایب ارتباط این دو نهاده از لحاظ آماری معنی دار نخواهد بود.

در این میان، اگر متغیر تولید به طور معنی دار و مثبت عامل سرمایه را تحت تأثیر قرار دهد، حرکت از S به B صورت گرفته و برعکس، اگر این اثر مثبت و معنی دار در مورد عامل نیروی کار صدق کند، حرکت از S به D صورت گرفته است و بالاخره اینکه اگر بنگاه ها از استراتژی گسترش هر دو نهاده (استراتژی سوم) در فرایند گسترش مقیاس تولید بهره جویند، انتظار بر این است که بین دو نهاده و تولید ارتباط مثبت وجود داشته و متغیر تولید به طور مثبت بر هر دو نهاده اثر خواهد گذاشت (سبحانی و عزیز محمدلو، ۱۳۸۴).

با فرض عدم تعادل در بازار نیروی کار و فزونی عرضهٔ نیروی کار از تقاضای آن، اینکه بنگاه ها در هر یک از زیربخش های صنعت بر اساس کدامیک از استراتژی های مذکور عمل نموده و سرمایه گذاری انجام شده در این زیربخش ها چگونه و تا چه حدی اشتغال در این زیر بخش ها را تحت تأثیر قرار می دهد، بر اساس نظریه تقاضای نیروی کار، قابل بحث است. رویکردها و نظریه های مربوط به تقاضای نیروی کار در قالب الگویی از قبیل مدل بین دوره ای تقاضای نیروی کار، مدل عدم تعادل در بازار کار و رهیافت پویای تقاضای نیروی کار قرار می گیرند.

رهیافت پویای تقاضای نیروی کار[۱] ابتدا، در مطالعات برچلینگ (Berchling, 1965) مطرح و به دنبال آن، تحلیل تئوریکی الگوی پویای تقاضای نیروی کار را بطور گسترده نیکل (Nickell, 1986) ارائه داد. بر اساس این روش، سطح اشتغال با استفاده از حداکثر کردن تابع سود بنگاه ها تعیین و فرض می شود که تقاضای نیروی کار Nd برابر با سطح اشتغال N است. در این روش، تابع درآمد خالص واقعی به صورت $R(N_t\ ,\ D_t\ ,\ {P_{mt}}/{P_t}\ , K_t)$ معرفی می گردد که N_t اشتغال، K_t موجودی سرمایه، P_{mt} قیمت مواد، P_t قیمت محصول و D_t نشان دهندهٔ متغیرهای انتقال دهندهٔ تقاضا است.

---

۱. بر اساس دیدگاه لوئیس، کشورهای در حال توسعه دارای اقتصاد دوگانه ای می باشند که از دو بخش سنتی و مدرن تشکیل شده است. بخش سنتی اقتصاد با مازاد نیروی کار مواجه بوده و انتقال مازاد نیروی کار از بخش سنتی به مدرن منجر به عرضه نامحدود نیروی کار در بخش مدرن یا همان بخش صنعت می شود. فرض رویکرد نامحدود بودن عرضه نیروی کار، این می باشد که به سبب نامحدود بودن عرضه نیروی کار و کشش بی نهایت آن (افقی بودن منحنی عرضه نیروی کار)، این تقاضای نیروی کار است که سطح اشتغال را مشخص می کند. به عبارتی، در این رویکرد، با فرض نامحدود بودن عرضه نیروی کار، اشتغال معادل تقاضای نیروی کار است (سبحانی، ۵۲:۱۳۸۷).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

البته در این الگو، فرض رقابت ناقص اعمال شده و بنابراین، قیمت از هزینه های نهایی انحراف دارد. حال بنگاه N_t را طوری انتخاب می کند که سود مورد انتظارش حداکثر شود (البته K از قبل مشخص است).

$$\pi = \sum_{t=1}^{n} P^t \left\{R\left[N_t, D_t, \left({}^{P_{mt}}/_{P_t}\right)\right]\right\} - W_t N_t - C_t W_t[N_t - N_{t-2}(1-q_t)^2] \quad (۱)$$

که در آن، W_t نرخ دستمزد واقعی، P_t نرخ تنزیل واقعی، C_t هزینه های تعدیل نسبت به دستمزد و q_t نرخ رها کردن شغل است که با حل مساله فوق برای q_t و C_t معین و ثابت خواهیم داشت:

$$N_t = \delta N_{t-1} + (1-\delta)(1-\alpha\delta)\sum_{i=0}^{\infty}(\alpha\delta)^t N_{t+i}^* \quad (۲)$$

که در آن، α یک پارامتر است، به طوری که $\alpha - 1$ برابر نرخ بهره واقعی است. N_{t+i}^* نشان دهندهٔ سطح بهینه اشتغال مورد انتظار در دوره $t+i$ و δ ضریب تعدیل است که تابعی از C_t، q_t و α است. معادلهٔ (۲) نشان دهندهٔ طرح بهینهٔ بنگاه برای N خواهد بود و ارزش های C_t و q_t برای آینده، معین فرض می شود. البته در هیچ روشی C_t و q_t نمی توانند پیش بینی شوند. در شروع دورهٔ بعد C_t و q_t تغییر خواهند کرد و یک طرح بهینهٔ جدید شکل خواهد گرفت که در نتیجه، ارزش متفاوتی برای δ به دست می آید. بنابراین، δ در درون یک طرح ثابت است، اما بین طرح ها متغیر خواهد بود. از آنجا که مقدار مناسب نرخ بهرهٔ بلند مدت ثابت خواهد بود، δ به صورت زیر تعریف می شود:

$$\delta = (C_t, q_t) \quad , \quad \frac{\partial\delta}{\partial C} > 0 \text{ و } \frac{\partial\delta}{\partial q} < 0 \quad (۳)$$

در اینجا فرم الگو به صورت لگاریتمی در نظر گرفته می شود، در نتیجه باید توجه داشته باشیم که ما انتظار داریم بیشتر از یک وقفه برای متغیرهای الگو وجود داشته باشد و برای این مطلب نیز دلایل قوی تئوریکی وجود دارد.

