

چگونه صنعت بیمه می تواند در اشغال زایی مؤثر باشد؟

دکتر تیمور محمدی^۱

محمود حجی مانی^۲

چکیده

بخش خدمات تقریباً ۵۴ درصد تولید ناخالص ملی را تشکیل می دهد، لذا به عنوان بزرگترین بخش اقتصاد ایران نقش تعیین کننده ای در ایجاد اشتغال می تواند ایفا کند. از سوی دیگر صنعت بیمه به عنوان یک نهاد واسطه مالی یکی از اجزای تشکیل دهنده بخش خدمات است. آنچه در این مقاله بررسی می شود، جایگاه صنعت بیمه در امر ایجاد اشتغال است.

برای این منظور تابع تقاضای نیروی کار در بخش خدمات را در الگوی برنامه سوم توسعه به عنوان مدل اصلی تقاضای نیروی کار در نظر می کیریم و اثر اشتغال زایی صنعت بیمه را با استفاده از این الگو بررسی می کنیم.

هر چند این تاثیر ناچیز و در کوتاه مدت بی اثر است، اما مهم ترین عامل این تاثیر ناچیز صنعت بیمه بر اقتصاد ایران از عدم برنامه ریزی و سیاست گذاری مناسب برای استفاده بهینه از سرمایه موجود در صنعت بیمه (حق بیمه دریافتی) ناشی می شود.

۱. عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

۲. کارشناس ارشد برنامه ریزی و تحلیل سیستم های اقتصادی از دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات اهواز

وازگان کلیدی

صنعت بیمه، اشتغال‌زایی، موجودی سرمایه، نیروی کار، کل حق بیمه دریافتی، ارزش افزوده.

مقدمه

موضوع اشتغال و بیکاری در سال‌های اخیر تبدیل به یکی از مهم‌ترین موضوعات اقتصادی در کشور شده است، به‌نحوی که در قانون برنامه سوم توسعه، بر اهتمام به امر اشتغال و فراهم کردن رشد اقتصادی مورد نیاز برای کاستن از نرخ بیکاری فعلی تأکید شده است. شایان ذکر است که از یک طرف در نتیجه تحولات جمعیتی از اواسط دهه ۱۳۵۰ تا میانه دهه ۱۳۶۰، نرخ رشد جمعیت در سن کار (جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر) در اواسط دهه ۷۰ افزایش زیادی یافته و از طرف دیگر با افزایش سطح تحصیلات (به ویژه زنان)، نرخ مشارکت نیروی کار زنان افزایش یافته که نتیجه این دو عامل، افزایش نرخ رشد عرضه نیروی کار در سال‌های اخیر بوده است. بنابراین، اقتصاد ایران در بازار کار با فشار زیاد عرضه نیروی کار مواجه است که به هیچ وجه با روندهای گذشته قابل مقایسه نیست. در طرف تقاضای بازار کار، نرخ رشد اشتغال در دوره‌های طبیعی (یعنی به جز سال‌های جنگ تحمیلی و سال‌های اولیه بعد از آن)، با ثبات بوده و تغییر محسوسی نداشته است، ولی به دلیل فشار زیاد عرضه نیروی کار نتوانسته ایم نرخ بیکاری در کشور را کنترل کنیم و نرخ بیکاری افزایش یافته است. به علت فشار زیاد عرضه نیروی کار و تداوم این روند در سال‌های آتی لازم است که با اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی و اجرای اصلاحات ساختاری بر نرخ رشد تقاضای نیروی کار افزوده شود تا هدف تعیین شده برای نرخ بیکاری در پایان برنامه سوم تحقق یابد.

یکی از بخش‌های مهم اقتصاد ایران، بخش خدمات است که به تنهایی بیش از ۵۰ درصد تولید ناخالص ملی و در حدود ۴۳ درصد نیروی کار شاغل از کل جمعیت شاغلان را

شامل می‌شود. یکی از زیر بخش‌های مهم بخش خدمات، صنعت بیمه، به عنوان یک نهاد واسطه مالی است که می‌تواند با سرمایه‌گذاری وجوهی که به عنوان حق بیمه دریافت می‌کند، در نظام اقتصادی و تأمین سرمایه لازم برای سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها، نقش مهمی در نظام اقتصادی کشور ایفا کند. در این تحقیق تلاش شده است که اثر این موجودی بر ایجاد اشتغال با استفاده از الگوی تقاضای نیروی کار برنامه سوم توسعه بررسی شود.

مروری بر تحقیقات گذشته در زمینه تقاضای نیروی کار^۳:

در این قسمت برخی از مطالعات انجام گرفته در خصوص تقاضای عامل کار در برخی از کشورهای جهان را بررسی می‌کنیم. بعضی از این مطالعات از فرض رقابت کامل، و برخی دیگر از فرض رقابت ناقص برای بررسی تقاضای عامل کار استفاده می‌کنند. از منظر دیگر می‌توان مطالعات انجام گرفته در زمینه تقاضای عامل کار را از حیث استفاده از رهیافت پویا و ایستا طبقه‌بندی کرد.

به طورکلی این مطالعات در زمینه تقاضای عامل کار به بخش صنایع کارخانه‌ای توجه خاصی مبذول داشته و در برخی از موارد به بخش‌های کشاورزی و خدمات نیز پرداخته‌اند.

