

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / سال هفتم / شماره ۲۵ / زمستان ۱۳۸۴ / صفحات ۱۷۵-۱۹۰

تخمین و تحلیل تابع تقاضا برای نیروی کار در صنایع استان خوزستان

دکتر منصور زراء نژاد*
سهراب نوروزانی

تاریخ ارسال: ۱۳۸۴/۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۷/۱۱

چکیده

مقاله حاضر درصدد تخمین تابع تقاضا برای نیروی کار در صنایع استان خوزستان در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۱ است. در این تخمین پس از برآورد موجودی سرمایه به روش روند نمایی، از روش همجمعی یوهانسن- جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا برای تخمین تابع تقاضا برای نیروی کار استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان داد که در بلندمدت موجودی سرمایه و بهره‌وری سرمایه، اثر مثبت و متوسط سرمایه، اثر منفی بر روی تقاضا برای نیروی کار دارند. بین تغییرات کوتاه‌مدت تقاضا برای نیروی کار و تعادل بلندمدت آن رابطه معنی‌داری وجود دارد و سرعت بازگشت به تعادل در مدل تصحیح خطا بسیار بالا (۰/۹۵-) است.

طبقه‌بندی JEL : J21 ، J23 ، L60

واژگان کلیدی: خوزستان، صنایع، تقاضا برای نیروی کار، روش همجمعی یوهانسن

* به ترتیب دانشیار و دانشجوی دوره کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
e-mail: zarram@excite.com

مقدمه

تجربه کشورهای مختلف پس از جنگ جهانی دوم به وضوح نشان داد که عامل اصلی توسعه اقتصادی، نیروی انسانی است. نیروی انسانی علت اصلی توسعه است. بدون آموزش و استفاده بهینه از نیروی انسانی نمی‌توان به توسعه دست یافت. سرمایه عامل مهمی در فرایند توسعه است، اما عامل اصلی نیست. یکی از عوامل اساسی توسعه کشورهای پیشرفته صنعتی استفاده بهینه از نیروی انسانی است. تجربه صنعتی شدن در کشورهای توسعه یافته نشان داده است که بخش صنعت و نیروی انسانی شاغل در این بخش نقشی کلیدی داشته است. از این رو، موضوع تقاضا برای نیروی کار در بخش صنعت در کانون توجه قرار گرفته است. این مقاله، درصدد است که تقاضا برای نیروی کار در بخش صنعت استان خوزستان را بررسی کند. انتخاب خوزستان به دلیل اهمیت و وسعت بخش صنعت و ارزش افزوده بالای آن است. در این بررسی، تابع تقاضا برای نیروی کار در بخش صنعت خوزستان تصریح، تخمین، آزمون و تحلیل می‌گردد. دوره مورد بررسی ۱۳۵۰-۱۳۸۱ و روش تجزیه و تحلیل داده‌ها، روش حداقل مربعات معمولی و استفاده از روش همجمعی یوهانس- جوسیلیوس و تخمین مدل تصحیح خطا است. این مقاله در چهار بخش تنظیم شده است. بخش اول، مروری بر پیشینه تحقیق دارد. بخش دوم، نگاهی به نیروی کار استان در بخشهای مختلف می‌اندازد. بخش سوم، به داده‌ها و روش کار اختصاص دارد. در این بخش موجودی سرمایه صنایع خوزستان برای دوره مورد بررسی تخمین زده می‌شود؛ مدل تقاضا برای نیروی کار تصریح می‌گردد؛ داده‌ها از نظر پایایی مورد آزمون قرار می‌گیرند؛ مدل تصحیح خطا برآورد و نتایج، تجزیه و تحلیل می‌شود. بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۱. پیشینه تحقیق

به منظور تخمین تابع اشتغال، اولین بار الگوی پویای تقاضا برای نیروی کار در بخش صنعت را بریچلینگ^۱ در سال ۱۹۶۵ ارائه کرد. سپس بال و ست سیر^۲ در سال ۱۹۶۶، فلدستین^۳ در سال ۱۹۶۷ و کرین^۴ در سال ۱۹۷۳ مطالعات مختلفی در همین زمینه انجام داده‌اند. در این مطالعات، الگوهای اساسی برای تعیین اشتغال ارائه شده است. این الگوها برای بررسی، تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی اشتغال در بخش صنعت، در اغلب کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به کار گرفته شده‌اند. در این میان، الگوی بریچلینگ بیشتر مورد استفاده قرار گرفته است. این الگو به صورت زیر است:

$$\log N_t = B_0 + B_1 \log Q_t + B_2 T + B_3 \log N_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

1. Brechling (1965)
2. Ball & St cyr (1966)
3. Feldstain (1967)
4. Crain (1973)

که در آن، N_t سطح اشتغال در صنعت، Q_t ارزش افزوده صنعت، T متغیر روند و ε_t جمله اخلال است. برخی از مطالعات در زمینه اشتغال منطبق بر دیدگاه نئوکلاسیکها و فرض رقابت کامل در بازار کار هستند. در این تحقیقات، سطح تعادلی تقاضا برای نیروی کار به منزله تابعی از بردار قیمتهای نهاده‌ها تعریف می‌شود. از جمله این تحقیقات می‌توان به تحقیق سارجنت (۱۹۷۸) اشاره کرد. وی در این مطالعه با توجه به نظریه انتظارات عقلایی و فرایند مارکوف به تخمین تابع تقاضا به روش حداکثر درست‌نمایی پرداخت.