فرض می کنیم با $i = 1, 2, 3, \dots, I$ هزینه های تعدیل متفاوت وجود دارد و از این رو در الگو δ_i وجود خواهد داشت، اما تعادل بلند مدت همان N^* است. تحت این شرایط، اشتغال کل با معادلهٔ زیر به دست مشخص می شود:

$$\prod_{i=1}^{I}(1-\delta_i L) N_t = \sum_{t=1}^{I}(1-\delta i_i)(1-\alpha\delta_i)\sum_{j=0}^{\infty}(\alpha\delta_i)^i(1-\delta_i L)N_{i+j}^* \quad (۴)$$

که در آن، L عملگر وقفه است. جمعی سازی انواع مختلف نیروی کار با هزینه های استخدام و اخراج متفاوت، اثرات مشابهی خواهد داشت. انتظار می رود که فرم معادلهٔ (۴) با چندین وقفه روی متغیر وابسته ساختار پیچیده تری نسبت به معادلهٔ (۳) داشته باشد. حال فرض می کنیم که تابع تقاضا برای نیروی کار در بلند مدت به صورت زیر بیان شود:

$$N_t^{d^*} = f(x_t) + u_t \quad (۵)$$

که در آن، $N_t^{d^*}$ تقاضای مطلوب برای نیروی کار، x_t بردار متغیرهای توضیحی و u_t جمله اخلال است. با جایگذاری N^{d^*} از معادلهٔ (۵) در معادلهٔ (۴)، خواهیم داشت:

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

$$N_t = \sum_{j=1}^{J} \gamma_j (C_t + q_t) N_{t+j} + \sum_{j=0}^{J} \sum_{k=1}^{K} B_{kj} (C_t + q_t) X_{k_{t-j}} \quad (۶)$$

که در این الگو X_t بردار متغیرهای مستقل است. این الگو با یک تغییر در پارامترها می تواند به صورت زیر نشان داده شود:

$$\Delta N_t = \theta_0 N_{t-1} + \sum_{j=1}^{J} \theta_0 \Delta N_{t-j} + \sum_{k=1}^{K} (\emptyset k_0 X_{k_{t-1}} + \sum_{j=1}^{J} \emptyset k_{j+1} \Delta X_{k_{t-j}}) \quad (۷)$$

یا:

$$\Delta N_t = \theta_0 (N_{t-1} + \sum_{k=1}^{K} \pi_K X_{k_{t-1}}) + \sum_{j=1}^{J} \theta_j \Delta N_{t-j} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{J} \emptyset K_{j+1} \Delta X_{k_{t-j}} \quad (۸)$$

که در آن، $\Delta = (1 - L)$ و $\pi_k = {\emptyset K_0}/{\theta_0}$ و $\theta_0 = \pi_0$ است (Nickell, 1986).

الگوی فوق شباهت زیادی به الگوی تصحیح خطا (ECM) دارد و از طریق روش های اقتصادسنجی قابل برآورد است. در این الگو، X_t بردار متغیرهای مستقل است که می تواند شامل ارزش افزوده، موجودی سرمایه، قیمت سرمایه، دستمزد واقعی و ... باشد؛ اما به دلیل عدم وجود داده های آماری مربوط به دستمزد واقعی نیروی کار و قیمت سرمایه، از مدل های تجربی برای تخمین تابع تقاضای نیروی کار استفاده می شود که علاوه بر متغیرهای اشتغال و ارزش افزوده شامل متغیرهای سرمایه گذاری، شاخص دستمزد و بهره وری نیروی کار هستند.

۲-۲. پیشینه مطالعات تجربی

در زمینه نقش مخارج سرمایه گذاری در افزایش اشتغال در اقتصاد، تحقیقاتی در خارج و داخل کشور صورت گرفته که به نتایج متفاوتی دست یافته اند.

آرستیس و همکاران (Arestis et al. 1998) در مطالعه ای به بررسی تأثیر کمبود سرمایه بر بیکاری کشور انگلستان پرداختند. آنها در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که موجودی سرمایه از مهمترین عوامل تأثیرگذار بر بیکاری بوده و موجودی سرمایه در بلند مدت به طور معنی دار و معکوس بر سطح اشتغال تأثیر دارد.

فونکه و همکاران (Funke et al. 1999) در تحقیقی به بررسی ساختار سرمایه و تقاضای نیروی کار برای دورهٔ ۹۴-۱۹۸۷ در کشور آلمان پرداختند. نتایج حاصله نشان از تأثیر منفی ساختار سرمایه بر روی اشتغال داشت.

ریکاردو فاریا (Ricardo Faria, 2002) در تحقیقی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی بهینه بین متغیرهای سرمایه گذاری با هزینه های تعدیل و جستجوی نیروی کار، به این نتیجه رسید که در بلند مدت، دو نهاده نیروی کار و موجودی سرمایه مکمل و در کوتاه مدت، جانشین هم می باشند.