تابع اشتغال کوتاه‌مدت در صنایع کارخانه‌ای پاکستان^۴

حالد حمید شیخ و ظفر اقبال در تابع اشتغال کوتاه‌مدت در صنایع کارخانه‌ای پاکستان را در سال ۱۹۹۲ بررسی کردند. در این مطالعه، تابع اشتغال برای ۱۲ صنعت کارخانه‌ی برای دوره‌های ۷۰-۷۹ و ۸۶-۸۷ تخمین زده شده است. سپس کشش

۳. مباحث فوق چکیده دو گزارش مربوط به پژوهه تحقیقاتی آموزش نیروی انسانی و اشتغال با UNDP است که مجری آن دکتر فرجادی و محقق آن علیرضا امینی بوده است.

۴. اکبر کمیجانی (۱۳۷۸)، ارزیابی عملکرد و سیاست‌های اشتغال‌زایی در ۱۰ سال اخیر و برآورد تابع تقاضای عامل کار در ایران، موسسه کار و امور اجتماعی.

اشغال نسبت به هزینه اشتغال محاسبه شده است که این کشش اطلاعات مهمی، درباره اینکه یک درصد تغییر در هزینه اشتغال منجر به چند درصد تغییر در اشتغال می شود، به ما می دهد. شایان ذکر است که هزینه اشتغال هر شاغل شامل حقوق و دستمزد به اضافه وجوه نقدی دیگر است. در این تحقیق تابع اشتغال به صورت زیر تعریف شده است :

$$\text{Log } E_t = a_0 + a_1 \text{Log } Q_t + a_2 T + a_3 \text{Log } Ec_t + a_4 \text{Log } E_{t-1} + U_t$$

رابطه فوق مدل اساسی ساختاری است که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شده است. در رابطه فوق E_t سطح اشتغال، Q_t تولید، Ec_t هزینه اشتغال هر شاغل و T روند زمان است.

تدوین مدل‌های رشد با تأکید بر اشتغال^۵

در بخشی از تحقیق خیابانی الگوی اقتصاد سنجی برای بازار کار و ارتباط آن با رشد اقتصادی ارائه شده است. مدل‌های بازار کار عمدها بر سه معادله تقاضا برای عامل کار، تعیین دستمزد و عرضه عامل کار استوار است. در معادله تقاضا برای عامل کار، تقاضا تابعی از دستمزد واقعی و تولید واقعی است. دستمزد مصرفی تابعی از بازده عامل کار و مالیات حاشیه‌ای و نهایتاً عرضه عامل کار تابعی از نرخ بیکاری و دستمزد مصرفی واقعی است. این الگو در چارچوب یک مدل VAR^۶ ارائه شده که فرم اولیه آن به صورت یک بردار ۸ متغیره است که در آن متغیرهای درآمدهای واقعی نفتی به لحاظ اهمیت شوک‌های نفتی در بازار کار و کل اقتصاد ایران وارد مدل شده است. به دلیل محدودیت مشاهدات و از دست ندادن درجه آزادی بردار 8×1 با انجام تبدیلاتی به بردار 6×1 تبدیل شده که به صورت زیر است:

$$X_t = (Y_t, E_t, W_t, P_t, P_t^C, P_t, K, E, U, OILR)$$

۵. کمیجانی، همان منبع

۶. Vector Auto Regressive

در این رابطه $Y_t - E_t$ لگاریتم تولیدسرانه، $P_t - W_t$ لگاریتم دستمزد واقعی تولیدی، $P_t^c - P_t$ تفاوت لگاریتم شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت خرده فروشی، $K_t - E_t$ لگاریتم سرمایه سرانه، U_t نرخ بیکاری و $OILR_t$ لگاریتم درآمد واقعی نفتی است. در این مطالعه به تأثیر شوک‌های تقاضایی عامل کار پرداخته نشده ولی آثار آن بر نرخ بیکاری، تولید سرانه و سرمایه سرانه و دستمزد واقعی بررسی شده است.

ارزیابی عملکرد سیاستهای اشتغال‌زاگی در ۱۰ سال اخیر و برآورد تابع تقاضایی

عامل کار در ایران^۷

در بخشی از این مدل، عوامل مؤثر بر تقاضایی عامل کار در سطح کل اقتصاد بررسی شده است. دو نوع مدل برای برآورد تابع تقاضایی عامل کار در نظر گرفته شده است که به ترتیب مدل نظری و مدل مفهومی ویژه نام‌گذاری شده‌اند. مدل نظری تابع تقاضایی عامل کار بر اساس تابع تولید و وارد کردن عامل واردات مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و بهره وری کل عوامل (متغیر روند) با انجام تعدادی عملیات جبری و براساس لم شپارد استخراج شده است. مدل مفهومی ویژه نیز براساس شرایط بازار کار ایران و مجموعه مطالعات تجربی درباره بازار کار تصریح شده است. عوامل مؤثر بر تقاضایی عامل کار در مدل نظری، تولید ناخالص داخلی، دستمزدهای اسمی و واقعی، هزینه بکارگیری سرمایه، قیمت کالاهای وارداتی و بهره‌وری کل عوامل تشخیص داده شدند.

در مدل مفهومی ویژه، تولید، موجودی سرمایه کل اقتصاد متغیرهای جانشین دستمزد اسمی و واقعی، بهره‌وری عامل کار، زمان، نرخ تورم، واردات، درآمدهای ارزی و ... وارد مدل شد، لیکن براساس آزمون ریشه واحد هم انباشتگی، شاخص‌های آماری و دیگر توابع آزمون اجزای اخلاق، بهترین نتیجه، تصریح لگاریتمی و لحاظ متغیرهای تولید و واردات حاصل شد.