در برخی از مطالعات، الگوی تقاضا برای نیروی کار با فرض رقابت ناقص ارائه شده است. روزن و کوانت^۱ (۱۹۷۷) با استفاده از داده‌های آماری سالانه طی سالهای ۱۹۳۰-۱۹۷۳، بازار کار آمریکا را بررسی کردند. در این بررسی معادلات تقاضا برای نیروی کار، مقدار مشاهده شده نیروی کار به همراه عرضه نیروی کار و تعدیل دستمزد واقعی تخمین زده شده است. در این تحقیقات، معمولاً سطح تعادلی تقاضا برای نیروی کار تابعی از بردار قیمتهای نهاده‌ها و سطح تولید تعریف شده است. نیکل^۲ (۱۹۸۴) مدل‌های پویای تقاضا برای نیروی کار را بررسی کرد. وی در این مطالعه، کارایی نیروی کار را با توجه به ذخیره نیروی کار و تقاضا برای نیروی کار را با توجه به هزینه‌های تعدیل نیروی کار برای یک بنگاه اقتصادی در شرایط تورم و شرایط رکود بررسی کرد. از آن به بعد ادبیات کاربردی تابع تقاضا برای نیروی کار در جهات و زمینه‌های متعددی توسعه یافت. حشمتی و نکاب (۱۹۸۵)، به تخمین مدل اشتغال در صنایع زیمبابوه مبادرت ورزیدند. این مطالعه که در آن رابطه اشتغال و کارایی اشتغال در شرایط ریسک بررسی شده است، نشان داد که تقاضا برای نیروی کار نسبت به تغییرات دستمزد در مقایسه با دیگر عوامل حساس‌تر است. همچنین تأثیر خالص تغییرات تکنولوژی در ایجاد اشتغال در دوره مورد بررسی مثبت بوده است. کلارک و همکاران^۳ (۱۹۸۸)، به مطالعه نیروی کار و مقایسه آن با سرمایه در صنایع آمریکا پرداختند. این مطالعه نشان داد که تجمیع نیروی کار و محاسبه کشش جایگزینی در فرایند تولید با تورش بوده است؛ زیرا حداقل هشت دسته مهارت متفاوت در صنایع آمریکا وجود دارد. فلیگ و استینر^۴ (۱۹۸۹)، ویژگیهای ثبات و پویایی نیروی کار صنایع در آلمان غربی را مطالعه کرده‌اند. در این مطالعه، مدل تقاضا برای نیروی کار با استفاده از همجمعی و تکنیک تصحیح خطا تخمین زده شده، ثبات پارامترها مورد آزمون قرار گرفته و رفتار پویای مدل بررسی شده است. فالن و لوکاس^۵ (۱۹۹۳)، به بررسی تقاضا برای نیروی کار و امنیت شغلی در ۶۴ صنعت کارخانه‌ای هند و زیمبابوه پرداختند. در این بررسی، معادله پویای تقاضا برای نیروی کار از حداقل کردن تابع هزینه

1. Rosen & Qwandt
2. Nickell
3. Clark & et.al
4. Flaig & Steiner
5. Fallon & Lucas

(CES) استخراج شده است. نتایج تحقیق نشان داد که تقاضا برای نیروی کار با شمول مقررات امنیتی شغلی رابطه معکوس دارد^۱. تیل (۱۹۹۵)^۲ تابع تقاضا برای نیروی کار در صنایع غذایی را به صورت تابع کاب-داگلاس تخمین زد. نتایج این مطالعه نشان داد که حجم اندک سرمایه در بخش صنایع غذایی و عدم انعطاف پذیری دستمزدها عامل اصلی پایین بودن تقاضا برای نیروی کار در این بخش است. باگ^۳ (۱۹۹۸) در بررسی مدل تقاضا برای نیروی کار در نروژ از تئوری نئوکلاسیک به عنوان پایه مطالعه بهره جست. وی، با استفاده از روش همجمعی به تخمین رابطه بلندمدت میان تقاضا برای نیروی کار در نروژ و تولید، قیمت‌های نسبی عوامل تولید، بهره‌وری کل عوامل و موجود سرمایه واقعی پرداخت. کشش بلندمدت تقاضا برای نیروی کار نسبت به متغیرهای مستقل اشاره شده در فاصله ۰/۵۷ تا ۳/۷ قرار داشت. فلک^۴ (۲۰۰۱) تابع تقاضا برای نیروی کار در صنایع آلمان را با استفاده از مدل تصحیح خطای تعمیم یافته (GECM) و بر پایه یک تابع هزینه درجه دوم تخمین زد. در این تخمین، داده‌های ۲۶ صنعت کارخانه‌ای برای مقطع ۱۹۷۶-۱۹۹۹ استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان داد که تقاضا برای کار در بلندمدت و کوتاه‌مدت برای گروه‌های متفاوت از نظر سطح مهارت شغلی نسبت به تغییرات قیمت بی کشش است. با این وجود، کشش قیمتی تقاضا برای نیروی کار غیر ماهر در مقایسه با نیروی کار نیمه ماهر بیشتر است. این مطالعه همچنین، نشان داد که انباشت سرمایه تنها کمتر از ۱۳ درصد از تغییرات تقاضا برای نیروی کار را توضیح می‌دهد. ناکانیسی (۲۰۰۱)^۵، تقاضا برای نیروی کار را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا برای بازار کار ژاپن بررسی کرده است. در این بررسی، رابطه میان اشتغال و ساعات کار با تفکیک نیروی کار به نهاده نیروی کار و ساعات کار مورد تأکید قرار گرفته است. نتایج این تحقیق نشان داد که تفاوتی میان سرعت تعدیل اشتغال و ساعات کار وجود ندارد، اگر چه سرعت تعادل اشتغال نوسانی، ولی سرعت تعدیل ساعات کار ملایم‌تر است.

بالتاجی و ریچ (۲۰۰۳)^۶، در مورد تغییرات تکنولوژی و تقاضا برای نیروی کار در صنایع آمریکا برای دوره ۱۹۵۹-۱۹۹۶ تحقیق کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که در دوره‌ای که تکنولوژی خنثی بود، سهم نیروی کار در تولید به کمترین مقدار خود رسید. در دهه هشتاد تکنولوژی متکی بر تخصص موجب انتقال تقاضا برای نیروی کار شد.