پاپا (Pappa, 2009) در تحقیقی به بررسی انتقال شوک های مالی در بازار کار پرداخت. نتایج

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

تحقیق وی برای دورهٔ ۲۰۰۱-۱۹۶۹ نشان می دهد که شوک های مصارف دولتی و سرمایه گذاری، دستمزد واقعی و اشتغال را بطور همزمان افزایش می دهد.

سارای (Saray, 2011) با بررسی رابطه بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی و اشتغال در کشور ترکیه برای دورهٔ ۲۰۰۹-۱۹۷۰، به این نتیجه رسید که در دورهٔ مذکور، روند سرمایه گذاری خارجی هیچ تأثیری بر میزان اشتغال و تقاضای نیروی کار در کشور ترکیه نداشته است.

فرجادی و همکاران (۱۳۷۸) تقاضای نیروی کار بخش کشاورزی را تابعی از ارزش افزوده، موجودی سرمایه، نسبت نیروی کار به سرمایه، بهره وری سرمایه و دستمزد نیروی کار در نظر گرفتند. نتیجه تحقیق، نشان دهندهٔ این موضوع می باشد که موجودی سرمایه با یک سال وقفه، تأثیر مثبت و معنی داری بر تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی دارد.

بلالی و خلیلیان (۱۳۸۲) در تحقیق خود اشتغال در بخش کشاورزی را تابعی از سرمایه گذاری، ارزش افزوده و دستمزد در نظر گرفتند. نتایج نشان داد که در بلند مدت بین متغیرهای مذکور، یک رابطه تعادلی وجود داشته و رابطهٔ مثبت بین سرمایه گذاری و اشتغال در بخش کشاورزی برقرار می باشد.

نصر اصفهانی و قمشهء (۱۳۸۲) نحوه اثر گذاری سرمایه بر ایجاد اشتغال را در بخش های مختلف اقتصاد برای دورهٔ ۸۱-۱۳۴۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصله نشان داد که ارزش افزوده نسبت به سرمایه اهمیت نسبی بیشتری در توضیح تغییرات در اشتغال را داشته است. همچنین دو متغیر سرمایه و ارزش افزوده در بلند مدت توانسته اند درصد بیشتری از تغییرات اشتغال را در مقایسه با دورهٔ کوتاه مدت توضیح دهند.

سبحانی و عزیز محمدلو (۱۳۸۴) تأثیر سرمایه گذاری بر اشتغال در کلیهٔ زیر بخش های صنعت را برآورد و تجزیه و تحلیل نمودند. نتایج به دست آمده نشان داد که بجز در زیر بخش های «صنایع کاغذی، مقوا، چاپ و صحافی»، «صنایع شیمیایی» و «صنایع تولید فلزات اساسی»، در سایر زیر بخش های صنعت، موجودی سرمایه تأثیر معنی داری را بر اشتغال داشته است.

بازدار اردبیلی و ارجرودی (۱۳۸۷) به بررسی نقش سرمایه گذاری در ایجاد اشتغال بخش حمل و نقل برای دوره ۸۳-۱۳۵۰ پرداختند. آنها در مدل خود تعداد شاغلان در بخش حمل و نقل را تابعی از میزان موجودی سرمایه، ارزش افزوده و شاخص بهره وری نیروی کار در بخش مذکور در نظر می گیرند. نتایج حاصله نشان داد که در بلند مدت، تغییرات موجودی سرمایه منجر به افزایش تقاضای نیروی کار شده ولی در کوتاه مدت ارتباط معنی داری بین آنها وجود ندارد.

مولایی و آشتیانی (۱۳۹۱) در دو الگوی ایستا و پویا اقدام به تخمین تابع تقاضای نیروی کار در بخش صنعت ایران برای دوره ۸۷-۱۳۵۸ نمودند که نتایج گویای این واقعیت بود که موجودی سرمایه رابطه مستقیم با تقاضای نیروی کار طی دوره مورد بررسی داشته است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

۳. تصریح مدل و توصیف داده ها

۳-۱. تصریح مدل

در این قسمت، با استفاده از مبانی نظری و نتایج پژوهش های قبلی، تقاضای نیروی کار در بخش صنعت را می توان تابعی از عوامل زیر دانست:

$$L = f(VA, W, K, PL) \quad (۱)$$

با استفاده از رابطه کلی (۱)، مدل زیر جهت بررسی عوامل اثر گذار بر میزان تقاضای نیروی کار در بخش صنعت ارائه می گردد[۱]:

$$LL = \beta_0 + \beta_1 LVA + \beta_2 LW + \beta_3 LPL + \beta_4 LK + u_t \quad (۲)$$

که در آن، عوامل مؤثر به صورت زیر تعریف می شود:

LL: لگاریتم تقاضای نیروی کار در بخش صنعت (نفر)

LVA: لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش صنعت

LW: لگاریتم شاخص واقعی دستمزد[۲]