در مدل نظری، براساس روش‌های مختلف برآورد و آزمونهای کمی، شاخص اسمی و واقعی مزد و حقوق و مزایای پرداختی تأثیر معناداری بر تقاضای عامل کار نداشتند، لذا به دلیل پیش‌بینی مطلوب عوامل مزبور در مدل لحاظ نگردیدند.

تحلیل و برآورد تقاضای اشتغال در ایران^۸

تابع تقاضای عامل کار را در سطح بخش‌های اقتصادی و کل اقتصاد ایران را در دوره ۱۳۵۰-۱۳۷۵ بررسی و سپس تقاضای عامل کار را تا سال ۱۳۸۵ پیش‌بینی کرده است. در این مطالعه تقاضای عامل کار تابعی از اشتغال با وفقه، تولید، شاخص دستمزد کارگران ساختمانی و متغیر روند در نظر گرفته شده است.

عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار و موانع ایجاد اشتغال در اقتصاد ایران^۹

در این تحقیق به عوامل مؤثر بر تقاضای عامل کار و موانع ایجاد اشتغال در ۹ بخش اقتصاد ایران پرداخته شده است. مدل مورد استفاده در این مطالعه از نوع پویاست که آثار تولید و قیمت‌های نسبی عوامل تولید را در نظر می‌گیرد که با شرایط رقابت ناقص هماهنگی دارد. بر اساس نتایج به دست آمده تولید و هزینه‌های واقعی عامل کار و سرمایه بیشترین تأثیر را بر اشتغال دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۸. لیلی متقی (۱۳۷۷)، تحلیل و برآورد تقاضای اشتغال در ایران ۱۳۵۰-۱۳۸۵، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی.

۹. علیرضا امینی (۱۳۸۰)، عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار و موانع ایجاد اشتغال در اقتصاد ایران، رساله دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.

ارائه مدل و نتایج

معرفی متغیرها

جای تردید نیست که امکان دست یابی به آمار مورد نظر، یکی از مسائل اساسی الگوسازی اقتصادسنجی است. در مطالعات اقتصادسنجی، آمارهای ایده آل، معمولاً در دسترس نیست و پژوهشگر، به گونه‌ای با آمار موجود، سازش می‌کند. در این پژوهش سعی شده است تا از داده‌های موجود، به بهترین نحو، استفاده شود.

آنچه در این پژوهش بررسی شده میزان تاثیرگذاری صنعت بیمه بر ایجاد تقاضای نیروی کار بر طبق الگوی تقاضای نیروی کار بخش خدمات برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور است.

لذا مدل اصلی، مدل تقاضای نیروی کار در بخش خدمات برنامه سوم توسعه است، با این تفاوت که برای تعیین میزان اثرگذاری صنعت بیمه بر تقاضای نیروی کار، کل حق بیمه دریافتی صنعت بیمه به عنوان یک متغیر جدید به الگو اضافه شده است.

داده‌های آماری مورد نیاز در خصوص متغیرهایی همچون نیروی کار شاغل در بخش سایر خدمات، ارزش افزوده بخش سایر خدمات و موجودی سرمایه در این بخش از سالنامه‌های آماری سازمان مدیریت و برنامه ریزی استخراج شده است. آمار مربوط به کل حق بیمه دریافتی و خسارت پرداختی، از گزارش تحولات بیمه‌های بازرگانی در ایران (از آغاز تا سال ۱۳۷۰) تهیه شده در دفتر مطالعات و پژوهش‌های بیمه مرکزی ایران و گزارش‌های فصلنامه بیمه مرکزی، جمع آوری شد.

اکنون به بیان مختصراً در خصوص متغیرهای به کار گرفته شده در مدل پرداخته می‌شود:

- نیروی کار شاغل در بخش سایر خدمات (با علامت اختصاری Y): عبارت از افراد شاغل در بخش سایر خدمات است. آمار برآورده را دفتر مطالعات اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه ریزی محاسبه کرده که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است.

- نسبت نیروی کار به سرمایه (با علامت اختصاری X_1): عبارت از حاصل تقسیم نیروی کار شاغل در بخش به موجودی سرمایه در بخش است.
- موجودی سرمایه در بخش سایر خدمات (با علامت اختصاری X_2): عبارت از اثبات سرمایه (موجودی سرمایه) در بخش سایر خدمات در کشور است. آمار برآورده را دفتر مطالعات اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی محاسبه کرده که در این تحقیق، بر حسب میلیارد ریال مورد استفاده قرار گرفته است.
- ارزش افزوده بخش (با علامت اختصاری X_3): بیانگر حاصل تفريع ارزش ستانده این بخش از ارزش مصرف واسطه‌ای آن در طول یک سال است. در این پژوهش مقادیر آن میلیارد ریال اعمال شده است.
- حق بیمه دریافتی (با علامت اختصاری X_4): کل حق بیمه دریافتی صنعت بیمه که از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۸۰ جمع آوری شده و ارقام به میلیون ریال است. همچنین متغیر دامی (سال ۱۳۵۱) نیز در مدل گنجانده شده که ناشی از اشتباہات آماری است. به طور کلی، داده‌های فوق بر طبق یک مدل لگاریتمی و به وسیله نرم افزار اقتصادستنجی Eviews برآورد شد. ضمن اینکه علت اصلی انتخاب مدل لگاریتمی، بررسی کشن‌هاست. حال به شرح آزمون‌های اولیه، مراحل برآورد مدل و تحلیل نتایج حاصل می‌پردازیم.