در ایران نیز تحقیقاتی در مورد تقاضا برای نیروی کار در بخش صنعت انجام شده است. امینی و فلیحی در سال ۱۳۷۷ با استفاده از سری زمانی ۱۳۴۵-۱۳۷۳ تقاضا برای نیروی کار در بخش صنعت و معدن ایران را تخمین زدند. در این مطالعه، تابع هزینه تولید تخمین زده شد و با استفاده از لم شپارد

۱. ادبیات وسیعی در زمینه تقاضا برای نیروی کار را هامرمس (۱۹۸۶ و ۱۹۹۳) جمع آوری کرده است.

2. Teal
3. Baug
4. Falk
5. Nakanishi
6. Baltagi & Rich

تابع تقاضا برای نیروی کار به صورت تابعی از سطح تولید و قیمت‌های نیروی کار و سرمایه استخراج گردید. متقی (۱۳۷۷) نیز، تقاضا برای نیروی کار را در بخش‌های اقتصادی مختلف و در کل اقتصاد ایران در دوره ۱۳۵۰-۱۳۷۵ برآورد کرد. در این برآورد از اشتغال با وقفه، شاخص دستمزد و متغیر روند استفاده شده است. فرجادی در سال ۱۳۷۷ تقاضا برای نیروی کار را تا پایان برنامه سوم بر اساس این الگو پیش‌بینی نمود. در این مطالعه، تقاضا برای نیروی کار به صورت تابعی از ارزش افزوده بخش‌ها، موجودی سرمایه، شاخص کاربردی، قیمت مواد خام صنعتی، قیمت سوخت، شاخص دستمزد و جمعیت دانش‌آموزان تعریف شده است. امینی در سال ۱۳۷۸، تقاضا برای نیروی کار را به تفکیک زن و مرد و همچنین دارای تحصیلات عالی و فاقد تحصیلات عالی در دوره ۱۳۴۵-۱۳۷۵ برآورد نمود. در این تحقیق، تقاضا برای نیروی کار تابعی از شاخص کاربردی نیروی کار دارای تحصیلات عالی و فاقد تحصیلات عالی با وقفه، موجودی سرمایه با وقفه، شاخص دستمزد واقعی، تولید ناخالص داخلی غیر کشاورزی، شاخص قیمت واقعی سوخت با وقفه، شاخص کاربردی نیروی کار زنان با وقفه و تولید ناخالص داخلی بود. فلیحی در سال ۱۳۷۸ به برآورد عرضه و تقاضا برای نیروی کار در مناطق روستایی پرداخت و میزان انعطاف پذیری بازار کار روستایی و شهری را بررسی کرد. نتیجه این بررسی نشان داد که انعطاف پذیری بازار کار روستایی بیشتر از انعطاف پذیری بازار کار شهری است.

الباجی (۱۳۸۰)، به تخمین توابع عرضه و تقاضا برای نیروی کار در استان خوزستان با استفاده از روش همجمعی و مدل تصحیح خطا و به تفکیک زنان و مردان و نیز، به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی پرداخت. قنادی (۱۳۸۱) نیز، در بررسی تقاضا برای نیروی کار به تخمین بهره‌وری نیروی کار در صنایع استان خوزستان برای دوره ۱۳۵۰-۱۳۷۸ پرداخت. در این تحقیق که از روش همجمعی و مدل تصحیح خطا استفاده شده است، موجودی سرمایه و شکاف تولید بالقوه و بالفعل را تخمین زده است. نتایج تحقیق نشان داد که بهره‌وری با شکاف تولید رابطه معکوس و با هزینه‌های تحقیق و توسعه در صنایع استان خوزستان رابطه مستقیم دارد.

۲. نیروی کار در بخش‌های مختلف استان

بر اساس نتایج آمارگیری نمونه‌ای سال ۱۳۸۲ استان خوزستان، جمعیت این استان ۴/۳۴ میلیون نفر، جمعیت فعال آن ۱/۱۶ میلیون نفر و تعداد شاغلان استان ۹۵۴ هزار نفر گزارش شده است. تقریباً ۱۶/۳ درصد از جمعیت شاغلان استان در بخش صنعت فعالیت می‌کنند. جدول (۱) توزیع شاغلان استان را در بخش‌های مختلف در دوره ۱۳۴۵-۱۳۸۲ نشان می‌دهد.

جدول ۱- توزیع شاغلان استان در بخشهای مختلف، ۱۳۴۵-۱۳۸۲

سال	صنعت	کشاورزی	ساختمان	خدمات**	کل
۱۳۴۵	۶۴۲۲۱ (۲۰/۴) *	۱۱۲۷۲۲ (۳۵/۹)	۲۱۱۴۲ (۶/۷)	۱۱۶۰۱۲ (۳۶/۹)	۳۱۴۰۹۷ (۱۰۰)
۱۳۵۵	۸۳۷۵۹ (۱۸/۲)	۱۲۰۸۹۱ (۲۶/۰)	۷۳۳۳۸ (۱۵/۸)	۱۸۶۵۶۹ (۴۰/۱)	۴۶۴۵۵۷ (۱۰۰)
۱۳۶۵	۵۵۵۰۹ (۱۱/۷)	۱۱۳۸۹۱ (۲۴/۱)	۳۷۳۹۴ (۷/۹)	۲۶۶۶۹۸ (۵۶/۳)	۴۷۳۴۹۲ (۱۰۰)
۱۳۷۵	۱۵۰۶۰۸ (۲۳/۶)	۱۴۸۵۹۲ (۲۳/۶)	۷۴۶۲۹ (۱۱/۸)	۲۵۶۳۲۰ (۴۰/۷)	۶۳۰۱۴۹ (۱۰۰)
۱۳۸۲	۱۵۵۵۲۶ (۱۶/۳)	۱۵۸۳۸۸ (۱۶/۶)	۱۱۰۶۸۱ (۱۱/۶)	۵۲۸۵۹۸ (۱۵۵/۴)	۹۵۴۱۴۹ (۱۰۰)

مأخذ: سرشماریهای عمومی نفوس و مسکن ۱۳۴۵-۱۳۷۵ و آمارگیری نمونه‌ای اشتغال و بیکاری خانوارها ۱۳۸۲
* اعداد داخل پرانتز نشانگر درصدهاست. ** خدمات شامل سایر نیز می‌شود.

