

عوامل مؤثر بر اشتغال در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی استان مازندران

*زهرا امیری^۱، سیده محبوبه مظفری خوشرودی^۲، محمد کاوسی کلاشمی^۳

۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه گیلان، گیلان، ایران

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی کشاورزی - توسعه روستایی، دانشگاه گیلان، گیلان، ایران

۳. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه گیلان، گیلان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۴/۹/۲۳ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۱۱)

Effective Factors on Employment in Food and Drinking Industry in Mazandaran Province

*Zahra Amiri¹, Seyedeh Mahboobeh Mozaffari Khoshrodi², Mohammad Kavooosi Kalashami³

1. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, University of Guilan, Guilan, Iran
2. MSc. Student, Agricultural Engineering- Rural Development, University of Guilan, Guilan, Iran
3. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, University of Guilan, Guilan, Iran

(Received: 14/Dec/2015 Accepted: 31/Jn/2016)

Abstract:

Unemployment had been one of the important challenges of recently decade in Iran's economy. Food and drinking industry discharge the most important role in employment of industrial products of the country. In spite of large number of workforce in the agricultural sector, job creation potential is low in Mazandaran province so, development of non-agricultural sector should be prioritized in the region. In this province the high level of investment and employee are on these industries. This research wants to study the effect of employment in food and drinking industries, from the number of these industries and in Mazandaran province. Time series statistical data of employment (EM), number of firms (NF), the real investment (RIC), and payment to other inputs (ROIC) are used for 1991-2010. The methodology of research based on Fomby, for selection of suitable model, cause to estimate vector error correction model. The results acquired from Johansen and Juselius test show existence of long term equilibrium relation within these variables. Also results of vector error correction model show that in long term, if RIC and NF change one percent, employment increase by %0.139 and %2.329, but ROIC will decrease employment by %0.258.

Keywords: Investment, Fomby Method, Vector Error Correction Model.

JEL: L7, Q18, L22.

چکیده:

بیکاری یکی از مهمترین چالش‌های دهه اخیر اقتصاد ایران بوده است. صنایع غذایی و آشامیدنی بیشترین نقش را در اشتغال تولیدات صنعتی کشور ایفا کرده است. در استان مازندران به دلیل ظرفیت پایین بخش کشاورزی در ایجاد اشتغال و وجود نیروی کار فراوان ضرورت توجه به توسعه بخش غیرکشاورزی را مسلم می‌سازد. در این استان بیشترین سرمایه‌گذاری و تعداد شاغلین در این صنایع می‌باشد. پژوهش حاضر در صدد بررسی اثر پذیری اشتغال در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی از تعداد کارگاه‌های صنایع غذایی و آشامیدنی و ... در استان مازندران است. برای این منظور از داده‌های آماری زمانی اشتغال (EM)، تعداد کارگاه (NE)، سرمایه‌گذاری واقعی (RIC) و پرداختی به سایر نهاده‌ها (ROIC) طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۹ استفاده شده است. روش شناسی پژوهش مبتنی بر رهیافت فمبای برای انتخاب الگوی مناسب سری زمانی، به برآورد الگوی تصحیح خطای برداری منجر شد. نتایج به دست آمده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن و جوسلیوس حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای فوق است. همچنین نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد که در بلندمدت به ازای هر یک درصد تغییر در میزان RIC و NF، اشتغال به ترتیب به میزان ۰/۱۳۹ درصد و ۲/۳۲۹ درصد افزایش ولی در مقابل یک درصد تغییر در ROIC به میزان ۰/۲۵۸ درصد کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری، رویه فمبای، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM).

طبقه‌بندی JEL: L22، Q18، L7.

۱- مقدمه

صنایع به عنوان مؤثرترین وسیله جهت رسیدن به رشد مطلوب اقتصادی از طریق ایجاد اشتغال مولد، به کارگیری نیروی مستعد و آماده به کار، استفاده از عوامل تولید در ایجاد ارزش افزوده، پیدایش تنوع در اقتصاد ملی و ارتقای سطح زندگی افراد جامعه مورد توجه قرار گرفته است. اغلب اقتصاددانان معتقدند که رشد و توسعه بخش صنعت بستری جهت رشد و توسعه سایر بخش‌ها را فراهم می‌سازد. به دلیل ارزان بودن مواد خام محصولات کشاورزی، ارزیابی پایین صنایع تبدیلی مواد غذایی و همچنین نیروی کار ارزان و سرمایه‌بری کمتر، ایجاد این صنایع موجب چند برابر شدن ارزش افزوده محصولات کشاورزی می‌گردد، که این امر افزایش درآمد روستاییان، جلوگیری از مهاجرت آنها به شهرها و همچنین افزایش صادرات و درآمد ملی را به دنبال دارد. این صنعت در زمینه ایجاد اشتغال هم به طور مستقیم در درون صنعت و هم به طور غیرمستقیم در بخش کشاورزی از اهمیت بالایی برخوردار است و تا حدودی مسئله بحران بیکاری در کشور را کاهش می‌دهد (فرح‌بخش و نوروزی، ۱۳۸۰: ۱۷۵). ارزش افزوده این بخش از ۳۴۶۵۱۹۵۹ میلیون ریال در سال ۱۳۷۵ به ۱۱۶۸۴۸۲۹۵ میلیون ریال در سال ۱۳۹۳ رسیده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳). همچنین سهم این صنعت از کل بخش صنایع و معادن، در طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۹ به طور متوسط در حدود ۱۱٪ بوده است. البته در بعضی از این سال‌ها، از جمله در سال ۱۳۸۰ سهم صنعت مواد غذایی و آشامیدنی از کل بخش صنایع و معادن حتی به ۱۶ درصد نیز رسیده است. بنابراین این صنعت سهم بالایی، از کل صنایع کارخانه‌ای کشور را دارا می‌باشد (اسفندیاری و مرادی، ۱۳۹۱: ۲۱). در استان مازندران به دلیل محدودیت زمین‌های قابل دسترس، ظرفیت پایین بخش کشاورزی در ایجاد اشتغال، کاهش عملکرد محصولات زراعی و عدم توانایی جامعه شهری در جذب نیروی کار مازاد روستایی ضرورت توجه به توسعه بخش غیر کشاورزی را در نواحی روستایی مسلم می‌سازد (استانداری مازندران، ۱۳۹۰: ۱۵). طی سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ از سهم شاغلان بخش کشاورزی کاسته شده و به شاغلین بخش صنعت و خدمات افزوده شده است. در توجیه این موضوع می‌توان به مکانیزه شدن فعالیت‌های کشاورزی در برخی نقاط روستایی، تبدیل برخی نقاط روستایی به مراکز شهری، ادغام برخی نقاط روستایی با حاشیه شهرها و مهاجرت نیروی کار از

نقاط روستایی به شهرها در فعالیت‌های غیر کشاورزی و ... اشاره کرد (استانداری مازندران، ۱۳۹۱: ۲۳). بر مبنای آمارهای موجود بیشترین تعداد شاغلان با تعداد ۱۰۴۸۶ نفر و بیشترین سرمایه‌گذاری صورت پذیرفته در صنعت مربوط به صنایع غذایی و آشامیدنی می‌باشد به طوری که حجم سرمایه‌گذاری در صنعت یاد شده برابر ۸۶۵۳ میلیارد ریال است (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۸: ۷). ارزش افزوده این بخش از ۲۴۰۳۶ میلیون ریال در سال ۱۳۷۰ به ۱۰۰۵۴۲۰۹ میلیون ریال در سال ۱۳۸۹ رسیده است (سالنامه آماری استان مازندران، ۱۳۹۱: ۲۷). بنابراین این صنعت سهم بالایی در اشتغال‌زایی استان دارد، همین امر به عنوان یکی از دلایل مهم جهت بررسی این صنعت به شمار می‌رود.

هدف اصلی این تحقیق بررسی عوامل مؤثر بر اشتغال در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی می‌باشد.

۲- پیشینه تحقیق

باصری و روشنی یساقی، به بررسی عوامل مؤثر بر اشتغال زایی صنایع کوچک در استان گلستان پرداختند. ارزش افزوده، موجودی سرمایه، شاخص کاربری فعالیت‌ها و دستمزد از عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار هستند. با استناد به اطلاعات موجود استان گلستان طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۸ تقاضای نیروی کار بر اساس روش حداکثرسازی سود تولید کننده و با کمک مدل پانل دیتا، بر اساس کدهای ISIC طبقه بندی شده است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد تأثیر متغیرهای ارزش افزوده و موجودی سرمایه اثر مثبت و متغیر دستمزد رابطه منفی با تقاضای نیروی کار در صنایع کوچک استان دارند. متغیر کاربری نیز رابطه مثبتی با ایجاد اشتغال در استان دارد (باصری و روشنی یساقی، ۱۳۹۲: ۱۱۳).

سعدی و موسوی، به بررسی عوامل و سیاست‌های مؤثر بر اشتغال نیروی کار پرداختند. برای این منظور با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳ و به کارگیری تکنیک ARDL اقدام به برآورد مدل پویای تقاضای نیروی کار کردند. متغیرهای پژوهش شامل تولید واقعی اقتصاد، دستمزد واقعی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت نشان می‌دهد، مهم‌ترین عامل اشتغال‌زایی در بلندمدت تولید و سرمایه‌گذاری است، اعطای تسهیلات می‌تواند در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی روی اشتغال داشته باشد. نتایج برآورد مدل ARDL حاکی از آن بود که سرمایه‌گذاری مستقیم

محاسبه کشش‌های تقاضای نیروی کار نسبت به تولید، دستمزد و موجودی سرمایه نشان می‌دهد که کشش تقاضای نیروی کار نسبت به سطح تولید از کشش تقاضا برای نیروی کار نسبت به دستمزد و موجودی سرمایه کمتر است (نکاب و حشمتی، ۲۰۰۳: ۱).

مید و لیدهلم، در مطالعه خود موانع موجود بر سر راه اشتغال‌زایی صنایع کوچک، وضعیت اشتغال‌زایی در بنگاه‌های کوچک و متوسط را از دو دیدگاه ایستا و پویا مورد بررسی قرار دادند. در دیدگاه ایستا، مباحثی مانند تعداد بنگاه‌ها (فعالیت‌ها)، توزیع اندازه بنگاه‌ها، خصوصیات نیروی کار، و کارایی بنگاه‌ها مورد بررسی قرار گرفت. در دیدگاه پویا، عوامل مؤثر بر خالص تغییرات اشتغال‌زایی صنایع کوچک در چرخه زندگی این بنگاه‌ها، شامل تأسیس و گسترش (یا محدود شدن)، مورد توجه قرار می‌گیرند. در یک دوره زمانی خاص، برخی بنگاه‌ها تأسیس شده و آغاز به کار می‌کنند که این امر به معنای نیاز نیروی کار جدید (اشتغال‌زایی) است. در دوره دوم، بنگاه‌هایی که در ابتدا دوره مورد نظر وجود داشته‌اند، به گسترش (و یا محدود کردن)، فعالیت‌های خود می‌پردازند که این امر نیز موجب افزایش (و یا کاهش)، در تقاضای نیروی کار خواهد شد. گسترش تعداد بنگاه‌ها (فعالیت‌ها) نیز می‌تواند به صورت استفاده از ظرفیت‌های خاص موجود و یا افزایش مقیاس بنگاه باشد (مید و لیدهلم، ۱۹۹۸: ۶۱).

بنابراین تعیین عوامل مؤثر بر اشتغال و بررسی تأثیر این عوامل بر رشد اشتغال و کاهش بیکاری کمک شایانی می‌کند. تحقیق حاضر نیز گامی در جهت بر طرف کردن مشکل اشتغال و تعیین تأثیر سرمایه‌گذاری، تعداد کارگاه و پرداختی به سایر نهاده‌ها بر رشد اشتغال در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی است.

۳- روش تحقیق

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر شیوه گردآوری اطلاعات، توصیفی-تحلیلی است. روش گردآوری داده‌ها از طریق مطالعه کتابخانه‌ای و بررسی اسنادی بوده است. با مطالعه پیشینه تحقیق در زمینه تقاضای نیروی کار درمی‌یابیم که عوامل متعددی می‌توانند بر تقاضای نیروی کار اثرگذار باشند. متغیرهای اشتغال (EM)، تعداد کارگاه (NF)، سرمایه‌گذاری واقعی (RIC) و پرداختی به سایر نهاده‌ها (ROIC) در این مطالعه در نظر گرفته شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش طی یک دوره ۲۰ ساله از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ جمع‌آوری گردید. آمارهای مربوط به متغیرهای

خارجی و دستمزدها تأثیر معناداری روی تقاضای نیروی کار نداشته است (سعدی و موسوی، ۱۳۹۲: ۱۷۷).

ازوجی و عسگری، در مقاله‌ای به ارزیابی عوامل مؤثر بر رشد اشتغال برخی از کشورها در قالب اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی (روش panel data) پرداختند. به طوری که اشتغال در یک دوره زمانی متأثر از فناوری، درجه باز بودن تجاری و سرمایه و انعطاف‌پذیری بازار کار است. برای این منظور، ۴۵ کشور در بین اتحادیه‌های تجاری مهم جهان مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی، درجه باز بودن تجاری، جریان سرمایه بین‌المللی و انعطاف‌پذیری بازار کار نقشی تعیین‌کننده در ایجاد اشتغال اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای دارند و بر عکس، فناوری اثر معکوس بر سطح اشتغال به جا گذاشته است (ازوجی و عسگری، ۱۳۸۴: ۲۱).

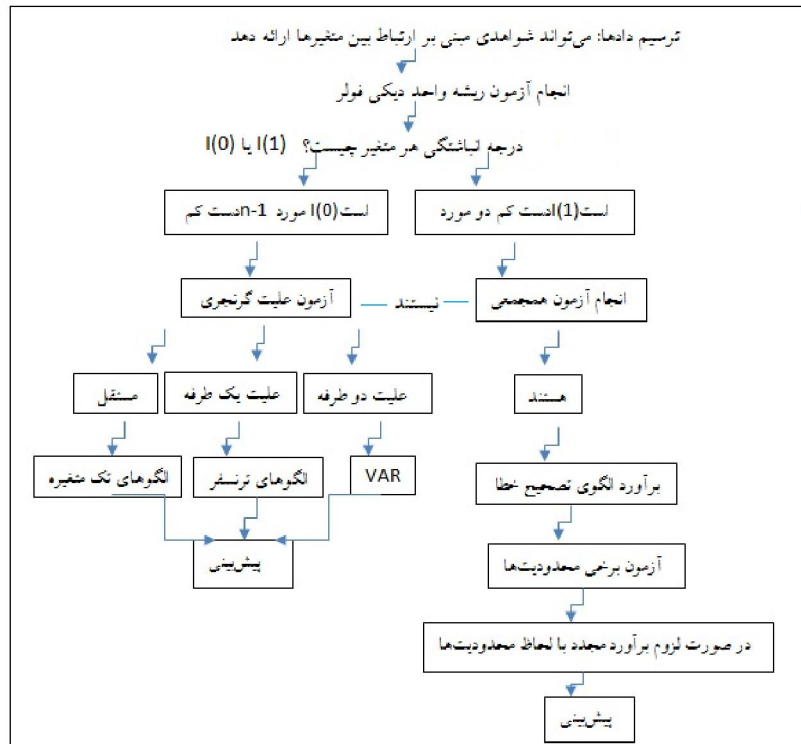
زرآ نژاد و نوروزانی، به بررسی تقاضای نیروی کار در صنایع استان خوزستان، طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۰ پرداخته‌اند. در این مطالعه تقاضای کار تابعی از موجودی سرمایه، سرمایه سرانه و بهره‌وری سرمایه است و از روش همجمعی، یوهانسون-جوسیلیوس، مدل تصحیح خطا برای تخمین تابع تقاضای نیروی کار استفاده شده است. مدل فوق نشان می‌دهد، در بلندمدت تقاضا برای نیروی کار با افزایش موجودی سرمایه و بهره‌وری سرمایه افزایش می‌یابد و متوسط سرمایه اثر منفی بر روی تقاضای نیروی کار دارد (زرآ نژاد و نوروزانی، ۱۳۸۴: ۱۷۵).

مک دونالد و مورفی، اقدام به مطالعه عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار در صنعت انگلستان، با استفاده از داده‌های فصلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کردند. در این مطالعه، تقاضای نیروی کار در صنعت تابعی از میزان تولید، شاخص دستمزد واقعی، هزینه نسبی مواد اولیه، هزینه نسبی سوخت و موجودی سرمایه در نظر گرفته شده که اثر متغیرهای موجودی سرمایه و سطح تولید مثبت و اثر سایر متغیرها منفی بوده است (مک دونالد و مورفی، ۱۹۹۲: ۳).

نکاب و حشمتی، با استفاده از تابع ترانسلوگ تقاضای نیروی کار را در ده صنعت کشور زیمبابوه مورد مطالعه قرار دادند و عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار و میزان انعطاف‌پذیری صنایع را بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که میزان انعطاف‌پذیری صنایع، میزان تولید، دستمزد حقیقی، موجودی سرمایه و متغیر روند زمانی، اثر معناداری بر تقاضای نیروی کار داشته‌اند. از سوی دیگر،

فمبای (Fomby) صورت می‌گیرد. در این پژوهش برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد فیلیس-پرون استفاده شده است.

این پژوهش از بانک اطلاعاتی مرکز آمار ایران و بانک مرکزی ایران استخراج گردید. به منظور تخمین مدل‌ها و انجام آزمون‌های مربوط از بسته‌های نرم افزاری EViews8 استفاده شد. در این پژوهش انتخاب الگوی تجربی بر مبنای رویه



نمودار ۱. الگوریتم مدل سازی سری‌های زمانی

مأخذ: فمبای، ۱۹۹۸

کنترل همبستگی سریالی روش غیرپارامتریکی را پیشنهاد دادند. روش PP، آزمون DF را با نسبت t تعدیل شده انجام می‌دهد به نحوی که همبستگی سریالی توزیع مجانبی آماره t را تحت تأثیر قرار ندهد. آماره PP به شکل زیر است:

(۲)

$$\hat{t} = t_{\alpha} \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{0.5} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{0.5}s}$$

که در آن $\hat{\alpha}$ ضریب تخمین زده شده AR(1) و t_{α} همان نسبت t برای α است. مقدار $se(\hat{\alpha})$ خطای استاندارد و s خطای استاندارد رگرسیون بوده، مقدار γ_0 تخمین سازگاری از واریانس خطاها است. جزء f_0 نیز تخمین زنی از چگالی طیفی مقادیر خطا در فرکانس صفر می‌باشد (قنبری و رسولی، ۱۳۹۱: ۱).

(۱)

۳-۱- آزمون ریشه واحد فیلیس-پرون

در گام نخست تعیین ویژگی آماری متغیرهای مورد بررسی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد مدنظر قرار گرفت. راهبرد کلی به کار گرفته شده، استفاده از آزمون ریشه واحد با فروض صفر مختلف و جمع‌بندی نتایج حاصل از این آزمون به منظور تعیین درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد. با توجه به انتقادهای پرون از روش آزمون ریشه واحد دیکی فولر در زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، استفاده از آزمون ریشه واحد فیلیس-پرون در شرایطی که سامانه اقتصادی با تکانه‌های شدیدی مواجه بوده، ضروری است. اگر متغیر مورد بررسی با y نشان داده شود، رابطه زیر مورد برازش قرار می‌گیرد (قنبری و رسولی، ۱۳۹۱: ۱).

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن Y همان چهار متغیر EM، NF، RIC و ROIC می‌باشد. فیلیس و پرون به منظور آزمون ریشه واحد برای

۳-۲- آزمون همگرایی

برای آزمون همگرایی بین چند متغیر عموماً از دو روش انگل-گرنجر و جوهانسن و جوسلیوس استفاده می‌شود (جوهانسن و جوسلیوس، ۱۹۹۰: ۱۶۹). لیکن روش جوهانسن و جوسلیوس که قادر است وجود بیش از یک رابطه بلندمدت را (در صورت وجود) بین متغیرها شناسایی کند، بر روش انگل-گرنجر که چنین ظرفیتی را ندارد، برتری دارد (ایندرز، ۱۹۹۵: ۴۳۳). در این روش که مبتنی بر رابطه بین رتبه ماتریس و ریشه‌های مشخصه آن است، با استفاده از دو آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه، در مورد تعداد روابط بلندمدت قضاوت می‌شود (ملاحسنی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳۴).

۳-۳- الگوی خود توضیح برداری VAR^۱

روش خودتوضیح برداری (VAR) پویای خطی، توسط سیمس (۱۹۸۰: ۱) ارایه شده است. برخی اوقات، ممکن است که فرضیه اقتصادی از قدرت لازم برای تعیین رابطه مشخص میان متغیرها، برخوردار نباشد. در چنین وضعیتی استفاده از مدل‌های VAR می‌تواند چاره‌ساز باشد. علاوه بر آن، مطابق نظریه‌های پیندیک و رابینفیلد^۲ در برخی از مواقع، منطقی‌تر به نظر می‌رسد تا پویایی‌های داده‌ها در یک معادله تبیین شوند (مارکوارت^۳، ۲۰۰۹: ۱۳۴).

دارنل و ایوانس^۳ بیان می‌کنند که مدل VAR یک روش مستقیم را برای انجام پیش‌بینی‌ها فراهم می‌کند بدون توجه به این که چگونه متغیرهای موجود در مدل، متغیر دیگری را متأثر می‌کنند. در مدل VAR استاندارد، اختلالات به‌طور کلی به‌وسیله همبستگی‌های همزمان نشان داده می‌شوند. این باعث می‌شود تا واکنش سیستم به تغییری در یک متغیر، پاسخ کل آن دسته از متغیرهایی باشد که با آن متغیر همبسته‌اند (همان: ۱۳۴)

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t$$

$$U_t \sim IN(0, \Sigma)$$

در این رابطه، Y_t و وقفه‌های آن بردارهای $k \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو هستند. A_i برای p و \dots و 1 $i =$ ماتریس‌های $k \times k$ ضرایب الگو هستند و U_t بردار $k \times 1$ مربوط به جملات اخلاص الگو است.

1. Vector Auto Regressive
2. Pindyck & Rubinfeld
3. Darnell & Evans

۳-۴- آزمون تعیین وقفه^۴ بهینه

تحلیل‌های هم‌جمعی به روش جوهانسن، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (P) در الگوی VAR است. تخمین‌های روابط بلندمدت به طول وقفه انتخاب شده برای VAR خیلی حساس هستند. وقفه‌ها را نباید بیش از حد بزرگ انتخاب کرد. وقفه باید به اندازه‌ای انتخاب شود که مشکل همبستگی پیاپی وجود نداشته باشد. انتخاب وقفه بهینه معمولاً با استفاده از یکی از روش‌های آکائیک (AIC)^۵، شوارتز - بیزین (SC)^۶، حنان - کوئین (HQ)^۷، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)^۸ و آماره (LR)^۹ انجام می‌شود که در هر یک از روش‌های ذکر شده وقفه بهینه به صورتی انتخاب شده است که درجات آزادی زیادی از دست داده نشود و جملات اختلال معادلات دچار خودهمبستگی نشوند (گلخندان و مولایی، ۱۳۹۲: ۹۶).

۳-۵- برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)^{۱۰}

پس از تعیین تعداد وقفه بهینه می‌توان الگوی تصحیح خطای برداری را برآورد نمود.

$$\Delta Y_t = B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + U_t$$

که در آن:

$$B_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$$

$$i = 1, 2, \dots, p-1$$

$$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\Pi = \alpha\beta$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب تعادلی بلندمدت است (بارو، ۱۹۹۱: ۴۰۷)

۳-۶- آزمون نرمال بودن و خود همبستگی

با توجه به مراحل انجام پژوهش یکی از مراحل اصلی آزمون

4. Lag
5. Akaike Information Criterion (AIC)
6. Schwarz Bayesian Criterion (SC)
7. Hannan-Quinn Criterion (HQ)
8. The Final Prediction Error (FPE)
9. Likelihood Ratio (LR)
10. Vector Error Correction Model (VECM)

آزمون فیلیس و پرون مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۱ بیان شده است. همان طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود متغیرهای اشتغال، تعداد کارگاه‌ها و پرداختی به سایر نهاده‌ها با یک مرتبه تفاضل گیری ایستا شده و متغیر سرمایه گذاری واقعی در سطح داده ایستا با توجه به اینکه حداقل دو متغیر از درجهٔ یک انباشته می‌باشند، این موضوع ما را به شاخهٔ اول الگوریتم فُلمبای رهنمون می‌سازد که بر پایهٔ آن می‌بایستی آزمون همگرایی (برای تشخیص وجود رابطه تعادلی بلندمدت) را میان متغیرها بررسی کرد. در این پژوهش برای انجام این آزمون از روش جوهانسون و جوسلیوس، یعنی آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر استفاده شده است.

تحلیل‌های هم انباشتگی جوهانسون و جوسلیوس مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR است. برای تعیین طول وقفه بهینه معیارهای گوناگونی وجود دارد که در این مقاله از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SC)، حنان-کوئین (HQ)، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)، آماره (LR) و لگاریتم حداکثر راست نمایی-Log-Likelihood) استفاده شده است.

نتایج حاصل از جدول ۲ نشان می‌دهد که در طول وقفه ۲، معیارهای آکائیک، خطای پیش‌بینی نهایی حنان-کوئین حداقل مقدار، و لگاریتم حداکثر راست نمایی-Log-Likelihood) حداکثر مقدار خود را دارند، بنابراین وقفه ۲ به عنوان طول وقفه بهینه انتخاب می‌گردد. حال با استفاده از روش جوهانسون و جوسلیوس به برآورد ضرایب بلندمدت الگو می‌پردازیم. بدین منظور ابتدا می‌بایست با استفاده از آماره آزمون اثر (Trace) و آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه (Max-Eigen) تعداد بردارهای هم انباشت کننده را مشخص نماییم. در صورتی که این آماره در سطوح معنا دار مورد نظر، بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر اینکه هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرها برقرار نیست را می‌توان رد کرد و فرضیه‌هایی مبنی بر وجود حداکثر یک یا دو رابطه بلندمدت قابل بررسی خواهند بود. نتایج این آزمون‌ها در جدول‌های شماره (۳) و (۴) آمده است. بر اساس نتایج حالت‌های مختلف، وجود یک رابطه بلندمدت در الگو تأیید می‌شود، هر دو آماره اثر و حداکثر مقادیر ویژه، وجود یک رابطه بلندمدت را در الگو تأیید می‌کنند.

نرمال بودن داده‌ها و تعیین خود همبستگی داده‌ها می‌باشد، راهبرد کلی به کار گیری آزمون J-B^۱ برای نرمال بودن داده‌ها و آزمون پورتمنت P^۲ برای تعیین خود همبستگی داده‌ها استفاده گردید. در آزمون J-B می‌توان مقادیر چولگی^۳ و درجه اوج^۴ در یک نمونه آماری را محاسبه کرد. این آزمون توسط کارلس جارگو و آنیل برا ارائه گردیده است (امیدی پور و پاشایی فام، ۱۳۸۸: ۹۳) معادله آزمون برازش شده به شرح زیر است:

(۵)

$$JB = \frac{n}{6} (S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)2)$$

که در آن n تعداد مشاهدات (یا به طور کلی درجه آزادی) است. S چولگی نمونه است و K درجه اوج در یک نمونه آماری است.

برای بررسی میزان خودهمبستگی از آزمون پورتمنت استفاده می‌کنیم. این آزمون با فرض صفر خودهمبستگی داده‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد. در زمینه تجزیه و تحلیل رگرسیون، از جمله تجزیه و تحلیل با ساختار سری زمانی، آزمون پورتمنت مطرح است، که اجازه می‌دهد تا یک آزمون عمومی شود (همان، ۹۳).

۳-۷- آزمون تجزیه واریانس

به منظور بررسی برون‌زایی متغیرها از تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم. تجزیهٔ واریانس نیز اثر شوک را به این صورت نشان می‌دهد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله تغییرات خود متغیر و چند درصد توسط تغییرات متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. به بیان دیگر، تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی، نوعی آزمون علیت خارج از نمونه است که بر اساس آن سهم نوسان‌های هر متغیر در واکنش به شوک‌های وارد به متغیرهای درون‌زای الگو تقسیم می‌شود (شمس فخر، ۱۳۸۸: ۱).

۴- بحث و نتیجه‌گیری

مطابق رویهٔ فُلمبای، نخستین کار برای ورود به الگوهای اقتصادسنجی، بررسی ایستایی متغیرها و تعیین درجه انباشتگی آنهاست. ایستایی متغیرهای تحقیق با استفاده از

1. Jarque-Bera
2. Portmanteau
3. Skewness
4. Peakness

جدول ۱. نتیجه آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون (PP) برای متغیرهای مدل

| درجه انباشتگی | تفاضل مرتبه اول سری زمانی | | در سطح داده | | سری زمانی |
|---------------|----------------------------|---------------------|----------------------------|---------------------|-----------|
| | الگو با عرض از مبدأ و روند | الگو با عرض از مبدأ | الگو با عرض از مبدأ و روند | الگو با عرض از مبدأ | |
| I(۱) | -۳/۹۳** (۰/۰۳) | -۳/۹۶* | -۱/۶۹*** (۰/۷۱) | -۰/۴۸*** (۰/۸۷) | EM |
| I(۱) | -۸/۱۸* (۰) | -۸/۴۵* | -۲/۶۴*** (۰/۲۷) | -۱/۲*** (۰/۶۵) | NF |
| I(۰) | -۹/۴۱* (۰) | -۸/۶۸* | -۳/۷۷* (۰/۰۴) | -۳/۳۷* (۰/۰۳) | RIC |
| I(۱) | -۴/۳۱* (۰/۰۱۶) | -۴/۳۵* | -۳/۰۴*** (۰/۱۵) | -۰/۱۲*** (۰/۹۳) | ROIC |

* معنادار در سطح احتمال ۱٪، ** معنادار در سطح احتمال ۵٪، *** معنادار در سطح احتمال ۱۰٪.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. تعیین تعداد وقفه بهینه الگوی خود توضیح برداری (VAR)

| وقفه | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|------|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| ۰ | ۴۷/۷۴۴۹۹ | NA | ۹/۱۱۵-۰۸ | -۴/۸۶۰۵۵۴ | -۴/۶۶۲۶۹۴ | -۴/۸۳۳۲۷۲ |
| ۱ | ۷۸/۳۳۷۳۱ | ۴۴/۱۸۸۹۱* | ۱/۹۱۵-۰۸ | -۶/۴۸۱۹۲۳ | -۵/۴۹۲۶۲۱* | -۶/۳۴۵۵۱۲ |
| ۲ | ۹۹/۸۷۰۸۷ | ۲۱/۵۳۳۵۶ | ۱/۴۴۵-۰۸* | -۷/۰۹۶۷۶۴* | -۵/۳۱۶۰۲۰ | -۶/۸۵۱۲۲۳* |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ-Max)

| Hypothesized No. of CE(s) | آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد | سطح احتمال ** |
|---------------------------|-------------------------------|----------------------------|---------------|
| None * | ۳۱/۳۷۳۰۶ | ۲۷/۵۸۴۳۴ | ۰/۰۰۸۲ |
| At most ۱ | ۱۲/۱۸۷۴۶ | ۲۱/۱۳۱۶۲ | ۰/۱۹۷۲ |
| At most ۲ | ۸/۸۱۸۰۱۷ | ۱۴/۲۶۴۶۰ | ۰/۱۶۲۳ |
| At most ۳ | ۳/۰۷۱۵۹۴ | ۳/۸۴۱۴۶۶ | ۰/۰۷۹۷ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. آزمون ماتریس اثر (λ-Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | آماره آزمون اثر | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد | سطح احتمال ** |
|---------------------------|-----------------|----------------------------|---------------|
| None * | ۵۵/۴۵۰۱۳ | ۴۷/۸۵۶۱۳ | ۰/۰۰۸۲ |
| At most ۱ | ۳۴/۰۷۷۰۷ | ۲۹/۷۹۷۰۷ | ۰/۱۹۷۲ |
| At most ۲ | ۱۱/۸۸۹۶۱ | ۱۵/۴۹۴۷۱ | ۰/۱۶۲۳ |
| At most ۳ | ۳/۰۷۱۵۹۴ | ۳/۸۴۱۴۶۶ | ۰/۰۷۹۷ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اینکه تعداد وقفه‌های الگوی (VECM) در تفاضل متغیرها با تعداد وقفه‌های سطح متغیرها در الگوی (VAR) مرتبط است، با آگاهی از تعداد وقفه در این الگو، تعداد وقفه تفاضل متغیرها

۴-۱ نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برداری نخستین مرحله برای برآورد الگوی تصحیح خطا برداری، تعیین وقفه مناسب برای تفاضل متغیرها در الگو است و با توجه به

به ازای هر یک درصد تغییر در پرداختی به سایر نهاد ه ها، میزان اشتغال به میزان ۰/۲۵۸ درصد کاهش می‌یابد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در بلندمدت متغیرهای سرمایه‌گذاری و تعداد کارگاه‌ها اثر مثبت بر اشتغال دارند، در حالی که متغیر پرداختی به سایر نهادها اثر منفی بر اشتغال دارد.

جدول ۶. نرمال بودن J-B

| اجزا | Jarque-Bera | درجه آزادی | سطح احتمال |
|-------|-------------|------------|------------|
| ۱ | ۵/۲۰۰۲۱۰ | ۲ | ۰/۰۷۴۳ |
| ۲ | ۰/۱۰۸۷۱۰ | ۲ | ۰/۹۴۷۱ |
| ۳ | ۴/۰۱۵۶۸۰ | ۲ | ۰/۱۳۴۳ |
| ۴ | ۱/۱۵۲۰۶۵ | ۲ | ۰/۵۶۲۱ |
| Joint | ۱۰/۴۷۶۶۶ | ۸ | ۰/۲۳۳۲ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اگر سطح احتمال از معیار قضاوت آماری (۰/۰۵) بیشتر باشد فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن اجزای اخلال را می‌توان پذیرفت اما اگر خلاف این باشد H_1 پذیرفته می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده از جدول ۶ از جزء اول تا جزء چهارم مقدار Prob از ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد در نتیجه فرض H_0 مبنی بر نرمال بودن اجزای اخلال پذیرفته می‌شود. اگر سطح احتمالاتی آمار Q-Stat از معیار قضاوت آماری (۰/۰۵) بیشتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی در اجزای اخلال را می‌توان پذیرفت. بر اساس نتایج به دست آمده در جدول ۷ از وقفه اول تا وقفه دوازدهم هیچ خود همبستگی بین اجزای اخلال وجود ندارد.

جدول ۷. خود همبستگی پورتمنت (P)

| Lags | Q-Stat | Prob. | Adj Q-Stat | Prob. | df |
|------|----------|--------|------------|--------|-----|
| ۱ | ۸/۴۵۵۴۷۷ | NA* | ۸/۹۵۲۸۸۵ | NA* | NA* |
| ۲ | ۲۱/۳۲۵۲۴ | ۰/۸۱۱۵ | ۲۳/۴۳۱۳۴ | ۰/۷۱۱۲ | ۲۸ |
| ۳ | ۳۶/۶۶۸۰۲ | ۰/۷۷۵۷ | ۴۱/۸۴۲۶۸ | ۰/۵۶۴۵ | ۴۴ |
| ۴ | ۴۶/۵۴۲۳۲ | ۰/۸۹۸۴ | ۵۴/۵۳۸۲۰ | ۰/۶۷۴۸ | ۶۰ |
| ۵ | ۶۰/۱۹۰۶۰ | ۰/۹۰۸۰ | ۷۳/۴۳۵۸۳ | ۰/۵۶۲۰ | ۷۶ |
| ۶ | ۷۳/۸۷۲۴۲ | ۰/۹۲۹۴ | ۹۲/۴۵۸۵۵ | ۰/۴۶۷۰ | ۹۲ |
| ۷ | ۸۲/۲۰۲۹۹ | ۰/۹۶۹۴ | ۱۰۷/۷۲۶۸ | ۰/۴۸۹۳ | ۱۰۸ |
| ۸ | ۹۰/۲۹۱۲۸ | ۰/۹۹۰۱ | ۱۲۲/۲۸۵۷ | ۰/۵۲۶۷ | ۱۲۴ |
| ۹ | ۱۰۰/۸۰۰۳ | ۰/۹۹۴۸ | ۱۴۳/۳۰۳۸ | ۰/۴۰۶۸ | ۱۴۰ |
| ۱۰ | ۱۰۶/۶۹۲۰ | ۰/۹۹۹۱ | ۱۵۶/۵۶۰۱ | ۰/۴۷۲۳ | ۱۵۶ |
| ۱۱ | ۱۱۲/۶۰۷۵ | ۰/۹۹۹۹ | ۱۷۱/۷۷۱۲ | ۰/۴۹۰۶ | ۱۷۲ |
| ۱۲ | ۱۱۹/۶۶۹۵ | ۱/۰۰۰۰ | ۱۹۲/۹۵۷۲ | ۰/۳۸۶۸ | ۱۸۸ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نیز در الگوی (VECM) به دست می‌آید (بابازاده و همکاران، ۲۰۵:۱۳۹۱). با توجه به اینکه وقفه بهینه در الگوی (VAR) دو است، وقفه تفاضل متغیرها در الگوی (VECM) یک خواهد بود. نتایج الگوی VECM در جدول ۵ نشان داده شده است. باید توجه کرد که در روابط بلندمدت علامت ضرایب به صورت قرینه تفسیر می‌شود.

جدول ۵. نتایج برآورد الگو با استفاده از روش VECM

| همجعی Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|-------------------------|---------------------------------------|
| EM(-1) | ۱/۰۰۰۰۰۰ |
| RIC(-1) | -۰/۱۳۹۰۸۸ (-۰/۰۵۲۰۳) [-۲/۶۷۳۴۸] |
| ROIC(-1) | ۰/۲۵۸۵۳۵ (۰/۰۶۶۹۱) [۳/۸۶۳۸۶] |
| NF(-1) | -۲/۳۲۹۹۲۷ (-۰/۲۳۶۹۲) [-۹/۸۳۴۲۴] |
| عرض از مبدأ | ۰/۱۱۱۱۸۵ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت به ازای هر یک درصد تغییر در میزان سرمایه‌گذاری (RIC) و تعداد کارگاه‌ها میزان اشتغال به ترتیب به میزان ۰/۱۳۹ درصد و ۲/۳۲۹ درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت

جدول ۸. آزمون تجزیه واریانس

| NF | ROIC | RIC | EM | S.E. | Period |
|----------|----------|----------|----------|----------|--------|
| ۰/۰۰۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰۰۰ | ۱۰۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۵۵۸۳۵ | ۱ |
| ۲/۱۶۳۰۶۶ | ۰/۱۰۷۷۷۸ | ۰/۲۱۰۵۶۹ | ۹۷/۵۱۸۵۹ | ۰/۰۷۷۶۰۷ | ۲ |
| ۲/۵۵۶۴۹۶ | ۱۰/۷۵۴۳۷ | ۲/۴۹۰۶۱۴ | ۸۴/۱۹۸۵۲ | ۰/۰۹۰۶۷۳ | ۳ |
| ۲/۸۳۷۰۴۸ | ۱۶/۴۹۱۴۹ | ۴/۳۸۴۰۶۷ | ۷۶/۲۸۷۳۹ | ۰/۰۹۹۳۵۷ | ۴ |
| ۳/۰۴۸۶۲ | ۲۰/۰۰۸۲۵ | ۵/۹۸۲۴۵۴ | ۷۰/۹۶۱۱۴ | ۰/۱۰۷۱۵۱ | ۵ |
| ۳/۱۳۴۶۱۶ | ۲۲/۳۶۰۱۱ | ۶/۶۸۴۵۰۲ | ۶۷/۸۲۰۷۷ | ۰/۱۱۴۴۰۵ | ۶ |
| ۳/۲۴۰۶۷۵ | ۲۳/۸۲۳۴۱ | ۷/۲۴۶۸۹۵ | ۶۵/۶۹۰۰۲ | ۰/۱۲۱۱۸۱ | ۷ |
| ۳/۳۲۴۱۷۶ | ۲۵/۱۱۱۹۵ | ۷/۶۵۴۸۳۱ | ۶۳/۹۰۹۰۵ | ۰/۱۲۷۷۱۲ | ۸ |
| ۳/۳۸۷۳۵۶ | ۲۶/۲۱۸۷۵ | ۸/۰۲۰۷۱۸ | ۶۲/۳۷۳۱۸ | ۰/۱۳۳۹۴۲ | ۹ |
| ۳/۴۴۵۸۸۵ | ۲۷/۱۳۰۸۰ | ۸/۳۳۵۱۴۸ | ۶۱/۰۸۸۱۶ | ۰/۱۳۹۸۳۵ | ۱۰ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

رهیافت فمبای برای انتخاب الگوی مناسب سری زمانی، به برآورد الگوی خودتوضیح برداری منجر شد. برای این منظور از داده‌های آماری زمانی اشتغال (EM)، تعداد کارگاه (NF)، سرمایه گذاری واقعی (RIC) و پرداختی به سایر نهاده‌ها (ROIC) طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۹ استفاده شده است. نتایج آزمون فیلیپس و پرون (PP) برای متغیرهای مدل حاکی از آن است که متغیرهای اشتغال، تعداد کارگاه‌ها و پرداختی به سایر نهاده‌ها با یک مرتبه تفاضل گیری ایستا شده و متغیر سرمایه گذاری واقعی در سطح داده ایستا است. همچنین براساس آزمون همگرایی جوهانسن و جوسلیوس (آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر)، وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید شد. با توجه به تأیید یک رابطه بلندمدت، الگوی VECM مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج حاصل از این الگو نشان داد که: بین RIC و EM در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی استان مازندران اثر مثبت و معناداری وجود دارد. می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاری بیشتر می‌تواند باعث ایجاد فرصت‌های شغلی متعدد گردد. در این زمینه سرمایه‌گذاری در صنایع تبدیلی و تکمیلی از اهمیت خاصی برخوردار است. این‌گونه صنایع می‌توانند از طریق جذب بیکاران فصلی و بیکاران جویای کار، نقش مهمی در افزایش درآمد داشته باشد. این یافته با نتایج حاصل از پژوهش‌های (ازوجی و عسگری، ۱۳۸۴: ۲۱)، (زرآء نژاد و نوروزانی، ۱۳۸۴: ۱۷۵) و (موله‌ی، ۲۰۰۷: ۵۳۹) تطابق دارد.

بین NF و EM در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی استان مازندران اثر مثبت و معناداری وجود دارد. سال‌هاست که در

نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر اشتغال نشان می‌دهد که در دوره اول تمام واریانس خطا در اشتغال توسط خود آن توجیه می‌شود. در دوره دوم ۹۷/۵۱ درصد از واریانس خطا در اشتغال توسط خود آن، ۰/۲۱ درصد توسط سرمایه‌گذاری، ۰/۱۰ درصد توسط پرداختی به سایر نهاده‌ها و ۲/۱۶ درصد توسط تعداد کارگاه‌ها توجیه می‌شود. در دوره دهم ۶۱/۰۸ درصد از واریانس خطا در اشتغال توسط خود آن، ۸/۳۳ درصد توسط سرمایه‌گذاری، ۲۷/۱۳ درصد توسط پرداختی به سایر نهاده‌ها و ۳/۴۴ درصد توسط تعداد کارگاه‌ها توجیه می‌شود. متغیر اشتغال بیشترین تأثیر را بر خودش دارد و پس از آن پرداختی به سایر نهاده‌ها بیشترین تأثیر را در تغییر اشتغال به خود اختصاص می‌دهد. سهم تأثیر پرداختی به سایر نهاده‌ها، سهم تأثیر تعداد کارگاه‌ها و سرمایه‌گذاری از دوره اول تا دوره دهم افزایشی بوده است (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۰: ۷۹). در تجزیه واریانس مربوط به اثر گذاری قیمت کل انرژی بر اشتغال نشان داده شد که متغیر اشتغال بیشترین تأثیر را بر خودش دارد (حبیبی‌فر و پدرام، ۱۳۸۳: ۱۴۱). در بررسی رابطه بلندمدت تقاضای نیروی کار و عوامل مؤثر بر آن در بخش صنعت ایران از طریق آزمون همجمعی جوهانسون نشان داده شد که در تجزیه واریانس تقاضای نیروی کار، متغیر اشتغال بیشترین تأثیر را بر خودش دارد.

۵- بحث و نتیجه گیری

در راستای بررسی عوامل مؤثر بر اشتغال در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی استان مازندران، روش شناسی پژوهش مبتنی بر

با توجه به اینکه متغیر سرمایه‌گذاری اثر مثبت و معناداری بر اشتغال در بخش صنایع مواد غذایی و آشامیدنی استان مازندران دارد، لذا توجه دولت در جهت افزایش سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌های بخش صنعت می‌تواند به نحو قابل توجهی معضل بیکاری را هم به صورت مقطعی و هم در بلندمدت تعدیل کند؛ همچنین مقابله با محدودیت‌های سرمایه‌گذاری در این بخش و کاهش مخاطرات سرمایه‌گذاری، امکان ایجاد فرصت‌های شغلی در جهت افزایش نرخ اشتغال در این بخش را فراهم می‌نماید.

از آنجایی که، متغیر تعداد کارگاه‌ها، اثر مثبت و معناداری بر اشتغال در بخش صنایع مواد غذایی و آشامیدنی استان مازندران دارد، لذا باید به قابلیت‌های بالای صنایع کوچک (تعداد کارگاه‌های ۱۰-۴۹ نفر کارکن) در سیاست‌های اشتغال‌زایی کشور و از بین رفتن معضل بیکاری توجه کرد.

کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه بنگاه‌های اقتصادی کوچک به عنوان یکی از استراتژی‌های افزایش اشتغال، تولید و درآمد سرانه، مورد توجه قرار می‌گیرد. زیرا صنایع کوچک (تعداد کارگاه‌های ۱۰-۴۹ نفر کارکن)، مبتنی بر نیروی کار انسانی است و به سرمایه کمی به ازای هر نفر نیروی کار نیاز دارند در حالی که چنین شرایطی عمدتاً در صنایع بزرگ فراهم نیست. در صنایع بزرگ اغلب سعی می‌شود که در فرایند تولید از نیروی کار کمتری استفاده شود و عمدتاً این نظام‌های کنترل و فناوری ماشینی است که روند تولید را بر عهده دارد. این یافته با نتایج حاصل از پژوهش‌های دیوید برج (۱۹۸۱: ۳) و مید و لیدهلم (۱۹۹۸: ۶۱) نیز مطابقت دارد.

بین ROIC و EM در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی استان مازندران اثر منفی وجود دارد. با توجه به یافته‌های پژوهش، پیشنهاد زیر ارائه می‌گردد:

منابع

حبیبی‌فر، مریم و پدرام، مهدی (۱۳۸۳). "بررسی رابطه بلندمدت تقاضای نیروی کار و عوامل مؤثر بر آن در بخش صنعت ایران از طریق آزمون همجمعی جوهانسون". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳ (ویژه نامه بازار کار)، ۱۶۱-۱۴۱.

زره نژاد، منصور و نوروزانی، سهراب (۱۳۸۴). "تخمین و تحلیل تابع تقاضا برای نیروی کار در صنایع استان خوزستان". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. سال هفتم، شماره ۲۵، ۱۹۰-۱۷۵.

سالنامه آماری استان مازندران (۱۳۹۱). استانداری مازندران، معاونت اقتصادی و برنامه ریزی سازمان مدیریت و برنامه ریزی مازندران.

سعدی، محمدرضا و موسوی، میرحسین (۱۳۹۲). "بررسی عوامل و سیاست‌های مؤثر بر اشتغال نیروی کار". *فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی (رویکرد اسلامی ایرانی)*، سال سیزدهم، شماره ۴۹، ۱۹۸-۱۷۷.

شمس فخر، فرزانه (۱۳۸۸). "بررسی ارتباط متقابل شاخص‌های PPI، WPI و CPI". اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دایره مالی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره ۳۶، ۱۹-۱.

فرح بخش، ندا و نوروزی، بیتا (۱۳۸۰). "تجزیه و تحلیل توانمندی‌های تولیدی و صادراتی صنایع غذایی ایران".

ازوجی، علاء‌الدین و عسگری، منصور (۱۳۸۴). "ارزیابی عوامل مؤثر بر رشد اشتغال در اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای و توصیه‌های سیاستی برای بازار کار ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۴، ۵۰-۲۱.

استانداری مازندران (۱۳۹۰). آیا میدانید، معاونت برنامه ریزی و اشتغال استانداری مازندران، شماره ۴۵۴.

اسفندیاری، علی اصغر و مرادی، اعظم (۱۳۹۱). "شناسایی جایگاه پتروشیمی در اقتصاد ایران با استفاده از بردارهای ویژه". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۱۹، ۳۹-۲۱.

امیدی پور، رضا و پاشایی فام، رامین (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۵۰، ۱۱۳-۹۳.

بابازاده، محمد؛ فرخ نژاد، فرشید و آقا بابایی، محمد ابراهیم (۱۳۹۱). "اثرات کوتاه مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر سود آوری ارزی بانک‌ها در قالب الگوی تصحیح خطای برداری". *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۹، ۲۲۵-۲۰۵.

باصری، بیژن و روشنی یساقی، نوریه (۱۳۹۲). "بررسی عوامل مؤثر بر اشتغال‌زایی صنایع کوچک در استان گلستان". *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال ۸، شماره ۲۶، ۱۳۱-۱۱۳.

ملاحسنی، امیر؛ تاج دینی، آژنگ؛ روح نیا، مهران و توکلی، امیر (۱۳۹۲). "بررسی رابطه علی عوامل تاثیرگذار بر تقاضای واردات چوب آلات الواری در ایران". *فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات علوم چوب و کاغذ ایران*، جلد ۲۸، شماره ۱، ۱۵۲-۱۳۴.

مهرگان، نادر؛ حقانی، سالار و عبدالهی حقی، محمود (۱۳۹۰). "افزایش قیمت حامل‌های انرژی و بیکاری در بخش صنعت". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، سال دوم، شماره هفتم، ۱۰۹-۷۹.

فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۹، ۱۹۵-۱۷۵.

قنبری، علی و رسولی، احمد (۱۳۹۱). "کتاب اقتصادسنجی". نشر چالش.

گلخندان، ابوالقاسم و مولایی، محمد (۱۳۹۲). "اثرات بلندمدت و کوتاه مدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران (با در نظر گرفتن متغیر بدهی‌های خارجی)". *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵، ۱۱۵-۹۶.

مرکز آمار ایران (۱۳۸۸). طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر.

Barro, R. (1991). "Economic Growth in Cross- Section Countries Quarterly". *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.

Birch, D. (1981). "Who Creates Jobs?". *The Public Interest*, 65, 3-14.

Enders, W. (1995). "Applied Econometric Time Series". USA, Publisher Wiley.

Fomby, T. (1998). "How to Model Multivariate Time Series Data". *Department of Economics*, Southern Methodist University Dallas, USA.

Johansen, S. & Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-120.

Macdonald, R. & Murphy, B. (1992). "Employment in Manufacturing: A Longrun Relationship and Short Run

Dynamics". *Journal of Economic studies*, 19(5), 3-18.

Markwardt, G. (2009). "The Effects of Oil Price Shocks on The Iranian Economy". *Energy Economics*, 31, 134-151.

Mead, D. C. & Liedholm, C. (1998). "The Dynamics of Micro and Small Enterprises in Developing Countries". *World Development*, 26(1), 61-74.

Mouelhi, R. B. (2007). "Impact of Trade Liberalization on Firms Labour Demand by Skill: The Case of Tunisian Manufacturing". *Campus Universitaire La Manouba, Labour Economics*, 14, 539-563.

Ncub, M. & Heshmati, A. (2003). "A Flexible Adjustment Model of Employment with Application to Zimbawes Manufacturing Industries". Department of Economic Statistics.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*. 48, 1-48.