تحلیل آزمون‌های ایستایی

در این پژوهش، ابتدا کلیه متغیرهای سری زمانی مؤثر در تابع، در سطح احتمال‌های ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد مورد آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و انگل گرنجر تعمیم یافته قرار گرفتند تا از حقیقی بودن نتایج حاصله رگرسیون گرفته شده اطمینان حاصل شود. نتایج حاصل در سطح حاشیه اطمینان ۹۰ درصد به طور اجمالی در جدول ۱ مشخص شده است.

همان‌گونه که از جدول ۱ پیداست، کلیه متغیرها به جز ارزش افزوده بخش (X_1) در سطح اطمینان ۹۰ درصد، بصورت خطی و بدون تفاضل‌گیری، نایستا هستند زیرا قدرمطلق مقدار محاسبه شده از قدرمطلق مقدار ارائه شده در جدول مک‌کینون، کوچک‌تر است.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی-فولر تعییم یافته بر روی متغیرهای مورد بررسی با توجه به جدول مک‌کینون در سطح اطمینان ۹۰ درصد.

لگاریتمی با یک تفاضل		لگاریتمی بدون تفاضل		خطی با یک تفاضل		خطی بدون تفاضل		متغیر
مقدار محاسباتی	مقدار بحراتی	مقدار محاسباتی	مقدار بحراتی	مقدار محاسباتی	مقدار بحراتی	مقدار محاسباتی	مقدار بحراتی	
-۹۰۳۱	-۱۰۶۲	-۴۵۲۷	-۱۰۶۱	-۷۰۵۲۰	-۱۰۶۲	-۱۰۱۴۳	-۱۰۶۱	Y
-۷۰۸۲	-۱۰۶۲	-۱۰۸۷	-۱۰۶۱	-۲۰۸۲	-۱۰۶۲	-۰۹۹۸	-۱۰۶۱	X_1
-۱۰۶۷۶	-۱۰۶۲	۱۰۳۴۷	-۱۰۶۱	-۱۰۶۳	-۱۰۶۲	۲۰۳۴۷	-۱۰۶۱	X_2
-۸۰۷۷۳	-۱۰۶۲	-۲۴۱۷	-۱۰۶۱	-۸۰۱۲۳	-۱۰۶۲	-۲۰۰۵۴	-۱۰۶۱	X_3
-۴۰۷۸۱	-۱۰۶۲	-۰۸۲۳	-۱۰۶۱	-۱۰۱۶	-۱۰۶۲	۹۰۷۴۷	-۱۰۶۱	X_4

در حالت لگاریتمی و بدون تفاضل‌گیری، متغیرهای X_2 و X_4 نایستا و در حالت لگاریتمی و با یک مرحله تفاضل‌گیری، کلیه متغیرهای مؤثر در مدل ایستا هستند؛ به عبارت دیگر در سطح احتمال فوق معنی‌دارند. بدین مفهوم که فرض H_0 (وجود ریشه واحد) پذیرفته شده و فرض مقابله‌شی یعنی H_1 (فقدان ریشه واحد) رد شده است، بنابراین مدل واقعی که باید تخمین زده شود باید به شکل لگاریتمی باشد.

ارائه مدل برآورده

مدل بلندمدت

برای برآورد مدل بلندمدت، ابتدا مدل بر اساس الگوی تقاضای نیروی کار بخش سایر خدمات برنامه سوم توسعه و متغیرهای مفروض برآورده شد که صورت کلی مدل به شکل زیر است:

$$\text{Log}Y = C + \alpha_1 \text{Log}X_1 + \alpha_2 \text{Log}X_2 + \alpha_3 \text{Log}X_r + \alpha_4 \text{Log}X_t$$

نتیجه برآورد مدل بالا که نتایج آن در جدول دو آمده به صورت زیر می باشد:

$$\text{Log}Y = ۰,۱۰۹۲ \text{Log}X_1 + ۰,۶۸۹۱ \text{Log}X_2 + ۰,۳۷۹۶ \text{Log}X_r + ۰,۸۱۳۶ \text{Log}X_t + ۰,۹۷۹۹ \text{AR}(1) + ۰,۰۷۳۶ \text{MA}(2)$$

مدل فوق با قدرت تخمین ۹۱ درصد مورد برآشش شد که نتایج آن در جدول ۲ مشاهده می شود.