۳. داده‌ها و روش کار

به دلیل نیاز به آمار موجودی سرمایه در برآورد مدل‌های تقاضا برای نیروی کار و همچنین، به علت عدم وجود آمار موجودی سرمایه در منابع رسمی، موجودی سرمایه کارگاههای ده کارکن به بالا در استان خوزستان با استفاده از آمار سرمایه‌گذاری خالص صنایع استان به استناد آمارهای سرمایه‌گذاری مرکز آمار ایران تخمین زده می‌شود. در این تحقیق، موجودی سرمایه کل کارگاههای دارای ده کارکن به بالا با استفاده از روش نمایی برآورد موجودی سرمایه محاسبه می‌شود. در این روش با توجه به روند نمایی سرمایه‌گذاری خالص و با استفاده از داده‌های آماری سرمایه‌گذاری خالص در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۱، رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$LNI = 4/8533 + 0/3125T \quad (2)$$

$$t: (3/596) \quad (4/70)$$

$$R^2 = 0/936 \quad F = 175/78(0/00) \quad DW = 2/087$$

که در آن، LNI لگاریتم سرمایه‌گذاری خالص به قیمت ثابت ۱۳۶۱ و T متغیر روند است. با آنتی لگاریتم گرفتن از عرض از مبدأ برآورد شده (۴/۸۵۳۳)، سرمایه‌گذاری در سال پایه (۱۳۵۰) به دست می‌آید. مقدار موجودی سرمایه در سال پایه نیز از تقسیم سرمایه‌گذاری در سال پایه بر نرخ رشد سرمایه‌گذاری (۰/۳۱۲۵) حاصل می‌شود. به این ترتیب، مقدار موجودی سرمایه در سال

پایه ۲۲۸/۱۳ میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ برآورد می‌شود. برای به دست آوردن موجودی سرمایه در سالهای بعد از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$K_{(t+1)} = K_t + NI_{(t+1)} \quad (3)$$

که در آن، K موجودی سرمایه، NI سرمایه‌گذاری خالص t زمان است.^۱

۳-۱. تصریح مدل تقاضای نیرو برای کار

به طور کلی، روشهای مختلفی برای استخراج تابع تقاضا برای نیروی کار وجود دارد که هر کدام از آنها تحت شرایط خاصی مناسب است. برخی از تئوریهای مطرح شده در زمینه تقاضا برای نیروی کار، به صورت ایستا و بعضی دیگر به صورت پویا به بررسی موضوع می‌پردازند. حتی در شرایط ایستا، بسته به اینکه شرایط بازار، رقابت کامل یا رقابت ناقص باشد، موضوع متفاوت خواهد بود. همچنین، در شرایط ایستا یا پویا نگرشهای مختلفی در مورد تقاضا برای نیروی کار وجود دارد. از طرفی دیگر، برخی از تئوریها بر اساس فرض تعادل در بازار کار و بعضی دیگر بر اساس فرض عدم تعادل در بازار کار طراحی شده‌اند. بنابراین، روشهای مختلفی برای تعریف و استخراج تابع تقاضا برای نیروی کار وجود دارد^۲ که به دلیل رعایت اختصار مجال بحث آنها در اینجا نیست. با توجه به مبانی نظری تقاضا برای نیروی کار و مطالعات تجربی، تقاضا برای نیروی کار در حالت کلی می‌تواند به عنوان تابعی از قیمت نسبی نیروی کار، ارزش افزوده، موجودی سرمایه و بهره‌وری سرمایه تعریف شود. در این تحقیق به دلیل عدم وجود آمار مربوط به قیمت نسبی نیروی کار، از سرمایه سرانه استفاده می‌شود.

به دلیل عدم اطلاع کافی از قیمت نسبی نیروی کار و دستمزد و نبود آمارهای قابل اعتماد، امکان استفاده از قیمت نسبی نیروی کار و دستمزد در تابع تقاضا برای نیروی کار در خوزستان وجود ندارد. معمولاً در مدل‌های تجربی از سرمایه سرانه به عنوان متغیر بدل از دستمزد استفاده می‌شود.

برای نمونه در مطالعات تجربی لورنزو-آلوارز و همکاران (۲۰۰۲)^۳، آراگون و همکاران (۲۰۰۳)^۴، گالی و کاسرا (۲۰۰۳)^۵، اسکات (۲۰۰۳)^۶ و داویا (۲۰۰۵)^۷ به همین روش از متغیر بدل به جای دستمزد نیروی کار استفاده شده است.

از میان مدل‌های مختلف تقاضا برای نیروی کار که با تئوری و مطالعات تجربی قابل پشتیبانی است، مدل تجربی تقاضا برای نیروی کار با توجه به نتایج برآوردها و آزمونهای انجام شده، بهترین مدل تشخیص داده شد. البته لازم به یادآوری است که مدل‌های مختلفی تخمین زده شد که با توجه به نتایج

۱. برای اطلاع از این روش برآورد موجودی سرمایه به مقاله "برآورد بهره‌وری نیروی کار در صنایع استان خوزستان" به قلم این مؤلف مراجعه شود.

۲. سازمان برنامه و بودجه، مستندات برنامه سوم، جلد ۳، ص ۶۰ به بعد.