LPI: لگاریتم بهره وری واقعی نیروی کار

LK: لگاریتم موجودی واقعی سرمایه خالص در بخش صنعت

قبل از برآورد مدل، علامت های انتظاری متغیرهای الگو را به این صورت می توان پیش بینی نمود که با افزایش ارزش افزوده صنعت، تقاضای نیروی کار صنعت افزایش می یابد. بنابراین، $\beta_1 > 0$ مورد انتظار است. با افزایش دستمزد، تقاضای نیروی کار کاهش می یابد؛ یعنی انتظار بر این است که $\beta_2 < 0$ باشد. در مورد اثر تغییر بهره وری نیروی کار بر اشتغال، با تحلیل اثر عواملی که باعث انتقال به بیرون منحنی های MP_l و AP_l می شوند (نظیر پیشرفت فنی در حالت ثابت بودن سایر شرایط نظیر دستمزدها)، افزایش اشتغال را می توان توضیح داد. لذا از این منظر، ارتقاء بهره وری نیروی کار می تواند همراه با افزایش اشتغال باشد، پس انتظار بر $\beta_3 > 0$ می باشد. در نهایت، رابطه موجودی سرمایه با تقاضای نیروی کار بستگی به نوع رابطه بین نیروی کار و سرمایه و استراتژی موجود دارد که در بخش مبانی نظری بحث شد، یعنی انتظار می رود $\beta_4 > 0$، $\beta_4 < 0$ و یا $\beta_4 = 0$ باشد.

در این مطالعه، از داده ها و اطلاعات آماری سالیانه دوره زمانی ۹۰-۱۳۵۸ استفاده شده است. داده های تقاضای نیروی کار، ارزش افزوده و شاخص حقوق و دستمزد نیروی کار در بخش صنعت از پایگاه آماری مرکز آمار ایران (نتایج تفصیلی طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر

---

۱. همه متغیرهایی که ارزش را نشان می دهند، به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ می باشند.

۲. متغیر جایگزین برای دستمزد آمار، مربوط به سرانه جبران خدمات شاغلان می باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

کارکن و بیشتر)، داده های موجودی خالص سرمایه از سایت بانک مرکزی و داده های بهره وری نیروی کار از پایگاه سازمان ملی بهره وری ایران و پایگاه آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است.

۲-۳. توصیف داده ها

جدول (۱) نمایی از ویژگی های داده ها و همبستگی ساده بین متغیرهای مدل را توصیف می کند. ماتریس همبستگی بین متغیرها بیانگر این است که تقاضای نیروی کار با متغیر های موجودی سرمایه، ارزش افزوده و بهره وری نیروی کار، همبستگی مثبت و با متغیر شاخص دستمزد نیروی کار، همبستگی منفی دارد. البته می باید توجه داشته باشیم که این همبستگی، معیار ساده ای بوده و به طور کامل پویایی بین متغیرها را منعکس نمی کند و لازم است از روش های معتبر ارتباط این متغیرها بررسی شود.

جدول ۱. توصیف داده ها و همبستگی بین متغیرها

متغیر / توصیف داده ها	LL	LK	LV	LW	LPL
Mean	۱۳,۵۸	۱۲,۶۷	۱۸,۲۴	۱۰,۴۶	۴,۶۳
Median	۱۳,۶۴	۱۲,۴۷	۱۸,۳۱	۱۰,۴۹	۴,۵۴
Maximum	۱۴,۰۴	۱۳,۵۴	۱۹,۲۸	۱۰,۹۰	۵,۵۱
Minimum	۱۲,۹۳	۱۲,۱۱	۱۷,۲۵	۹,۹۹	۳,۹۵
Std. Dev.	۰,۳۱	۰,۴۶	۰,۷۰	۰,۲۱	۰,۴۱
Skewness	-۰,۱۳	۰,۶۳	۰,۰۹	-۰,۲۸	۰,۶۲
Jarque-Bera	۱,۵۴	۳,۶۵	۳,۰۲	۰,۴۴	۲,۵۵
Observations	۳۳	۳۳	۳۳	۳۳	۳۳
همبستگی بین متغیرها					
LL	۱,۰۰۰۰۰	۰,۸۱۳۹۷۴	۰,۹۳۱۶۱۱	-۰,۰۳۱۱۲۲	۰,۹۲۸۵۷۱
LK		۱,۰۰۰۰۰۰	۰,۹۱۱۳۲۵	۰,۵۱۵۹۰۷	۰,۹۰۱۰۴۹
LV			۱,۰۰۰۰۰۰	۰,۲۶۴۳۳۴	۰,۹۱۵۹۳۷
LW				۱,۰۰۰۰۰۰	۰,۱۹۸۹۵۰
LPL					۱,۰۰۰۰۰۰

منبع: یافته های تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

۴. برآورد مدل و بحث

قبل از پرداختن به برآورد مدل، مانایی همه متغیرها بررسی شده تا این اطمینان حاصل شود که هیچیک از متغیرها، جمعی از مرتبه دو یعنی $I(2)$ نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی و جعلی اجتناب شود. لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل الگوی خود توضیحی با وقفه های گسترده (ARDL) برای تعیین این که هیچیک از متغیرها، جمعی از مرتبه دو یا بیشتر نیستند، ضروری است. در این مرحله از مطالعه برای آزمون فوق، آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده گردید. نتایج آزمون مذکور برای تمامی متغیرها به وسیله نرم افزار Eviews6 محاسبه و در جدول (۲) ارائه گردیده است:

جدول ۲. آزمون ریشه واحد توسط ADF

متغیر	وضعیت عرض از مبدأ و روند	آماره محاسبه شده	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	وضعیت مانایی
LL	با عرض از مبدا و با روند	-۷،۶۵۷۶	-۳،۵۶۲۸	I(1)
LK	با عرض از مبدا و با روند	-۵،۳۱۳۷	-۳،۶۰۳۲	I(2)
LV	با عرض از مبدا و با روند	-۴،۶۰۴۵	-۳،۵۶۸۳	I(1)
LW	با عرض از مبدا و با روند	-۳،۸۹۷۶	-۳،۵۶۲۸	I(1)
LPL	با عرض از مبدا و با روند	-۴،۹۵۵۰	-۳،۵۶۸۳	I(1)

منبع: یافته های تحقیق

همان طور که مشاهده می شود تمامی متغیرها بغیر از متغیر لگاریتم موجودی سرمایه، I(1) می باشد. لازم به توضیح می باشد که آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) مانند سایر آزمون های ریشه واحد استاندارد دارای این ضعف عمده می باشند که شکست ساختاری احتمالی را در فرایند آزمون لحاظ نمی کند، لذا ممکن است وجود ریشه واحد به دلیل عدم توجه به شکست های ساختاری در روند متغیرهای مورد بررسی باشد (Perron, 1997). از این رو، در نظر گرفتن شکست های ساختاری به صورت متغیرهای موهومی در معادلات تحت بررسی، ممکن است نتایج تخمین را تحت تأثیر قرار داده و با ارائه نتایج قابل اعتمادتر از ایجاد رگرسیون های جعلی و ساختگی جلوگیری نماید (Lee & Chang 2005).

بنابراین، به منظور تعیین نقاط شکست ساختاری احتمالی موجود در متغیرهای مورد بررسی و نیز انجام آزمون ریشه واحد با لحاظ آن از آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درونزای لامزدین و پاپل (Lumsdaine & Papell, 1997) استفاده گردید. نتایج نشان می دهد که بر اساس آزمون فوق، تمامی متغیرهای مورد بررسی با لحاظ دو شکست ساختاری درونزا I(1) می باشند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

برای تخمین معادله پویا از نرم افزارMicrofit استفاده گردید[۱]. نتایج حاصل از مدل پویا که با برقراری حداکثر یک وقفه از طریق معیار شوارتز برآورد گردیده، در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج حاصله از تخمین مدل پویا ARDL(1,0,1,0,1) متغیر وابسته: LL

Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio-[Prob]
LL(-1)	۰,۶۱۷۰۹	۰,۰۸۳۲۷۸	۷,۴۱۰۰ [۰,۰۰۰]
LK	۰,۳۱۴۷۱	۰,۱۱۲۹۷	۲,۷۸۵۸ [۰,۰۱۱]
LV	۰,۶۲۵۳۸	۰,۰۹۷۵۷۵	۶,۴۰۹۳ [۰,۰۰۰]
LV(-1)	-۰,۲۸۶۶۸	۰,۰۹۱۶۳۵	-۳,۱۲۸۵ [۰,۰۰۵]
LW	-۰,۵۲۱۲۴	۰,۱۲۹۱۲	-۴,۰۳۷۰ [۰,۰۰۱]
LPL	-۰,۴۱۲۶۸	۰,۱۸۶۵۲	-۲,۲۱۲۶ [۰,۰۳۷]
LPL(-1)	۰,۶۳۲۳۴	۰,۱۸۲۰۱	۳,۴۷۴۳ [۰,۰۰۲]
DU62	۰,۱۰۱۷۷	۰,۰۵۵۳۰۱	۱,۸۴۰۳ [۰,۰۷۹]
T	-۰,۰۳۴۱۹۶	۰,۰۰۸۴۰۵۰	۴,۰۶۸۵ [۰,۰۰۰]

R-Squared= ۰,۹۸۰۳۷ , R-Bar-Squared=۰,۹۷۳۵۵ , D-W Statistic= ۲,۰۷۱۷ , F=۱۴۳,۶۱۲۷ [۰,۰۰۰]

Diagnostic tests:

Serial Correlation CHSQ(۱)=۰,۰۶۳۸۴۶ [۰,۸۰۱] , F(۱ , ۲۲)= ۰,۰۴۳۹۸۲ [۰,۸۳۶]

Normality CHSQ (۲)= ۰,۸۲۸۹۶ [۰,۶۶۱]

Heteroscedasticity CHSQ(۱)= ۰,۰۱۷۰۰۲ [۰,۸۹۶] , F(۱ , ۳۰)= ۰,۰۱۵۹۴۸ [۰,۹۰۰]

منبع: یافته های تحقیق DU62: متغیر موهومی برای سال ۱۳۶۲

بلافاصله بعد از تخمین معادله پویا، می باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلند مدت را انجام داد. برای انجام این آزمون، باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود[۲]. آماره t محاسباتی برابر با ۴,۶۰- به دست می آید. به دلیل آنکه عدد فوق از نظر

۱. برای مطالعه بیشتر به منبع تشکینی (۱۳۸۴) صفحات ۱۶۶-۱۴۵ مراجعه شود.

۲. در روش ARDL برای آزمون همجمعی، لازم است که آزمون فرضیه زیر انجام گیرد:

$H_0: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$ عدم وجود همجمعی (عدم وجود رابطه بلند مدت)

$H_1: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0$ وجود همجمعی (وجود رابطه بلند مدت)

β_i : نشان دهندۀ ضرایب وقفه های متغیر وابسته است. کمیت آمارۀ t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود: $t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\beta_i}$

$S\beta_i$: نشانگر انحراف معیار ضرایب وقفه های متغیر وابسته است. با مقایسه آمارۀ t محاسبه شده و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می توان به وجود یا عدم وجود رابطۀ بلند مدت پی برد (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱۰۲-۹۱).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

قدرمطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر[1] (۴,۴۳-) بیشتر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت، رد و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می گردد. آماره محاسباتی به صورت زیر می باشد:

$$t = \frac{0.61709 - 1}{0.083278} = -4.60$$

همچنین فروض کلاسیک در تخمین فوق، مورد بررسی و صحت آنها مورد تأیید قرار گرفت. پس از اطمینان از وجود رابطه بلند مدت، می توان رابطه بلند مدت را تخمین و تفسیر نمود. نتایج حاصل از این رابطه بلند مدت، در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. تخمین ضرایب بلند مدت ARDL(1,0,1,0,1) متغیر وابسته :LL

Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio-[Prob]
LK	۰,۸۲۱۸۹ *	۰,۳۲۵۰۳	۲,۵۲۸۶ [۰,۰۱۹]
LV	۰,۸۸۴۵۶ *	۰,۱۶۴۵۷	۵,۳۷۴۹ [۰,۰۰۰]
LW	-۱,۳۶۱۳ *	۰,۳۲۹۶۵	-۴,۱۲۹۴ [۰,۰۰۰]
LPL	۰,۵۷۳۶۶ ***	۰,۳۴۰۵۹	۱,۶۸۴۳ [۰,۱۰۶]
DU62	۰,۲۶۵۷۹ **	۰,۱۲۲۱۲	۲,۱۷۶۴ [۰,۰۴۰]
T	-۰,۰۸۹۳۰۴ *	۰,۰۱۶۶۱۰	-۵,۳۷۶۵ [۰,۰۰۰]

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح ۱ ٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ می باشد.

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از تخمین رابطه بلند مدت، تقاضای نیروی کار در دوره مورد بررسی در بخش صنعت با موجودی خالص سرمایه، ارزش افزوده بخش صنعت و بهره وری نیروی کار، رابطه مستقیم و با دستمزد حقیقی پرداختی به نیروی کار، رابطه معکوس و معنی داری دارد.

مدل تخمین زده فوق نشان می دهد که با یک درصد افزایش در موجودی سرمایه بخش صنعت در بلند مدت، میزان تقاضای نیروی کار و اشتغال ۰/۸۲ درصد افزایش می یابد. در مورد مثبت بودن رابطه موجودی سرمایه با اشتغال و تقاضای نیروی کار در بخش صنعت، لازم به توضیح است که با توجه به ساختار بخش صنعت در اقتصاد ایران، سرمایه گذاری در آن مکمل نیروی کار می باشد. به عبارتی، رابطه نهاده های سرمایه و نیروی کار در بخش صنعت با استراتژی گسترش هر دو نهاده در جریان گسترش مقیاس تولید سازگار می باشد.

همچنین مثبت بودن رابطه ارزش افزوده با تقاضای نیروی کار، نشان می دهد که با افزایش ارزش افزوده بخش صنعت، میزان تقاضای نیروی کار ۰/۸۸ درصد افزایش یافته و بنگاه های تولیدی بر

1. Banerjee, Dolado and Master

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

آهنگ به کارگیری نیروی کار خود می افزایند. در ارتباط با منفی بودن رابطه متغیر دستمزد پرداختی با تقاضای نیروی کار باید بیان نمود که افزایش دستمزد واقعی پرداختی به نیروی کار موجب افزایش هزینه تولید و کاهش سود تولیدکنندگان گردیده و در نتیجه با کاهش تولید، مقدار تقاضای نیروی کار نیز کاهش می یابد، به طوری که طبق نتایج تحقیق، یک درصد افزایش در دستمزد واقعی پرداختی به نیروی کار، منجر به کاهش ۱/۳۶ درصدی تقاضای نیروی کار خواهد شد. همچنین طبق انتظارات نظری و مطالب بیان شده در بخش قبلی، رشد بهره وری نیروی کار، افزایش تقاضای نیروی کار بنگاه های تولیدی را در پی خواهد داشت که می تواند دلیلی بر مثبت بودن رابطه بهره وری نیروی کار با تقاضای نیروی کار در بخش صنعت باشد.

نتایج تحقیق، تأیید کننده این مطلب بوده و نشان می دهد که در سطح معنی داری ۱۰ درصد، یک درصد افزایش در بهره وری نیروی کار به ۰/۵۷ درصد افزایش در مقدار اشتغال منجر خواهد شد. همان طور که مشاهده می شود در بلندمدت، روابط متغیرهای مذکور با متغیر وابسته مطابق با انتظارات تئوریک می باشد.

وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها، مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) را فراهم می سازد. الگوی فوق نوسان های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت ارتباط داده و سرعت آن را اندازه گیری می کند. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا در جدول (۵) ارائه شده است:

جدول ۵. نتایج تخمین معادله تصحیح خطا (ECM) متغیر وابسته :LL

Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio-[Prob]
dLK	۰,۳۱۴۷۱ *	۰,۱۱۲۹۷	۲,۷۸۵۸ [۰,۰۱۰]
dLV	۰,۶۲۵۳۸ *	۰,۰۹۷۵۷	۶,۴۰۹۳ [۰,۰۰۰]
dLW	-۰,۵۲۱۲۴ *	۰,۱۲۹۱۲	-۴,۰۳۷۰ [۰,۰۰۰]
dLPL	-۰,۴۱۲۶۸ **	۰,۱۸۶۵۲	-۲,۲۱۲۶ [۰,۰۳۶]
DU62	۰,۱۰۱۷۷ ***	۰,۰۵۵۳۰۱	۱,۸۴۰۳ [۰,۰۷۸]
dT	-۰,۰۳۴۱۹۶ *	۰,۰۰۸۴۰۵	-۴,۰۶۸۵ [۰,۰۰۰]
ecm(-1)	-۰,۳۸۲۹۱ *	۰,۰۸۳۲۷۸	-۴,۵۹۸۰ [۰,۰۰۰]

*، ** و *** به ترتیب نشاندهنده معنی داری در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ می باشد.

منبع: یافته های تحقیق

آنچه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطا Ecm(-1) می باشد که نشان دهنده سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل می باشد. همان طور که انتظار می رود علامت این ضریب منفی است و نشان می دهد که حدود ۳۸٪ انحرافات اشتغال در بخش صنعت از

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

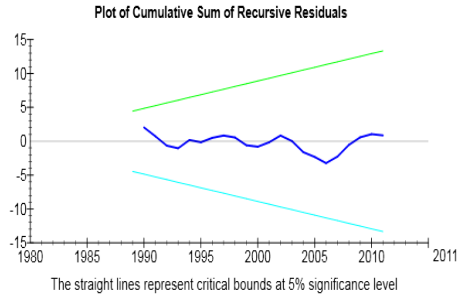
[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

مقادیر تعادلی بلند مدت خود پس از گذشت یک دوره از بین رفته و تعدیل می شود. سرعت تعدیل در مدت فوق نسبتاً پایین می باشد.

نحوه تأثیر تغییرات موجودی سرمایه، ارزش افزوده و دستمزد واقعی بر میزان اشتغال در کوتاه مدت و بلندمدت مشابه بوده ولی تأثیر بهره وری نیروی کار بر میزان اشتغال در کوتاه مدت منفی و در بلندمدت مثبت است. این ناسازگاری بدین صورت قابل توضیح است: با توجه به اینکه در کوتاه مدت سطح تولید و سایر عوامل موجود در معادله تقاضای نیروی کار تقریباً ثابت است، لذا با افزایش بهره وری نیروی کار، همان مقدار تولید قبلی را با نیروی کار کمتری می توان تولید کرد و انتظار بر این است که تأثیر رشد بهره وری بر میزان اشتغال منفی باشد و با افزایش بهره وری، اشتغال کاهش یابد. ولی در بلندمدت، به دلیل متغیر بودن سایر عوامل مؤثر بر اشتغال (مثلاً افزایش موجودی سرمایه بخش صنعت) و رشد بهره وری نیروی کار، سود تولیدکنندگان افزایش یافته و تقاضا برای نیروی کار نیز افزایش می یابد.

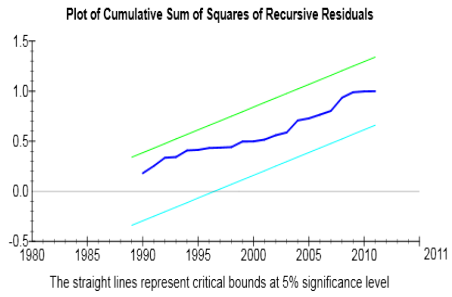
در نهایت، برای بررسی پایداری ضرایب برآورد شده طی دوره مورد مطالعه، آزمون های مجموع تجمعی[1] و مجموع مربعات تجمعی[2] بررسی گردید. نتایج آزمون، نشان دهنده عدم رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری و پایداری ضرایب تأیید می شود. نتایج آزمون های فوق در نمودارهای (۳) و (۴) ارائه شده است.

نمودار ۳. آزمون پایداری Cusum



خطوط راست معنی داری در سطح ۵٪ را نشان می دهد.
منبع: یافته های تحقیق

نمودار ۴. آزمون پایداری Cusum Square



خطوط راست معنی داری در سطح ۵٪ را نشان می دهد.
منبع: یافته های تحقیق

1. Cumulative Recursive Sum of Recursive Residuals
2. Cumulative Sum Of Squares of Recursive Residuals

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات تحقیق

در این تحقیق برای بررسی نقش موجودی در ایجاد اشتغال و افزایش تقاضای نیروی کار طی دورهٔ ۹۰-۱۳۵۸ با استفاده از رهیافت پویای تقاضای نیروی کار و به کارگیری رویکرد ARDL، اقدام به بررسی رابطه فوق در بخش صنعت اقتصاد ایران نمودیم. نتایج گویای این واقعیت می باشد که موجودی سرمایه در بخش صنعت، رابطهٔ مستقیم و معنی داری با تقاضای نیروی کار طی دوره های بلند مدت و کوتاه مدت دارد. به عبارت دیگر، به دلیل نوع ساختار و ترکیب فناوری به کار رفته در بخش صنعت، نهاده های سرمایه و نیروی کار مکمل هم بوده و افزایش موجودی سرمایه از طریق سرمایه گذاری های جدید منجر به افزایش تقاضای نیروی کار توسط بنگاه های تولیدی شده که با استراتژی تغییر همسوی نهادهٔ سرمایه با نیروی کار مطابقت دارد.

الگوی تصحیح خطای برآورد شده معنی دار، منفی و کوچکتر از یک بوده و نشان دهندهٔ سرعت تعدیل نسبتاً پایین (۰/۳۸-) برای رسیدن به تعادل بلند مدت می باشد. با توجه به نتایج حاصله، می توان پیشنهادات زیر را بیان نمود:

– به دلیل نقش مثبت و معنی دار موجودی سرمایه بر سطح تقاضای نیروی کار و با توجه به همسو بودن گسترش دو نهاده سرمایه و نیروی کار و همچنین اهمیت اشتغال در بخش صنعت، باید سرمایه گذاری در بخش فوق از طریق اعمال سیاست های تشویقی و حمایتی گسترش یابد. اعطای اعتبارات بیشتر به بخش صنعت و هدایت آنها در جهت خرید تجهیزات جدید و پیشرفته تر و جذب سرمایه گذاری خارجی به اشتغالزایی بیشتر بخش صنعت منجر خواهد شد.

– با توجه به تأثیر مثبت بهره وری نیروی کار بر اشتغال بخش صنعت در بلندمدت، باید اقدامات و سیاستگذاری های لازم جهت ارتقاء سطح بهره وری نیروی کار صورت گیرد.

– با توجه به تأثیر معکوس شاخص دستمزد بر سطح تقاضای نیروی کار در بخش صنعت، ضروری است که نسبت به کنترل و مدیریت حقوق و دستمزدها و همچنین تثبیت و تعدیل نسبی آنها به منظور کاهش هزینه های تولیدی و افزایش تقاضای نیروی کار، توجه ویژه ای مبذول گردد و دستمزدهای اسمی متناسب با نرخ تورم و بهره وری نیروی کار رشد یابد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

منابع و مآخذ

بازدار اردبیلی، پریسا و ارجرودی، عبدالرضا (۱۳۸۷)، تعیین رابطه سرمایه گذاری با ایجاد اشتغال در بخش حمل و نقل؛ *پژوهشنامه حمل و نقل*، سال پنجم، شماره چهارم: ۲۹۵-۳۰۶.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی.

برانسون، اچ. (۱۳۸۳)، تئوری و سیاست های اقتصاد کلان؛ ترجمه عباش شاکری؛ تهران: نشر نی.

بلالی، حمید و خلیلیان، صادق (۱۳۸۲)، تأثیر سرمایه گذاری بر اشتغالزایی و تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی ایران؛ *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال یازدهم، شماره های ۴۱ و ۴۲، بهار و تابستان: ۱۳۶-۱۱۷.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول.

سازمان ملی بهره وری ایران، گزارش شاخص های بهره وری از سال ۱۳۵۲ تا سال ۱۳۹۰.

سبحانی، حسن (۱۳۸۷)، اقتصاد کار و نیروی انسانی؛ انتشارات سمت، چاپ چهارم.

سبحانی، حسن و عزیز محمدلو، حمید (۱۳۸۴)، تحلیلی بر نقش مخارج سرمایه گذاری در ایجاد اشتغال در زیر بخش های صنعت ایران (با تأکید بر صنایع بزرگ)؛ *پژوهش های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۲۴، پاییز: ۳۱-۱.

فرجادی، غلامعلی و همکاران (۱۳۷۸)، مطالعات آماده سازی تدوین برنامه سوم اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران؛ سازمان برنامه و بودجه، مرکز مدارک اقتصادی- اجتماعی، تهران.

مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر (۹۰-۱۳۵۸).

مولایی، محمد و آشتیانی، مدیحه (۱۳۹۱)، تخمین تابع تقاضای نیروی کار در بخش صنعت طی سال های ۸۷-۱۳۵۸؛ *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رویکرد اسلامی - ایرانی)*، سال دوازدهم، شماره ۴۵، تابستان: ۲۴۲-۲۲۷.

نصر اصفهانی، محمد و قمشه، اقدس (۱۳۸۲)، تأثیر سرمایه بر ایجاد اشتغال در بخش های مختلف اقتصادی طی سال های ۸۱-۱۳۴۵؛ *نشریه مدیریت فردا*، سال ششم، شماره ۲۰:۹۰-۷۸.

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

Arestis, Philip and Mariscal, Iris Biefang-Frisancho (1998). Capital Shortage and Asymmetric in UK Unemployment; *Structural Change and Economic Dynamics*, No. 9:189-204.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]

Funke, M.; Maurer, & W. and Strulik, H. (1999). Capital Structure and Labour Demand: Investigations Using German Micro Data*; Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 2: 199-215.

Lee, C.C. & C.P. Chang (2005). Structural Breaks, Energy Consumption, and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan; *Energy Economics*, Vol. 27: 857-872.

Pappa, E. (2009). The Effects of Fiscal Shocks on Employment and Real Wage; *International Economic Review*, Vol. 50, No. 1, February: 217-244.

Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables; *Journal of Econometric*, Vol. 80: 355-385.

Ricardo J.F. (2002). Jobless Growth: The long Run Relationship between Capital and Labour; *Journal of Economic Research*, 7: 1-13.

Saray, M. Ozan (2011). Doğrudan Yabancı Yatırımlar - Istihdam İlişkisi: Türkiye Örneği; Maliye Dergisi, Sayı 161, Temmuz - Aralık: 381-403.

Nickell, S. J. (1986). Dynami Models of Labour Demand; Handbook of Labour Economics, eds O.C.Ashenfelter and R. Layard, Amsterdam: North Holland.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-17]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.1.5.5]