جدول ۲. نتایج ضرائب مدل اولیه

متغیر	ضرائب	آماره t
C	۰,۳۷۹۶	-۲,۷۰۱
X ₁	۰,۶۸۹۱	۱۱,۳۸۱
X _r	۰,۳۷۹۶	۹,۹۸۹
X _t	۰,۱۰۹۲	۳,۲۰۸
AR(1)	۰,۰۷۳۶	۴,۶۱۹
MA(2)	-۰,۰۸۷۹	-۱۰,۹۸۹
	-۰,۹۷۹۹	-۱۸,۰۵۶۰۶
R ^۲	Adjusted R ^۲	D.W
۰,۹۱۱	۰,۸۹۰	۱,۷۸۹
F آماره		
۰,۷۸۴۸		

اما در اولین گام باید به این سوال پاسخ داد که آیا حق بیمه دریافتی کل صنعت بیمه می‌تواند بر تفاضای نیروی کار تاثیر بگذارد یا نه و تشخیص اینکه متغیر مستقل وارد شده در مدل تقاضای نیروی کار، درست انتخاب شده است، از آزمون **Redundant variable** استفاده شد که نتایج آن به شرح زیر در جدول ۳ آورده شده است:

جدول ۳. نتیجه آزمون **Redundant variable**

$X_{(t-1)}$	$X_{(t-1)}$	X_t	X_t	متغیر
۱۲۹۳۵	۱۲۸۲۶	۱۴۹۱۹۳	۲۴۰۴۰۶	آماره F

همان گونه که از نتایج بالا پیداست، با توجه به اینکه آماره F تمام متغیرها، بزرگتر از جدول (۴۰۳۸) است، تمامی متغیر به علت معنادار بودن، در مدل باقی می‌مانند. پس از آزمون‌های مختلف بر روی مدل اولیه و بررسی روند جملات خطاب نظر رسانید که این مدل دچار شکست ساختاری شده باشد. برای اطمینان از این موضوع با استفاده از آزمون چاو (جدول ۴) مشخص شد که مدل فوق در سال ۱۳۵۱ دچار شکست ساختاری است لذا برای رفع این مشکل در سال شکست یک متغیر دامی به مدل افزوده شد.

۴. آزمون چاو برای بررسی شکست ساختاری مدل در سال ۱۳۵۱

Probability	آماره F
۰۰۰	۱۷۴۰۷۰۵

نتایج آزمون چاو نشان می‌دهد که مدل در سال ۱۳۵۱ دچار شکست ساختاری شده است. به این معنی که رگرسیون قبل از سال ۱۳۵۱ با رگرسیون بعد از سال ۱۳۵۱ متفاوت است لذا برای بررسی شوک وارد باید سال ۱۳۵۱ به عنوان متغیر مجازی (dum) وارد مدل می‌شد.

مهم‌ترین دلیل وجود شکست ساختاری در این مدل ، اشتباهات محاسباتی در آمار برآورده سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی است. لذا برای رفع شکست در سال ۱۳۵۱ آن سال را به عنوان متغیر مجازی وارد الگو کردیم و سپس مدل را برآورد نمودیم که نتایج حاصل به شرح زیر است.

ارائه مدل برآورده با متغیر مجازی

مدل بلند مدت

برای برآورده مدل بلندمدت، مدل بر اساس متغیرهای مفروض و متغیر دامی به شکل زیر برآورده شد که صورت کلی مدل به شکل زیر است:

$$\text{Log Y} = C + \alpha_1 \text{Log X}_1 + \alpha_2 \text{Log X}_2 + \alpha_3 \text{Log X}_3 + \alpha_4 \text{Log X}_4 + \text{Dum}$$

نتیجه برآورده طبق جدول ۵ است:

جدول ۵ . ضرایب مدل اصلی

متغیر	ضرایب	آماره t	Prob
C	۸۰۷۰۸	۱۳۱۰۸
X ₁	۰۱۵۴۱۳	۲۰۷۶۸۳	۰۰۰۹۱
X ₂	۰۱۵۸۶۳	۲۰۱۹۴۸۳	۰۰۳۵۱
X ₃	۰۱۳۴۶۴	۳۰۳۴۲۱۵	۰۰۰۲۰
X ₄	۰۱۲۳۹۹	۶۰۲۶۵۳۳
Dum	-۱۰۵۲۰۸	-۱۷۰۲۹۰۷
MA(1)	۰۳۸۶۰۶	۲۰۳۲۰۶	۰۰۲۶۴
R ^۲		Adjusted R ^۲	F آماره
۰۹۸۸۳	۰۹۸۶۲	۱۰۹۶	۴۷۹۴۵

سپس برای بررسی این مسئله که آیا پسماندهای رگرسیون گرفته شده پایا هستند یا نه آزمون انگل - گرنجر را بر روی جملات پسماند انجام دادیم که نتایج حاصل به شرح جدول ۶ است:

جدول ۶. نتیجه آزمون انگل گرنجر تعیین یافته بر روی جملات خطادرسطح ۵ درصد

متغیر	جملة اخلال (U)	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی
-۲,۹۳۹۹	-۴,۱۲۳۹		

همان گونه که از جدول ۶ مشخص می شود، پسماندها در سطح ۵ درصد کاملاً معنی دار و پایا هستند و در نتیجه نیازی به آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول و دوم ندارند.

تحلیل آزمون های انجام گرفته بر روی مدل

تحلیل نتیجه آزمون ARCH

برای تشخیص همانی واریانس جملات اجزای اخلال سری زمانی مورد بررسی پس از آزمون آرچ، نتایج زیر از این آزمون به دست می آید:

جدول ۷. نتیجه آزمون ARCH پس از وارد کردن متغیر دامن.

F-statistic	Probability	متغیر
۰,۱۳۶۶۶	۰,۷۱۳۶۷	RESID ^{۸۲}

بنابراین، فرض H_0 مبنی بر همسان بودن واریانس ها تایید می شود (در سطح احتمال ۵ درصد).