3. Lorenzo – Alvarez, Aragon, Galli and Kucera, Scott & Davia

آزمونهای RESET رمزی و آماره‌های حداکثر درست‌نمایی لایکلی هود، علایم ضرایب متغیرها، مقادیر R^2 و \bar{R}^2 و آزمونهای متغیرهای حذف شده و آزمونهای همجمعی بهترین مدل رابطه (۴) تشخیص داده شد. برای رعایت اختصار از تشریح فرایند انتخاب این مدل و جداول نتایج مربوط صرف نظر می‌شود. با این وجود، علاوه بر مدل تجربی تقاضا برای نیروی کار، مدل استاندارد نیز به اختصار مورد اشاره قرار می‌گیرد. در مدل استاندارد تقاضا برای نیروی کار تابعی از ارزش افزوده (تولید) و سرمایه سرانه به عنوان متغیر بدل از نرخ دستمزد نیروی کار است. شکل تبعی این مدل به صورت زیر است:

$$LD_t = a_0 + a_1 AK_t + a_2 Y + a_3 DU_{53} + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در آن، LD نشانگر تقاضا برای نیروی کار، AK سرمایه سرانه، Y ارزش افزوده، DU_{53} متغیر مجازی و ε جمله اخلال است.

نتیجه حاصل از برآورد مدل (خطی) استاندارد به صورت زیر است:

$$LD_t = 28/59 - 0/88 AK_t + 0/18 Y_t + 4/90 DU_{53} \quad (5)$$

$$\begin{matrix} 12/49 & -8/18 & 8/65 & 2/27 \\ (0/000) & (0/001) & (0/001) & (0/01) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0/83 \quad \bar{R}^2 = 0/82 \quad F = 82/19 (0/000) \quad D.W = 1/98$$

علی‌رغم معنی‌دار بودن ضرایب تمامی متغیرهای مدل و عدم وجود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی، به دلیل پایین‌تر بودن ضریب تعیین این مدل در مقایسه با مدل تقاضای تجربی و به‌ویژه، وجود مشکل تورش تصریح، این مدل مورد توجه قرار نگرفت.

در مدل تجربی، تقاضا برای نیروی کار که تابعی از موجودی سرمایه، بهره‌وری سرمایه و سرمایه سرانه است، به صورت رابطه زیر ارائه می‌گردد:

$$LD_t = \alpha_0 + \alpha_1 AK_t + \alpha_2 K_t + \alpha_3 PK_t + u_t \quad (6)$$

که در آن، LD نشانگر تقاضا برای نیروی کار، AK سرمایه سرانه، K موجودی سرمایه، PK بهره‌وری سرمایه، u جمله اخلال و t زمان است.

۲-۳. آزمون پایایی متغیرها

از آنجا که بسیاری از متغیرهای سری زمانی اقتصادی ناپایا هستند، لازم است پیش از هر چیز سریهای زمانی مورد استفاده در مدل تقاضای تجربی از نظر پایایی آزمون شوند. برای آزمون پایایی متغیرها، از روش دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شد. نتایج به طور خلاصه در جدول (۲) ارائه می‌شود.

جدول ۲- نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد

متغیر	وقفه	C	T	ADF	Mack	نتیجه
Y	۲			-۳/۳۳	-۳/۵۳۷	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
K	۰			-۱/۷۳۷	-۳/۵۸۷	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
AK	۱			-۱/۱۳۳	-۳/۵۸۷	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
LD	۱	x		-۰/۸۰۸۵	-۲/۹۷۵	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
PK	۳			-۲/۹۸۷	-۳/۵۷۹۶	ناپایا در سطح ۹۵ درصد
ΔY	۲	x		-۴/۸۹۹	-۲/۹۷۱	پایا در سطح ۹۹ درصد
ΔK	۱		x	-۳/۵۹۸	-۱/۹۵۳	پایا در سطح ۹۹ درصد
ΔAK	۱	x		-۴/۰۳۶	-۲/۹۶۷	پایا در سطح ۹۹ درصد
ΔLD	۱	x		-۴/۰۱۶	-۲/۹۶۷	پایا در سطح ۹۹ درصد
ΔPK	۱	x		-۴/۰۶۲	-۲/۹۷۱	پایا در سطح ۹۵ درصد

مأخذ: جداول آزمون ADF را Microfit

* تعداد وقفه بهینه با استفاده از ضابطه آکایک تعیین شده است.

با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (جدول ۲) متغیرها در سطح، همگی جمعی از درجه یک، $I(1)$ ، و تفاضلهای اول آنها جمعی از درجه صفر، $I(0)$ ، هستند. بنابراین، در صورتی که بین متغیرهای سری زمانی رابطه همجمعی وجود داشته باشد، می‌توان بدون هراس از کاذب بودن تخمین، رگرسیونی بر پایه سطح متغیرهای سری زمانی برآورد کرد که اطلاعات بلندمدت را در برداشته باشد. البته در عمل وقتی که m متغیر در الگو وجود داشته باشد، امکان وجود $m-1$ بردار همجمعی مستقل خطی نیز هست. در این حالت، به جای روش انگل-گرنجر که قادر به تخمین تنها یک رابطه بلندمدت است، می‌توان از روش همجمعی یوهانسن - جوسیلیوس استفاده کرد.

۳-۳. آزمون و تعیین روابط همجمعی به روش یوهانسن

در این بررسی از روش یوهانسن - جوسیلیوس برای آزمون و تعیین رابطه یا روابط همجمعی بین متغیرهای سری زمانی استفاده می‌شود. ابتدا لازم است که الگوی تصحیح خطای مربوط به متغیرهای مورد بررسی، که در سطح جمعی از مرتبه یک و تفاضل مرتبه اول آنها جمعی از مرتبه صفر (پایا) هستند، معرفی گردد. پیش از این کار باید طول وقفه مناسب تعیین شود. برای تعیین طول وقفه‌های مناسب الگوی تصحیح خطا، از نرم افزار میکروفیت (Microfit) و معیار شوارتز-بیزین (SBC) استفاده شد.