تحلیل نتیجه آزمون LM

همان طور که پیش از این بیان شد، از دیگر فروض کلاسیک مبنی بر تخمین از طریق OLS، ارتباط نداشتن پسماندها در دوره های مختلف زمانی بود، به عبارتی، $E(u_i u_j) = 0$ ، $i \neq j$. نقض این فرض مشکلی به نام خود همبستگی ایجاد می کند.

یکی از کامل‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص خود همبستگی آزمون LM می‌باشد که مستتب به بربوش گاتفری^۱ است. در این آزمون، فرضیه‌ها به شکل زیر است:

فقدان همبستگی :

$H_0 : p = 0$ (خود همبستگی از درجه).

برای تشخیص خود همبستگی اجزای اخلال سری زمانی، از آزمون LM استفاده و نتیجه آن بر اساس جدول زیر مشخص شد:

جدول A. نتیجه آزمون LM پس از وارد کردن متغیر دامن.

F-statistic	Probability	متغیر
۰/۱۶۸۶	۰/۶۸۳۹	RESID (بدون وقفه)

چنان‌که ملاحظه می‌شود، فرض وجود خود همبستگی رد می‌شود (در سطح احتمال ۵ درصد).
مدل کوتاه مدت

همان‌گونه که می‌دانیم، مدل‌های تصحیح خطأ، نوسان‌های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلند مدت آنها ارتباط می‌دهند. به بیان دیگر، با استفاده از متغیر ECM، می‌توان متوجه شد که در صورت بروز شوکی در مدل برآورده، پس از چه مدت زمانی، به تعادل اولیه باز خواهیم گشت. به همین دلیل، به برآورده مدل کوتاه مدت پرداخته شد.

$$D(Y) = C + \alpha_1 D(X_{1(1-1)}) + \alpha_2 D(X_{2(1-1)}) + \alpha_3 D(X_3) + \alpha_4 D(X_4) + \alpha_5 ECM(-1) + \text{Dum}$$

تحلیل مدل کوتاه مدت

در خصوص مدل کوتاه مدت برآورده می‌توان چنین اظهار نظر کرد:

- در کوتاه مدت، حق بیمه دریافتی بر تقاضای نیروی کار اثری ندارد زیرا آن در فاصله اطمینان مورد نظر (۹۵ درصد)، بی معناست.

- متغیر سرمایه سرانه برای هر کارگر و نیز موجودی سرمایه، در کوتاه مدت اثری معادل (۰/۴۳۷۷۴۳) و (۰/۱۷۴۶۶۰) را بر تقاضای نیروی کار دارند. این عدد منفی بیان گر آن است که با افزایش موجودی سرمایه و نیز سرمایه سرانه، به ترتیب با کاهش ۱۷٪ و ۴۳٪ در تقاضا برای نیروی کار مواجه ایم.
- متغیر ارزش افزوده بخش با ضریب ۰/۷۷۲۴۴۷ در کوتاه مدت بر میزان اشتغال، اثر خواهد گذاشت.
- ضریب جمله تصحیح خطای مدل ((ECM(-۱))، ۰/۴۳۸- و که بیانگر این نکته است که در صورت بروز شوکی در مدل و خارج شدن آن از تعادل، ظرف مدت تقریباً دو سال، مجدداً به تعادل اولیه، باز خواهیم گشت. به عبارت دیگر، هر سال حدود ۴۴ درصد از تغییرات مدل، برای رسیدن به تعادل اولیه، جریان می‌شود.

جدول ۹. نتایج مدل کوتاه مدت

متغیر	ضرائب	آماره t	Prob
C	۰/۹۱۲۷۹	۲/۱۱۳۳۹۸	۰/۰۰۴۲۲
D(X_{t-1})	-۰/۴۳۷۷۴۳	-۰/۸۵۶۳۴۶	۰/۰۰۰
D(X_{t-2})	-۰/۱۷۴۶۶۶	-۳/۸۶۲۰۸۷	۰/۰۰۰۵
D(X_t)	۰/۷۷۲۴۴۷	۰/۴۳۲۰۱۹	۰/۰۰۰
D(X_{t+1})	۰/۱۱۷۳۱۲	۱/۳۵۱۰۷۶	۰/۰۱۸۰۹
ECM(-۱)	-۰/۴۳۸۳۶۷	-۲/۰۴۷۱۸۸	۰/۰۴۸۷
Dum	-۰/۰۵۷۰۷۲	-۶/۸۹۹۶۸۵۶	۰/۰۰۰
R ^۲	۰/۷۸۸	۱/۷۰۷	F
۰/۸۲۰	۰/۷۸۸	۱/۷۰۷	

تحلیل مدل بلندمدت

- همان‌گونه که از جدول ۵ ملاحظه می شود، مدل در این حالت دارای عرض از مبدأ $8/0708$ است. عرض از مبدأ بیانگر متوسط اثر متغیرهایی است که در مدل موجود نیستند که وجود داشته عوامل دیگری و می‌توانند بر تقاضای نیروی کار اثر بگذارند ممکن است بدلیل کیفی بودن آن متغیرها و غیر قابل اندازه گیری بودن آنها در مدل لحاظ نشده‌اند.
- سرمایه سرانه برای هر کارگر در دوره گذشته $(1-1)X$ با ضریب $10/15413$ بر تقاضای نیروی کار، اثر مثبت دارد. بدین معنی که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، افزایش 100 واحد در سرمایه سرانه برای هر کارگر، تقاضای نیروی کار را در دوره بعدی به میزان حدود 15 نفر افزایش می‌دهد. چون مدل فوق به صورت لگاریتمی برآورد شده، عدد فوق بیان کننده کشش و کوچکتر بودن مقدار فوق از یک، نشان دهنده بی‌کشش بودن تقاضای نیروی کار به سرمایه سرانه هر کارگر است.
- همچنین موجودی سرمایه در دوره قبلی $(X-1)$ با ضریبی معادل $10/15863$ ، اثری فزاینده بر تقاضای نیروی کار دارد به این معنی که افزایشی 100 واحدی در موجودی سرمایه بخش با شرط ثابت بودن سایر شرایط، اثر فزاینده‌ای معادل 15 واحد در جذب نیروی کار در دوره بعدی خواهد داشت. علاوه بر این، این عدد کم کشش بودن تقاضای نیروی کار نسبت به عامل سرمایه را که اثباتی بر سرمایه بر بودن تولید است، نشان می‌دهد.
- ارزش افزوده بخش $(X-2)$ با ضریبی معادل $10/13464$ ، با شرط ثابت بودن سایر شرایط اثری فزاینده بر تقاضای نیروی کار دارد که بیانگر این مطلب است که افزایشی 100 واحدی در ارزش افزوده، اثر فزاینده‌ای معادل 13 واحد بر جذب نیروی کار خواهد داشت.
- اما حق بیمه دریافتی صفت بیمه (X_1) با ضریب $10/12399$ ، با شرط ثابت بودن سایر شرایط اثری ناچیز ولی فزاینده بر تقاضای نیروی کار دارد که بیانگر این مطلب است که افزایشی 100 واحدی در حق بیمه دریافتی، اثر فزاینده‌ای معادل 12 واحد در جذب نیروی کار خواهد داشت.

- ضریب متغیر دامی در این الگو برابر $-1/520$ است که یک اثر منفی در تقاضای نیروی کار را نشان می‌دهد.
- از سوی دیگر جملات خطاب تابعی از خودش با یک وقفه است که رابطه ای مستقیم و با ضریب $6/3860$ ، بین آنها مشاهده می‌شود.
- در خصوص معنی دار بودن پارامترهای تخمین زده شده، از آزمون t استفاده می‌کنیم. در واقع می‌خواهیم بدانیم که آیا پارامترهای تخمین زده شده در فاصله اطمینان $95/95$ درصد قرار دارند یا نه. بدین منظور، قدر مطلق آماره t محاسباتی، باید از t جدول که در اینجا $2/080$ است، بزرگ‌تر باشد. همان‌گونه که از جدول $11-5$ مشاهده می‌شود، به علت بزرگ‌تر بودن t محاسبه شده به وسیله نرم افزار Eviews، از t جدول، تمامی پارامترهای تخمین زده شده معنی دار می‌باشند.
- همان‌گونه که قبل اشاره شد، ضریب تعیین مدل، که در اصل، قدرت مدل را نشان می‌دهد، بیان‌گر این است که چه مقدار از کل تغییرات را مدل بیان کرده است. در مدل برآورده، ضریب تعیین $R^2 = 0/988$ درصد است؛ یعنی در حدود 98% کل تغییرات ایجاد شده در متغیر تقاضای نیروی کار، را این مدل توضیح داده که می‌بین قدرت توضیح دهنده‌گی نسبتاً بالای رگرسیون است.
- آماره دوربین - واتسون (D.W)، نزدیک به مقادیر مطلوب جدول است و لذا فرض همبستگی پایابی اجزای اخلال رد می‌شود.
- برای درک معنی دار بودن تغییرات کل رگرسیون (تغییرات توضیح داده شده)، از آزمون F استفاده می‌شود. چنانچه F محاسبه شده، از جدول $(4/038)$ بزرگ‌تر باشد، تغییرات توضیح داده شده توسط رگرسیون معنی دار است. در مدل برآشش شده، مقدار F رقم بالای است ($F=479$) که قدرت بالای توضیح دهنده‌گی مدل را نشان می‌دهد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با مطالعه مدل کوتاه مدت و بلندمدت می توان چنین بیان کرد که:

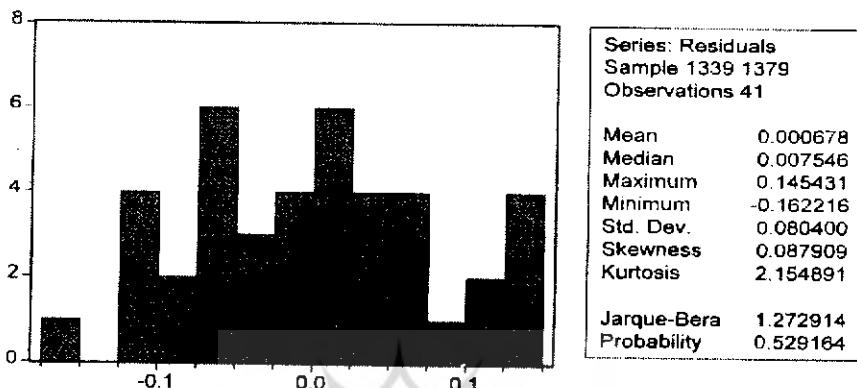
- همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می شود حق بیمه دریافتی اثر معناداری بر تقاضای نیروی کار دارد.
- همان‌طور که از ضریب پیداست، حساسیت تقاضای نیروی کار به حق بیمه دریافتی کم می باشد، به بیان دیگر تقاضای نیروی کار نسبت به حق بیمه دریافتی کم کشش است.
- حق بیمه دریافتی در کوتاه مدت اثر چندانی بر اشتغال ندارد.
- در کوتاه مدت، تقاضای نیروی کار با سرمایه سرانه رابطه معکوس دارد. یعنی با افزایش سرمایه سرانه هر کارگر به میزان ۱۰۰ واحد، تقاضا برای نیروی کار به میزان ۴۳ واحد کاهش می یابد. همچنین با افزایش موجودی سرمایه نیروی کار به میزان ۱۰۰ واحد، تقاضا برای نیروی کار به میزان ۶۶ واحد کاهش می یابد که می تواند به عنوان یکی از دلایل سرمایه بر بودن تکنولوژی تولید در اقتصاد کشور است.
- همان‌گونه که از جدول فوق مشخص می شود، پسمندها در سطح کاملاً معنی دار و پایسا هستند و در نتیجه نیازی به آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول و دوم ندارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