با توجه به معیار شوارتز-بیزین، طول وقفه مناسب یک است. پس از تعیین طول وقفه، باید نسبت به تشخیص وجود روند و عرض از مبدأ در رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت اقدام نمود. در اینجا به طور

همزمان برای تشخیص شکل الگوی تصحیح خطا و تعداد بردارهای همجمعی از روش همجمعی یوهانسن بر اساس آزمون اثر (λ_{trace}) و آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) استفاده می‌شود. بر اساس این روش، پنج حالت مختلف برای مدل تصحیح خطا شامل مقیدترین حالت (الگوی اول) تا نامقیدترین حالت (الگوی پنجم) قابل پیش‌بینی است. این الگوها به صورت زیر هستند (نوفرستی، صص ۱۴۳-۱۴۲):

۱. عرض از مبدأ و روند زمانی در هیچیک از روابط بلندمدت و رابطه های کوتاهمدت وجود ندارد.
۲. تنها روابط بلند مدت مقید به داشتن عرض از مبدأ هستند.
۳. در الگوی کوتاهمدت روند زمانی وجود ندارد و تنها عرض از مبدأ وجود دارد. این عرض از مبدأ سبب خواهد شد تا روابط بلندمدت از روند برخوردار شوند.
۴. در الگوی کوتاهمدت روند زمانی وجود ندارد، اما روابط بلندمدت دارای روند زمانی هستند.
۵. روند زمانی در الگوی کوتاهمدت وجود دارد و بنابراین روابط بلندمدت از روند زمانی درجه دوم برخوردار خواهند بود.

از آنجا که در عمل احتمال تحقق الگوی اول (عدم وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در هیچ کدام از روابط بلندمدت و کوتاهمدت) و الگوی پنجم (وجود روند زمانی درجه دوم در روابط بلندمدت) بسیار بعید است، الگوی دوم تا چهارم را بررسی می‌کنیم. ابتدا، این سه الگو را تخمین می‌زنیم و فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی ($r = 0$) را در برابر وجود یک بردار همجمعی ($r = 1$) به ترتیب از الگوی دوم تا چهارم آزمون می‌کنیم. اگر فرضیه صفر برای الگویی رد نشود، آن الگو به عنوان شکل مدل تصحیح خطا انتخاب و تعداد بردارهای بهینه صفر تعیین می‌شود. در غیر این صورت فرضیه $r = 1$ را در برابر فرضیه $r = 2$ برای هر سه الگو (به ترتیب) آزمون می‌کنیم و به این ترتیب شکل الگو و تعداد و بردارهای همجمعی مشخص می‌شود.

این تحقیق نشان می‌دهد که مدل تصحیح خطا به صورت الگوی دوم است و تنها یک بردار همجمعی وجود دارد. نتایج آزمون λ_{trace} و λ_{max} به صورت خلاصه در جدول زیر ارائه می‌گردد:

جدول ۳- کمیت‌های آماره آزمون λ_{trace} به منظور تعیین تعداد و نوع بردارهای همجمعی

H_2	H_1	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴
$r = 0$	$r \geq 1$	۵۸/۵۶	۵۵/۷۲	۷۰/۶۷
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۳۰/۴۱	۲۷/۶۸	۴۱/۶۷
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۱۱/۶۷	۹/۲۲	۱۷/۳۶
$r \leq 3$	$r = 4$	۱/۳۸	۰/۴۱	۶/۴۲

مأخذ: نتایج آزمون همجمعی با Microfit

با توجه به کمیّت آماره آزمون، فرضیه $r = 0$ در هر سه مورد الگو رد می‌شود؛ زیرا مقدار آماره آزمون اثر (λ_{trace}) در هر سه حالت از مقادیر بحرانی ارائه شده در سطح ۹۵ و ۹۰ درصد بزرگتر است. فرضیه $r = 1$ در الگوی دوم پذیرفته می‌شود؛ زیرا مقدار λ_{trace} از مقدار بحرانی ارائه شده در سطح ۹۵ درصد کوچکتر است. اگر این روش را بر اساس آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) دنبال کنیم (جدول ۳)، نتیجه فوق تأیید می‌شود.

جدول ۴- کمیتهای آماره آزمون λ_{trace} به منظور تعیین الگوهای بردارهای همجمعی

H_2	H_1	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴
$r = 0$	$r = 1$	۲۹/۵۶	۲۸/۰۴	۲۹/۰۹
$r \leq 1$	$r = 2$	۱۸/۷۴	۱۸/۴۶	۲۴/۳۲
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۱۰/۲۸	۸/۸۱	۱۰/۹۳
$r \leq 3$	$r = 4$	۱/۳۸	۰/۴۱	۶/۴۲

مأخذ: نتایج آزمون همجمعی با Microfit

۳-۴. تخمین و آزمون رابطه بلندمدت

تخمین رابطه (۴) به عنوان مدل تجربی تقاضا برای نیروی کار (الگوی دوم) به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) نتایج زیر را به دست می‌دهد:

$$LD = 32/01875 - 0/3258PK - 0/2185AK + 0/01K$$

$$\begin{matrix} 75/13 & -17/62 & 3/49 & 33/52 \\ (0/000) & (0/000) & (0/000) & (0/000) \end{matrix} \quad (7)$$

$$R^2 = 97/69 \quad \bar{R}^2 = 97/32 \quad D.W = 1/7 \quad F = 212/33 (0/000)$$

آزمونهای مختلف انجام شده در خصوص نقض فرض کلاسیک، بر صحت فرض کلاسیک تأکید کرد. آماره F آزمون LM برای تشخیص خود همبستگی برابر با ۱/۴۸۷ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (احتمال = ۰/۲۴۸) نشان از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص دارد. آماره F آزمون ARCH برای تشخیص واریانس ناهمسانی برابر با ۱/۹۸۴ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (احتمال = ۰/۱۶۰) دلالت بر واریانس همسانی جملات اخلاص دارد.^۱ آماره JB آزمون تشخیص نرمال بودن توزیع جملات اخلاص برابر با ۱/۲۸۰ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (احتمال = ۰/۵۷۲)

۱. آزمونهای White (با عرض از مبدأ و بدون عرض از مبدأ) همین نتیجه را تأیید می‌کند.

بیانگر توزیع نرمال جملات اخلال است. همچنین، آماره F آزمون RESET رمزی برای تشخیص تصریح درست مدل برابر با ۱/۸۳۵ است که با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد (احتمال = ۰/۱۸۹) نشان از تصریح صحیح مدل دارد.

برای اطمینان، جملات خطای ذخیره شده رگرسیون فوق با آزمون پایایی دیکی- فولر تعمیم یافته آزمون و پایایی آنها با قوت تأیید شد؛ یعنی نتایج این آزمون وجود رابطه همجمعی بین جملات خطای این رگرسیون را تأیید می‌کند.

مدل فوق (معادله ۷)، نشان می‌دهد که تقاضا برای نیروی کار با افزایش موجودی سرمایه افزایش می‌یابد. بر اساس این نتایج، اگر موجودی سرمایه صنایع استان خوزستان به میزان یک واحد (میلیارد ریال) افزایش یابد، تقاضا برای نیروی کار در صنایع استان تنها به میزان ۰/۰۱ واحد (هزار نفر) یا به عبارت دیگر، ۱۰ (= ۰/۰۱ × ۱۰۰۰۰) نفر افزایش می‌یابد؛ یعنی ایجاد یک فرصت شغلی در صنایع استان خوزستان نیاز به ۱۰۰ (= ۱۰۰۰۰۰۰۰ ÷ ۱۰) میلیون ریال سرمایه‌گذاری دارد. تأثیر سرمایه سرانه

(AK) یا به عبارتی، سهم سرمایه از ارزش افزوده $(\frac{K}{Y})$ بر تقاضا برای نیروی کار در صنایع استان

منفی است؛ یعنی اگر در فرایند تولید، سهم سرمایه به طور نسبی بیشتر شود، افزایش سهم سرمایه باعث کاهش تقاضا برای نیروی کار می‌شود. بر اساس نتایج تحقیق، اگر سهم سرمایه یک واحد افزایش یابد، تقاضا برای نیروی کار به میزان ۰/۲۱۸۵ واحد (هزار نفر) یا به عبارتی، ۲۱۸ (= ۰/۲۱۸۵ × ۱۰۰۰) نفر کاهش می‌یابد، بنابراین تقریباً ۲۱۸ فرصت شغلی از دست خواهد رفت. تأثیر بهره‌وری سرمایه

(PK)، یعنی نسبت سرمایه به نیروی کار $(\frac{K}{LD})$ بر تقاضا برای نیروی کار در صنایع استان منفی

است. بر اساس نتایج به دست آمده، اگر نسبت سرمایه به نیروی کار به میزان یک واحد افزایش یابد، در آن صورت تقاضا برای نیروی کار به میزان تقریباً ۰/۳۲۵۸ واحد (هزار نفر) یا به عبارتی، ۳۲۶ (= ۰/۳۲۵۸ × ۱۰۰۰) نفر کاهش می‌یابد.

رابطه تعادلی بلندمدت (رابطه ۵) به صورت مدل تصحیح خطای زیر به تغییرات کوتاه‌مدت تقاضا برای نیروی کار ارتباط پیدا می‌کند. طول وقفه در مدل تصحیح خطای زیر، چنانکه قبلاً ملاحظه شد، یک است.

$$\Delta LD = \beta_1 \Delta PK + \beta_2 \Delta AK + \beta_3 \Delta K + \gamma ETC_{t-1} \quad (8)$$

نتایج تجربی تخمین مدل تصحیح خطای فوق به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \Delta LD_t = & -0.0031 \Delta PK_t - 0.0015 \Delta AK_t + 0.0009 \Delta K_t - 0.952 ETC_{t-1} \\ & - 10/47 \quad - 2/67 \quad 14/75 \quad - 6/16 \\ & (0/000) \quad (0/012) \quad (0/000) \quad (0/000) \\ R^2 = & 0/94 \quad \bar{R}^2 = 0/93 \quad D.W = 1/96 \end{aligned}$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ضرایب الگو تماماً با احتمال بیش از ۹۵ درصد معنی‌دار هستند و ضریب تعیین، نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً بالای الگو است. ضریب جمله تصحیح خطا (ETC) برابر با ۰/۹۵- است که نشان می‌دهد در هر سال ۹۵ درصد از عدم تعادل یک دوره در تقاضا برای نیروی کار در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، فرایند تعدیل با سرعت بالایی به سمت تعادل گرایش دارد.

۴. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

الگوی پویای تقاضا برای نیروی کار در بخش صنعت اولین بار در سال ۱۹۶۵ تخمین زده شد و به تدریج مطالعات مربوط در جهات مختلف توسعه یافت. با این وجود، در بررسی تقاضا برای نیروی کار به اندازه کافی از روش همجمعی و مدل‌های تصحیح خطا استفاده نشده است. در این مقاله، تلاش شد که به تقاضا برای نیروی کار در صنایع استان خوزستان در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۱ با استفاده از روش‌های همجمعی یوهانسن- جوسیلیوس به تخمین مدل تصحیح خطا پرداخته شود. پیش از تخمین مدل، به دلیل عدم وجود داده‌های مربوط به موجودی سرمایه، به ناچار موجودی سرمایه با استفاده از روند نمایی تخمین زده شد. از میان مدل‌های مختلف تقاضا برای نیروی کار برآورد شده، مدل تجربی بیشتر از سایر مدل‌ها با داده‌ها و تئوری سازگار بود. نتایج تحقیق نشان داد که میان تقاضا برای نیروی کار، موجودی سرمایه متوسط و بهره‌وری سرمایه رابطه بلندمدت برقرار است. بر اساس این رابطه، متوسط سرمایه و بهره‌وری سرمایه بر روی تقاضا برای نیروی کار اثر منفی دارند، حال آنکه تأثیر موجودی سرمایه مثبت است. مدل تصحیح خطای برآورد شده که تغییرات تقاضا برای نیروی کار در صنایع خوزستان را به رابطه بلندمدت تعادلی آن ارتباط می‌دهد، نشان داد که در صورت بروز عدم تعادل در سیستم، انحراف ایجاد شده با سرعت زیاد و در فاصله یک دوره به سوی تعادل می‌گراید و مدل به تعادل مجدد می‌رسد.

منابع

- امینی، علیرضا و فلیجی، نعمت. (۱۳۷۷). بررسی تقاضای نیروی کار در بخش صنعت و معدن. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۴ و ۵.
- امینی، علیرضا. (۱۳۷۸). برآورد الگوهای تقاضای نیروی کار در اقتصاد ایران و پیش‌بینی آن طی سالهای ۱۳۷۶-۱۳۷۸. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۷ و ۸.
- الباجی، یوسف. (۱۳۸۱). برآورد توابع تقاضا و عرضه نیروی کار در استان خوزستان. *رساله کارشناسی ارشد*، واحد علوم، تحقیقات و تحصیلات تکمیلی اهواز.
- سازمان برنامه و بودجه خوزستان. (۱۳۸۲). *آمارگیری نمونه‌ای اشتغال و بیکاری خانوارها*.
- فرجادی، غلامعلی. (۱۳۷۷). *پروژه نیروی انسانی آموزش و بازار کار*. گزارش چهارم.
- قنادی، بهروز. (۱۳۸۱). برآورد بهره‌روی نیروی انسانی در صنایع خوزستان. *رساله کارشناسی ارشد*، واحد علوم تحقیقات اهواز.
- متقی، لی‌لی. (۱۳۷۷). تحلیل و برآورد تقاضای اشتغال در ایران طی سالهای ۱۳۵۰-۱۳۷۵. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۳.
- مرکز آمار ایران. (سالهای مختلف). نتایج آمارگیری کارگاههای صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر.
- مرکز آمار ایران. (سالهای مختلف). *آمارگیری نمونه اشتغال و بیکاری*.
- مرکز آمار ایران، سرشماری عمومی نفوس و مسکن، نتایج تفصیلی خوزستان، ۱۳۴۵-۱۳۷۵.
- نوفروستی، محمد. (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.
- Aragon, Yves, et al. (2003). Explaining the Pattern of Regional Unemployment: the Case of the Midi-Pyr'en'ees Region. *Regional Science* No. 82, 2003, PP. 155-174.
- Ball, R.J. and St Cyr, E.B.A. (1966). Short Term Employment Function in British Manufacturing Industry. *Review of Economic Studies*, No. 33, PP. 179-207.
- Baltagi, Badi and Rich, Daniel, P. (2003). Skill-Biased Technical Change in U.S. Manufacturing: A General Index Approach. *Working Paper*, No. 841. [Institute for the Study of Labor \(IZA\)](#)
- Boug, P. (1999). The Demand for Labour and the Lucas Critique: Evidence from Norwegian Manufacturing. *Discussion Papers*, Research Department of Satisic Norway, (RepEc:ssb:dispap:256).
- Brechling, F. (1965). The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries. *Review of Economic Studies*, No. 32, PP. 187-216.
- Clark, D.P., R. Holfler and Thomson, H. (1988). Saperability of Capital and Labour in US Manufacturing. *Economic Letters*, No. 26, PP.197-201.

- Crain, R. (1973). On the Service Flow from Labour. *Review of Economic Studies*, No. 40, PP. 39-46.
- Davia, María A. (2005). Job Mobility and Wage Mobility at the Beginning of the Working Career: A Comparative View across Europe. *ISER Working Papers*, No. 2005-03, Institute for Social and Economic Research.
- Falk, Martin and Bertrand, Koebel. (2001). A Dynamic Heterogeneous Labour Demand Model for German Manufacturing. *Applied Economics*, No. 33, PP. 339-348.
- Fallon, P.R. and Lucas, R.E.B. (1993). Job Security Regulations and the Dynamic Demand for Industrial Labour in India and Zimbabwe. *Journal of Development Economics*, Vol. 40, PP. 241-275.
- Flaig, G. and Steiner, V. (1989). Stability and Dynamic Properties of Labour Demand in West-German Manufacturing. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No. 51, PP.395-412.
- Gallj Rossana and Kucera, David. (2003). Informal Employment in Latin America: Movements over Business Cycles and the Effects of Worker Rights. *Discussion paper*, No. DP/145, International Institute for Labour Studies.
- Heshmati, Almas and Ncube Mkhululi. (1985). An Econometric Model of Employment in Zimbabwe's Manufacturing Industries. *Working Paper Series in Economics and Finance*, from [Stockholm School of Economics](http://www.stockholm.se), No. 277.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Model. *Econometrica*, No. 59, PP. 1551-1580.
- Johansen, S. (1992). Conitegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis. *Journal of Econometrics*, No. 52, PP. 389-402.
- Lorenzo-Alvarez, M., Panzenböck, A. and Rothmann, I. (2002). Regional Disparities in Developing East Asia: Challenges for the Future Globalisation. *Presented in Seminar of Globalisation*, November 15, 2002, Retrieved from <http://www.few.eur.nl/few/edu/vak/a7242/info/studentpapers/f%20group%202c%20final.doc>
- Nakanishi, Yasuo. (2001). [Dynamic Labour Demand Using Error Correction Model](#). *Applied Economics*, Vol 33, Issue 6, PP. 783-790.
- Nickell, S.J. (1984). Dynamic Models of Labour, Chapter 9. In O. Ashenfelter and P.R.G., Labour (ed.s), *Handbook of Labour Economic*, Amsterdam, North-Holand.

-
- Rosen H.S., Aggregate R.E. Quandt. (1978). Estimation of Disequilibrium Aggregate Labour Market. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, Issue 3, PP. 371-379.
- Saganet, T.J. (1978). Estimation of Dynamic Labour Demand Schedules under Rational Expectations. *Journal of Political Economy*. No. 86, PP. 1009-1044.
- Scott, C.D. (2003). Fixed Wage Model. *Economic Aspects of Urban Change*, Retrieved from <http://econ.lse.ac.uk/courses/ec437/G/ec437LT-lecture4.pdf>
- Teal, Francis. (1995). Real Wages and the Demand for Labour in Ghana's Manufacturing Sector. *Working Paper*, WPS/ 95-7, Centre for the Study of African Economies (CSAE).