۱. آزمون نرمالیته بودن جملات خطأ



همان طور که مشاهده می شود به دلیل بزرگ تر از ۰،۰۵ بودن آماره احتمال بنابراین فرض نرمال بودن جملات خطأ تایید می شود.

۲. آزمون Ramsey Reset Test برای بررسی برآذش خوبی مدل

آماره F	Probability
۰،۲۳۳۷۶۱	۰،۶۳۱۸۴۸

همان طور که مشاهده می شود با رد آماره F- Statistic نشان داده می شود که مدل به خوبی برآذش شده است.

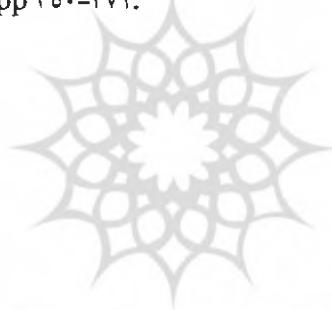
۳. نتیجه آزمون انگل گرنجر تعیین یافته بر روی جملات خطأ مدل اولیه

متغیر	جملة اخلال (U)	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی
-۰.۶۹،۲	-۲۶۴۲،۴		

منابع

۱. ابریشمی، حمید، مهرآر، محسن، بهار ۱۳۸۱، اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، مؤسسه چاپ و نشر دانشگاه تهران.
۲. امینی، علیرضا، ۱۳۸۰، عوامل مؤثر بر تفاضای نیروی کار و موانع ایجاد اشتغال در اقتصاد ایران، رساله دکتری، مرکز علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی تهران.
۳. بیدرام، رسول، ۱۳۸۱، *Eviews همگام با اقتصادسنجی*، انتشارات منشور بهرووری.
۴. بیمه مرکزی ایران، ۱۳۸۲، مجموعه قوانین و مقررات بیمه‌های بازرگانی، انتشارات بیمه مرکزی ایران، چاپ ششم.
۵. توکلی، احمد، ۱۳۷۶، تحلیل‌های سری زمانی (همگرایی و همگرایی یکسان)، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۶. جعفری صمیمی، احمد، ۱۳۷۶، مبانی اقتصادسنجی، انتشارات جهاد دانشگاهی تهران.
۷. دامدار، گجراتی، ۱۳۷۸، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه ابریشمی، حمید، مؤسسه چاپ و نشر دانشگاه تهران، جلد اول و دوم.
۸. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، ۱۳۸۱، مجموعه گزارش‌های اقتصادی سال ۱۳۷۹.
۹. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، سالنامه‌های آماری سال‌های مختلف، مرکز آمار ایران.
۱۰. فرجادی، منوچهر، تابستان ۱۳۷۶، اصول و مفاهیم بیمه‌های بازرگانی، انتشارات شرکت سهامی بیمه البرز، چاپ اول.
۱۱. کمیجانی، اکبر، ۱۳۷۸، ارزیابی عملکرد و سیاست‌های اشتغالزایی در ۱۰ سال اخیر و برآورد تابع تفاضای عامل کار در ایران، مؤسسه کار و امور اجتماعی.
۱۲. گزارش آماری صنعت بیمه کشور، سال ۱۳۸۰، بیمه مرکزی ایران، زمستان ۱۳۸۱.
۱۳. متقی، لیلی، ۱۳۷۷، تحلیل و برآورد تفاضای اشتغال در ایران ۱۳۷۵ - ۱۳۵۰، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبائی تهران.

۱۴. Association of British Insurance, ۱۹۹۸ , *Risk & Reward (A Book About Insurance)*, London, P۲۲-۲۳.
۱۵. David A Dickey & wayne A. fuller, *Distributions of Estimators for Autoregressive Time Series with a unit Root*, Journal of the American Statistical Association, v۶ (part I, ۱۹۷۹), ۴۲۱-۴۳۱.
۱۶. Hendry , D. F, A Pagan, and J. D. sargent, ۱۹۸۴, *Dynamic specification* . In I. Handbook of Econometrics, vol. II. Amesterdam: North holland .
۱۷. Ramsey J.B, ۱۹۷۹, *Test for specification errors in classical linear least squares regression analysis*, journal of Royal statistical society Series B vol. ۲۱, pp ۳۵۰-۳۷۱.



پژوهشکاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی