

## تأثیر آزادسازی تجاری بر اشتغال بخش کشاورزی ایران

سید عبدالمجید جلائی اسفندآبادی<sup>۱</sup> و ابراهیم جاودان<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۸۹/۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۱/۱۸

### چکیده

آزادسازی تجاری به عنوان نماد جهانی شدن در دنیای کنونی، بخش‌ها و متغیرهای گوناگون اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده است که یکی از متغیرهای مهم در این زمینه اشتغال است. در ایران، سهم مهمی از اشتغال کل اقتصاد به بخش کشاورزی اختصاص دارد. بنابراین، بررسی و شناخت عوامل موثر بر اشتغال بخش کشاورزی ضروری بنظر می‌رسد. با توجه به اهمیت موضوع، این مطالعه اثر آزادسازی تجاری را بر اشتغال کشاورزی ایران مورد بررسی قرار داده است. به این منظور، تابع تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۰ مورد برآورد قرار گرفت و از الگوهای تصحیح خطا و هم‌جمعی جوهانسون- جوسیلیوس برای بدست آوردن روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده گردید. بر اساس یافته‌های پژوهش، آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر اشتغال بخش کشاورزی ایران داشته است. لذا، سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌ها در کشور باید به گونه‌ای باشد که آثار منفی و تهدیدهای ناشی از آزادسازی تجاری بر اشتغال بخش کشاورزی ایران را کمینه کند.

طبقه‌بندی JEL: F16, J23

واژه‌های کلیدی: آزادسازی تجاری، اشتغال، بخش کشاورزی، ایران.

۱- دانشیار بخش اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

\*- نویسنده‌ی مسئول مقاله: jalae44@gmail.com

## پیشگفتار

جهانی شدن فرایندی اجتناب‌ناپذیر است که آزادسازی تجاری به عنوان نماد اصلی آن فرصت‌ها و تهدیدهایی را پیش روی کشورها قرار داده است. صندوق بین‌المللی پول، جهانی شدن اقتصاد را به صورت وابستگی متقابل اقتصادی فزاینده‌ی کشورهای سرتاسر جهان به واسطه‌ی افزایش حجم و تنوع معاملات فرامرزی کالاها، خدمات و هم‌چنین جریان بین‌المللی سرمایه و انتشار وسیع‌تر و سریع‌تر فناوری تعریف می‌کند. با توجه به تعریف اخیر، آزادسازی تجاری بر بخش‌های گوناگون اقتصاد هر کشوری آثاری را به واسطه‌ی تحرک آسان‌تر نهاده‌ها، کالاها و خدمات در پی خواهد داشت. یکی از نهاده‌های مهم در فرایند تولید در اقتصاد، نیروی کار است و اشتغال نیروی کار برای سیاست‌گذاران اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است و اشتغال‌زایی به عنوان هدفی مهم برای آنان بشمار می‌رود. در ایران، به دلیل ساختار اقتصاد آن، در دوره‌های گوناگون بیکاری به عنوان یک معضل اقتصادی مطرح بوده و در سیاست‌گذاری‌های کلان کشور، اشتغال‌زایی در بخش‌های گوناگون به عنوان راهبردی برای دولتمردان مدنظر بوده است. این سیاست‌گذاری‌ها بر مبنای افزایش اشتغال در بخش‌های گوناگون اقتصادی استوار بوده است.

بخش کشاورزی یکی از بخش‌های اصلی فعالیت‌های اقتصادی کشور است که با وجود مزیت‌های نسبی اقتصادی چشمگیر، از حیث توسعه‌ی اشتغال معمولاً بخشی فروکاهنده و دارای محدودیت ارزیابی می‌شود (زاهدی مازندرانی، ۲۰۰۴). نگاهی به سهم اشتغال بخش کشاورزی در کشورهای در حال توسعه، نشان می‌دهد که در طی چهار دهه‌ی گذشته، سهم اشتغال بخش کشاورزی در این کشورها به گونه‌ی قابل توجهی کاهش یافته است؛ اگرچه هنوز سهم اشتغال این بخش در این دسته کشورها بسیار بیش‌تر از کشورهای توسعه یافته است. روند توزیع جمعیت شاغل در ایران طی سال‌های ۷۵-۱۳۳۵ گویای این است که کشور ایران نیز از همان قاعده‌ی کلی در سایر کشورها تبعیت کرده است. آمارها نشان می‌دهد که در سال ۱۳۳۵ بیش از نیمی (۵۶/۳ درصد) از کل جمعیت شاغل در بخش کشاورزی فعالیت داشته‌اند. در طی سال‌های ۷۵-۱۳۳۵ سهم بخش کشاورزی از کل اشتغال بیش از ۶۰ درصد کاهش یافته و از ۵۶/۳ درصد در سال ۱۳۳۵ به ۲۳/۵ درصد در سال ۱۳۷۵ رسیده است و برآوردها و نمونه‌گیری‌های بعدی حاکی از آن است که در سال ۱۳۸۳ به حدود ۲۱ درصد رسیده است (فرجادی، ۲۰۰۶). چنانچه آمار ارایه شده نشان می‌دهد، میزان اشتغال در بخش کشاورزی و سهم آن از اشتغال کل در دهه‌های اخیر دچار دگرگونی شده و سهم بخش از اشتغال کل رو به کاهش بوده است. در سال‌های اخیر، ایران با عضویت در پیمان‌های منطقه‌ای و فراهم آوردن مقدمات برای عضویت در سازمان تجارت جهانی، در حال گسترش ارتباطات با اقتصاد جهانی بوده است و این امر از جنبه‌های گوناگون پیامدهایی را برای کشور به

دنبال داشته است. با توجه به اثرات گسترش روابط تجاری و آزادسازی تجاری بر متغیرهای اقتصادی، این مطالعه رابطه‌ی بین آزادسازی تجاری و اشتغال بخش کشاورزی ایران را مورد مطالعه قرار داده و در صدد پاسخ به این پرسش اساسی است که آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت چه تأثیری بر اشتغال بخش کشاورزی ایران دارد.

به لحاظ اهمیت بالای اشتغال، به عنوان یکی از متغیرهای موثر در هر اقتصادی و از سوی دیگر، به دلیل روند اجتناب ناپذیر جهانی شدن، مطالعات گوناگونی در داخل و خارج کشور به بررسی تأثیر تجارت بین الملل و آزادسازی آن بر اشتغال پرداخته‌اند. هر یک از پژوهش‌ها به تناسب هدف، تأثیر آزادسازی تجاری را بر کل اقتصاد یا بخشی از آن مورد مطالعه قرار داده‌اند. در ادامه، به برخی از مطالعات داخلی و خارجی در این زمینه اشاره می‌شود: اکبریان و محتشمی (۲۰۰۶) تابع تقاضای نیروی کار در بخش صنعت را به صورت تابعی از ارزش افزوده‌ی حقیقی، نرخ دستمزد حقیقی، هزینه‌ی استفاده از سرمایه و شاخص‌های جهانی شدن در نظر گرفته و از نسبت صادرات، واردات و مجموع صادرات و واردات به ارزش افزوده‌ی حقیقی به عنوان شاخص‌های جهانی شدن استفاده کرده و گزارش دادند که غیر از نرخ دستمزد حقیقی، سایر متغیرها دارای رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار با اشتغال بخش صنعت در دوره‌ی مورد مطالعه است. کمیجانی و قوبدل (۲۰۰۶) به مطالعه‌ی تأثیر آزادسازی تجاری بر ساختار بازار کار ایران پرداخته و ضمن برآورد تابع تقاضا برای نیروی کار ماهر و غیر ماهر به تفکیک بلندمدت و کوتاه مدت، هم‌چنین، تفکیک اقتصاد همراه با نفت و بدون نفت، به این نتیجه رسیدند که در دوره‌ی مورد مطالعه (۲۰۰۴-۱۹۷۱) در بلندمدت تابع تقاضای نیروی کار ایران هیچ گونه تأثیری از آزادسازی اقتصادی نپذیرفته است، اما در کوتاه‌مدت آزادسازی تجاری در بیشتر حالات تأثیر مثبت بر تابع تقاضای نیروی کار ایران داشته است. طیبی و ذاکر فر (۲۰۰۸) نشان دادند که آزادسازی تجاری بسته به نوع کالاهای وارداتی، آثار متفاوتی را بر سطح اشتغال کشور بر جای می‌گذارد. به گونه‌ای که کالاهای وارداتی مصرفی تنها در کوتاه‌مدت و کالاهای واسطه‌ای فقط در بلندمدت به افزایش اشتغال منجر می‌شوند، در صورتی که واردات کالاهای سرمایه‌ای در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش اشتغال را موجب می‌شود و در بلندمدت اثر بیش‌تری بر ایجاد اشتغال از خود نشان می‌دهد. افزون بر این، رمضان‌پور (۲۰۰۵) رابطه‌ی جهانی شدن اقتصاد و سطح اشتغال (نرخ بیکاری) را در هیجده کشور برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۰ از روش ابزار ضریب همبستگی و آماره‌ی  $t$  بررسی نمود که بر اساس یافته‌ها، در مطالعه‌ی انفرادی کشورها ضریب همبستگی برخی کشورها مثبت و برخی دیگر منفی بوده است و در بررسی همزمان کشورها از راه میانگین شاخص‌های جهانی شدن اقتصاد و نرخ بیکاری، علامت ضریب همبستگی در سه مورد منفی و برای شاخص سهم مصنوعات از صادرات معنی‌دار بوده است. چتوین و بیرم

(۲۰۰۱) در مطالعه‌ای نشان دادند تأثیر آزادسازی تجاری بر اشتغال در صنایع تولیدی با کد ISIC<sup>1</sup> دو رقمی در کشورهای فرانسه و انگلستان اثرات متفاوتی داشته است و پیشنهاد کردند برای بهبود درک نظری و تجربی از اثر تجارت بین الملل بر اشتغال، مطالعات به صورت جزئی و معطوف به زیربخش‌های اقتصاد انجام گیرد. همچنین، اربتا (۲۰۰۲) در بررسی تأثیر تجارت بر سطح و ساختار اشتغال در فیلیپین به این نتیجه رسید که افزایش در صادرات، منحنی تقاضای نیروی کار را به سمت بالا منتقل می‌کند و تأثیر واردات بر تقاضای نیروی کار نا روشن بوده و ضرایب از معنی‌دار مثبت تا بی‌معنی متفاوتند. از لحاظ ساختار اشتغال نیز تأثیر آزادسازی بر سهم اشتغال زنان در کل معنی‌دار نیست، اما در سطح تولیدات صنعتی، افزایش صادرات به نفع زنان کارگر بوده است. سرانجام این‌که افزایش در تمایل به صادرات، افزایش سهم اشتغال کارگران با مهارت پایین را در سطح کلی و صنایع کارخانه‌ای در پی دارد. سن (۲۰۰۳) برای اشتغال صنعتی در کنیا و بنگلادش اثرات متفاوتی از تجارت بین الملل را گزارش داد، به گونه‌ای که در بنگلادش افزایش ارتباط با اقتصاد جهانی باعث افزایش اشتغال صنعتی شده است، اما در کنیا این تأثیر در دهه‌ی ۱۹۹۰ منفی بوده است. هاوس و همکاران (۲۰۰۲) نیز برای کشور تونس، تأثیر صادرات و واردات را به صورت جداگانه بر اشتغال و دستمزدها در بلندمدت و کوتاه‌مدت متفاوت ارزیابی کردند. دیویدسن و ماتوز (۲۰۰۰) بر این باورند که هزینه‌های تطبیق در کوتاه‌مدت قابل توجه است، اما به حدی نیست که مهم‌تر از منافع آزادسازی در افزایش کارایی باشد. همچنین، در این روند کارگران با مهارت پایین متضرر، ولی کارگرانی که در آغاز به بخش‌های با مهارت بالا پیوستند، منتفع شده‌اند. دیویدسن و همکاران (۲۰۰۸) نیز نشان می‌دهند که آزادسازی و صادرات به عنوان عاملی برای افزایش شکاف بین دستمزد کارگران با مهارت بالا و پایین می‌باشد و با این حال، اثر آزادسازی بر بهره‌وری نیروی کار مثبت است. فلبرمایر و همکاران (۲۰۰۸) اثر باز بودن تجاری را بر اشتغال در صورت تعیین دستمزدها در سطح فردی، مثبت اعلام کردند، ولی در حالتی که دستمزدها به صورت عمومی تعیین شوند، این اثر کم‌تر خواهد بود. راما (۲۰۰۲) به بررسی جهانی شدن و کارگران کشورهای در حال توسعه پرداخته و به این نتیجه دست یافت که در اقتصادهای دارای ارتباط بیشتر با سایر کشورها، دستمزدها سریع‌تر رشد می‌کنند. گرچه ممکن است در کوتاه‌مدت این اثر منفی باشد، ولی در زمان کمی به مثبت شدن می‌گراید. لال (۲۰۰۲) نتیجه گرفت که باز بودن اقتصاد برای ورود خدمات بین‌المللی و آماده کردن زیرساخت‌ها افزون بر این‌که در ایجاد اشتغال برای نیروی کار تأثیر مثبت دارد، بهره‌وری و رقابت را نیز افزایش می‌دهد. انور (۲۰۰۲) در مقاله‌ی جهانی شدن، رشد، اشتغال و فقر در پاکستان گزارش داد که ارتباط موثری

<sup>1</sup> - International Standard Industrial Classification of All Economic Activities

بین آزادسازی و رشد بلندمدت وجود ندارد و آزادسازی می‌تواند تهدیدی برای اشتغال و سطح زندگی افراد باشد. در این بین، لی و رولند (۱۹۹۵) نتیجه گرفتند که پتانسیل تقاضا برای واردات در کشورهای توسعه یافته، رشد اشتغال را در کشورهای در حال توسعه شتاب می‌دهد و در تجارت آزاد به صورت گسترده کشورهایی که از نیروی کار زیاد و یا سرمایه‌ی بالایی برخوردارند، می‌توانند از این پتانسیل به عنوان اساس رشد و موفقیت منطقه‌ای استفاده کنند. غوس (۲۰۰۰) گزارش داد که رشد صادرات تولیدات کارخانه‌ای به کشورهای صنعتی، تقاضا برای نیروی کار ماهر و غیرماهر را در کشورهای در حال توسعه افزایش می‌دهد. اختر (۲۰۰۷) بر این باور است که آزادسازی تجاری در کل تأثیری بر تقاضای نیروی کار در بخش تولیدات کارخانه‌ای پاکستان نداشته است و ارتباط آزادسازی تجاری بیش‌تر با کشش‌های تقاضای نیروی کار ممکن است به لحاظ تجربی ضعیف باشد. در کل کشش‌های تقاضای نیروی کار در طول زمان رفتار متفاوتی از خود نشان می‌دهند. لویسون (۱۹۹۹) به این نتیجه دست یافت که در پی آزادسازی تجاری، بنگاههای اقتصادی خیلی در واردات رقابتی و بخش‌های صادراتی، مشابه شوک‌های کلان اقتصادی تأثیر گرفته‌اند. اصلاحات نرخ ارز در بخش تجارت پذیر و تجارت‌ناپذیر اثرات متفاوتی گذاشته است. ترکیب شوک‌های کلان اقتصادی و آزادسازی تجاری، اشتغال (خالص) در کارخانه‌ها را حدود ۸ درصد کاهش داده است. بررسی مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری در کشورهای گوناگون با توجه به موقعیت اقتصادی آن کشورها، اثرات متفاوتی را بر اشتغال در سطح کل اقتصاد و یا زیربخش‌های مورد مطالعه داشته است.

## مواد و روش‌ها

برای بررسی تأثیر تجارت جهانی بر سطح اشتغال، مدل‌های متنوعی بکار گرفته شده است که از آن جمله می‌توان به مطالعه‌ی لاندسمن و همکاران (۲۰۰۲) و کمیجانی و قویدل (۲۰۰۶) اشاره کرد. در این مطالعات، تابع تولید یک بنگاه فرضی به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$q_i = (A_i L_i)^\alpha K_i^{1-\alpha} \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (1)$$

در این تابع،  $q$  بیانگر میزان تولید،  $A$  فناوری،  $L$  سطح اشتغال،  $K$  موجودی سرمایه و  $\alpha$  ضریبی بین صفر و یک است. تابع سود بنگاه فرضی به صورت زیر است:

$$\pi_i = P[(A_i L_i)^\alpha K_i^{1-\alpha}] - wL_i - rK_i \quad (2)$$

فرض این است که بازار کالا، خدمات و عوامل تولید از شرایط رقابت کامل تبعیت می‌کنند. در تابع سود  $w$ ، نشان‌دهنده‌ی دستمزد نیروی کار و  $r$  بیانگر اجاره‌ی سرمایه است. با بیشینه کردن

تابع سود نسبت به دو عامل تولید کار و سرمایه، در نهایت تابع تقاضا برای نیروی کار بدست می‌آید:

$$L_i = (\alpha_i P_i)^{1-\alpha_i} w_i^{1/\alpha_i-1} A_i^{-1} K_i \quad (3)$$

این تابع تقاضا برای بنگاه  $i$  است؛ اگر فرض شود که تمام بنگاههای حاضر در صنعت خاص دارای چنین تقاضایی برای نیروی کار باشند، تابع تقاضای نیروی کار در کل این صنعت به صورت  $L = \sum L_i$  خواهد بود. می‌توان معادله‌ی سوم را برای کل صنعت به صورت زیر نوشت:

$$L = [(\alpha_i P_i)^{1-\alpha_i} w_i^{1/\alpha_i-1} A_i^{-1} K_i], n \quad (4)$$

اگر تولید کل صنعت  $Q$  و تولید بنگاه  $i$ ،  $q$  باشد،  $n$  برابر خواهد بود با  $Q/q$  و با جایگزینی  $n$  در معادله‌ی ۴ نتیجه می‌شود:

$$L = (\alpha_i P_i)^{1-\alpha_i} w_i^{1/\alpha_i-1} A_i^{-1} K_i \frac{Q}{q} \quad (5)$$

از سوی دیگر چون تولید کل یک صنعت هم ارز با تقاضای داخلی و خالص صادرات است، پس می‌توان نوشت:

$$Q = D + X - M \quad (6)$$

که  $D$  نشان‌دهنده‌ی تقاضای داخلی برای کالای تولیدی صنعت یاد شده است. با جایگزینی معادله‌ی (۶) در معادله‌ی (۵)، دیفرانسیل‌گیری و بدست آوردن نرخ رشد متغیرها نتیجه می‌شود:

$$\dot{L} = \frac{1}{1-\alpha_i} \dot{P} - \frac{1}{1-\alpha_i} \dot{w} - \dot{A} + \dot{K} + \left[ \frac{D}{Q} \dot{D} + \frac{X}{Q} \dot{X} - \frac{M}{Q} \dot{M} \right] \quad (7)$$

معادله‌ی اخیر ارتباط بین نرخ رشد اشتغال ( $\dot{L}$ ) با نرخ رشد: قیمت محصول ( $\dot{P}$ )، دستمزد نیروی کار ( $\dot{w}$ )، فناوری یا بهره‌وری ( $\dot{A}$ )، موجودی سرمایه ( $\dot{K}$ )، تقاضای داخلی ( $\dot{D}$ )، صادرات ( $\dot{X}$ ) و واردات ( $\dot{M}$ ) را نشان می‌دهد. ضرایب سه متغیر آخر معادله‌ی (۷)، به ترتیب سهم تقاضا، صادرات و واردات از تولید را نشان می‌دهند. بر این اساس، سطح اشتغال در صنعت مورد نظر تابعی از تجارت بین الملل (صادرات و واردات) است. در بیش‌تر مطالعات تجربی، براساس تئوری‌های اقتصادی، تابع تقاضا برای نیروی کار تابعی از دستمزد حقیقی ( $w$ )، موجودی سرمایه ( $k$ ) و میزان تولید ( $Y$ ) در نظر گرفته شده است، بدین ترتیب تابع تقاضا برای نیروی کار را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$L = F(Y, w, k) \quad (8)$$

در این پژوهش برای بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر اشتغال بخش کشاورزی، تابع تقاضا برای نیروی کار در این بخش تابعی از دستمزد نیروی کار، موجودی سرمایه، ارزش افزوده بخش کشاورزی و درجه‌ی باز بودن اقتصاد در نظر گرفته شده است. برای نشان دادن درجه باز بودن اقتصاد از شاخص زیر استفاده شده است:

Open: نسبت مجموع صادرات و واردات بخش کشاورزی به ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی در نهایت مدل زیر برای برآورد مورد استفاده قرار گرفت که تمام متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند:

$$LL = \alpha + \beta_1 Lw + \beta_2 Lk + \beta_3 Lav + \beta_4 Lopen \quad (9)$$

که در این معادله  $L$ : سطح اشتغال،  $w$ : دستمزد حقیقی نیروی کار،  $k$ : موجودی سرمایه حقیقی و  $av$ : ارزش افزوده‌ی حقیقی بخش کشاورزی را نشان می‌دهند و  $open$  نیز به عنوان شاخص آزادسازی تجاری استفاده شده است. برای برآورد مدل اقتصادسنجی از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران مربوط به ارزش افزوده و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص کل بخش کشاورزی به قیمت ثابت (سال ۱۳۷۶) استفاده شده است. تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص کل بخش کشاورزی به عنوان جایگزین موجودی سرمایه بکار رفته است. برای محاسبه‌ی دستمزد حقیقی بخش کشاورزی از داده‌های مربوط به قیمت فروش محصولات و هزینه‌ی خدمات کشاورزی و برای محاسبه‌ی شاخص آزادسازی تجاری از آمار صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران استفاده گردید.

## نتایج و بحث

با توجه به ماهیت سری زمانی داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، نخست باید وضعیت پایایی داده‌ها مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور، از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> استفاده شد. بر اساس این آزمون، اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر ( $H_0$ ) مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد (ناپایایی) رد می‌شود. کمیت بحرانی در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ۲/۹۵- می‌باشد. بر اساس نتایج آزمون که در جدول ۱ پیوست گزارش شده است؛ همه‌ی متغیرها به دلیل کوچک بودن آماره‌ی محاسباتی از آماره‌ی بحرانی در سطح، دارای ریشه واحد بوده و ناپایا می‌باشند. بنابراین، آزمون روی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها تکرار گردید که در این مرحله متغیرها پایا شدند. پس متغیرهای مورد استفاده جمعی از مرتبه یک هستند و ممکن است بین متغیرها رابطه‌ی هم‌جمعی نیز وجود داشته

<sup>۱</sup> - Augmented Dickey-Fuller

باشد. بنابراین، از الگوی خودتوضیح برداری<sup>۲</sup>، مکانیسم تصحیح خطا<sup>۳</sup> و آزمون هم‌انباشتگی<sup>۴</sup> جوهانسون-جوسیلیوس برای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین اشتغال بخش کشاورزی و عوامل تأثیرگذار استفاده می‌شود. در مراحل بعدی با تشخیص مرتبه‌ی بهینه و برآورد الگوی خودتوضیح برداری، برآورد بردارهای بلندمدت و الگوی تصحیح خطا اثر بلندمدت و کوتاه‌مدت آزادسازی تجاری بر اشتغال بخش کشاورزی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای تعیین مرتبه‌ی بهینه‌ی مدل با متغیرهایی که به صورت لگاریتمی در مدل حضور دارند، از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) استفاده شد. بر اساس نتایج که در جدول ۲ پیوست مشاهده می‌شود، آزمون آکائیک دو وقفه‌ی بهینه و آزمون شوارتز-بیزین یک وقفه‌ی بهینه را در سطح معنی‌داری ۵ درصد تایید می‌کنند. با توجه به دقت بالاتر و ویژگی صرفه‌جویی آماره‌ی شوارتز-بیزین در تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه، این آماره به عنوان ملاک عمل قرار گرفت و مدل خودتوضیح برداری بر این اساس برآورد شد. نتایج مربوط به برآورد الگوی خودتوضیح برداری در جدول ۳ ارائه شده است. معمولاً هنگامی که یک الگوی خودتوضیح برداری برآورد می‌شود، انتظار نمی‌رود که کلیه‌ی ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیرها از نظر آماری معنی‌دار باشند، اما ممکن است که ضرایب در مجموع بر اساس آماره‌ی آزمون F معنی‌دار بوده باشند. ارتباط موجود بین الگوی VAR و هم‌جمعی این امکان را فراهم می‌کند تا به سادگی بردارهای هم‌جمعی را از روی ضرایب الگوی خودتوضیح برداری بدست آورد. بنابراین، پس از برآورد الگوی خودتوضیح برداری، آزمون‌های لازم برای تعیین تعداد بردارهای بلندمدت موجود را می‌توان انجام داد. به این منظور، آزمون‌های اثر و بیش‌ترین مقدار ویژه استفاده شده‌اند که نتایج این آزمون در جدول ۴ پیوست آمده است. آزمون بیش‌ترین مقدار ویژه تعداد دو بردار هم‌جمعی را در سطح معنی‌داری ۵ درصد و در حالت بدون عرض از مبدا و روند تایید می‌کند. این در حالی است که آزمون اثر، بیانگر وجود سه بردار در سطح معنی‌داری ۵ درصد است. بردارهای شناسایی شده بایستی با اصول اقتصادی و مبانی تئوریک سازگار باشند. بنابراین، بردارهای یاد شده برآورد شدند که یکی از این بردارها با تئوری‌های موجود سازگارتر بود. ضرایب و آماره‌های مربوط به این بردار در جدول ۵ پیوست گزارش شده است که بیانگر ارتباط تعادلی بلندمدت بین اشتغال بخش کشاورزی و عوامل موثر بر آن می‌باشند. بر اساس نتایج مربوط به بردار بلندمدت، متغیرهای ارزش افزوده و دستمزد حقیقی بخش کشاورزی در بلندمدت تأثیری مثبت بر اشتغال در بخش کشاورزی دارند، اما شاخص آزادسازی تجاری و موجودی سرمایه‌ی بخش دارای تأثیر منفی هستند. اثرگذاری منفی موجودی

<sup>۲</sup> - Vector Auto-Regressive Model

<sup>۳</sup> - Error-Correction Model

<sup>۴</sup> - Co-Integration



سرمایه در بخش کشاورزی به این دلیل است که بخش کشاورزی ایران در مقایسه با دیگر بخش‌های اقتصادی یک بخش کاربر بشمار می‌آید و افزایش سرمایه در بخش کشاورزی، ورود فناوری‌های پیشرفته‌تر و مکانیزاسیون بیش‌تر بنگاه‌های تولیدی در بخش را در پی دارد. مکانیزاسیون و ورود فناوری‌های نوین هر چند که ممکن است اشتغال در دیگر بخش‌ها چون صنعت و خدمات را رونق بخشد، ولی در بخش کشاورزی به دلیل این‌که ماشین‌آلات در مراحل گوناگون تولید بکار گرفته می‌شوند، نیاز به نیروی انسانی را کاهش داده و از این راه اشتغال مستقیم نیروی کار در این بخش کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، نیروی کار و سرمایه به عنوان دو نهاده‌ی جانشین (ناقص) در امر تولید هستند و با افزایش میزان استفاده از سرمایه، کاربرد نیروی کار کم‌تر خواهد شد. اثر منفی شاخص مربوط به آزادسازی تجاری بیانگر این است که بخش کشاورزی ایران هنوز به یک بخش تجاری تبدیل نشده است و سازوکار تولید در آن هنوز شکل سنتی دارد. با آزادسازی تجاری و گسترش روابط تجاری، به دلیل سنتی بودن بخش کشاورزی و بالا بودن قیمت تمام شده تولیدات کشاورزی در ایران نسبت به تولیدات جهانی، تولیدات داخلی توانایی رقابت با تولیدات خارجی را نداشته و بنابراین، سهم ایران از صادرات جهانی کشاورزی کاهش می‌یابد. این در حالی است که گسترش صادرات باعث گسترش تولید در بخش کشاورزی شده، انگیزه‌ی تولیدکنندگان را بهبود می‌بخشد و می‌تواند اشتغال را افزایش دهد. افزون بر این، میزان واردات محصولات خارجی نیز افزایش می‌یابد و جایگزین محصولات داخلی می‌شوند. جایگزینی محصولات خارجی باعث تضعیف تولید داخلی و کاهش انگیزه‌ی تولید شده و ضمن جلوگیری از ایجاد فرصت‌های شغلی جدید، مشاغل موجود در بخش را نیز در معرض تخریب قرار می‌دهد. اثر مثبت ارزش افزوده‌ی حقیقی بر میزان اشتغال در بخش کشاورزی ناشی از آن است که با افزایش تولید حقیقی در بخش کشاورزی، فعالیت‌های تولیدی در بخش رونق گرفته و انگیزه‌ی لازم برای ورود بنگاه‌های جدید و هم‌چنین، گسترش بنگاه‌های موجود در بخش ایجاد می‌شود و از این راه بستر لازم برای بکارگیری بیش‌تر نیروی کار فراهم می‌شود. از سوی دیگر، با رشد ارزش افزوده، منابع مالی لازم برای پرداخت و یا افزایش دستمزد در بخش کشاورزی تامین می‌شود که این امر نیز می‌تواند محرکی برای حفظ و گسترش اشتغال در بخش باشد، اما عامل مهم دیگر در بکارگیری نیروی کار، دستمزد است. بخش کشاورزی دارای دستمزدهای پایین‌تری نسبت به دیگر بخش‌های اقتصادی است و سهم قابل توجهی از فعالیت‌های تولیدی در این بخش به صورت معیشتی است و بدون پرداخت دستمزد آشکار انجام می‌گیرند و در کل دستمزدهای پایین در بخش کشاورزی به عنوان مانعی برای گسترش اشتغال بشمار می‌رود؛ لذا، افزایش دستمزدهای حقیقی میزان اشتغال در بخش را افزایش خواهد داد و هر چقدر که افزایش دستمزد حقیقی

بیش تر باشد و شکاف بین دستمزد کشاورزی و دیگر بخش‌های اقتصادی کاهش یابد، میزان اشتغال کشاورزی رشد بیش‌تری خواهد داشت.

در این بخش با استفاده از الگوی تصحیح خطا به برآورد و تحلیل رابطه‌ی کوتاه‌مدت و هم‌چنین، چگونگی گرایش شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت روند تعادلی بلندمدت پرداخته می‌شود. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا در جدول ۶ پیوست مشاهده می‌شود. بر اساس نتایج این برآورد، متغیر سرمایه و ارزش افزوده در کوتاه‌مدت، به گونه‌ی مثبت میزان اشتغال در بخش کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. رشد ارزش افزوده و موجودی سرمایه در کوتاه‌مدت امکان لازم برای بکارگیری بیش‌تر نیروی کار در زیربخش‌های گوناگون بخش کشاورزی را در پی دارد. اثر متفاوت ارزش افزوده و موجودی سرمایه در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز ناشی از تفاوت در تصمیم‌های تولیدکنندگان در دوره‌های زمانی بلندمدت و کوتاه‌مدت است. در کوتاه‌مدت تولیدکنندگان به دلیل عدم دسترسی به منابع مالی بیش‌تر و محدودیت در تغییر اندازه‌ی بنگاه‌های خود با بکارگیری بیش‌تر نیروی کار سعی در دستیابی به تولید بیش‌تر دارند، ولی در بلندمدت از راه بکارگیری سرمایه بیش‌تر و فناوری‌های برتر میزان تولید را افزایش می‌دهند. اثر دستمزد حقیقی و شاخص آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت منفی است. اثر منفی شاخص آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت نیز حاکی از قدرت پایین رقابت تولیدات کشاورزی ایران در مقایسه با تولیدات جهانی است. به دلیل هزینه‌ی بالای تولید در داخل نسبت به تولیدات مشابه خارجی، امکان صادرات محصول پایین بوده و از سوی دیگر، قیمت تمام شده‌ی بالاتر در داخل باعث واردات بیش‌تر شده و انگیزه‌ی تولید کاهش می‌یابد، اما اثر منفی رشد دستمزد حقیقی در کوتاه‌مدت به این دلیل است که تولیدکنندگان در بخش کشاورزی بنیه‌ی مالی ضعیفی دارند و تامین مالی فرایند تولید در این بخش به دلیل ویژگی‌ها و شرایط ویژه‌ی تولید در این بخش با مشکلات و موانعی روبه‌روست و به همین دلیل است که تولیدکنندگان به افزایش دستمزدها در کوتاه‌مدت واکنش منفی نشان داده و از استخدام نیروی کار جلوگیری می‌کنند. تمرکز بیش‌تر بر استفاده از نیروی کار خانوادگی در مزارع تولیدی نیز گویای این واقعیت است. در الگوی تصحیح خطای برآورد شده ضریب تصحیح خطا دارای علامت مورد انتظار و منفی است و بیانگر این است که شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شوند. با این وجود، سرعت تعدیل پایین است و تعدیل شوک‌ها زمان‌بر خواهد بود.

برای این که بتوان تأثیر متغیرهای اثرگذار بر میزان اشتغال را به گونه‌ای مطلوب‌تری مشاهده نمود، توابع واکنش تحریک بررسی و تحلیل می‌شوند. تابع واکنش تحریک، اثر واکنش یک متغیر درون‌زا را نسبت به تغییر یکی از جمله‌های اخلاص یا تحریک در طول زمان نشان می‌دهد. در این

توابع، اثر یک انحراف معیار شوک وارده بر متغیر اشتغال دیده شده است. توابع واکنش LL نسبت به تکانه‌ی هریک از متغیرهای الگو در جدول ۷ پیوست آمده است. اثر شوک‌های وارده بر متغیر اشتغال از سوی متغیرهای سرمایه، دستمزد حقیقی و شاخص آزادسازی تجاری در تمامی دوره‌های مورد بررسی منفی است. اثر منفی به این معنی است که شوک‌های وارده از سمت متغیرهای موردنظر، اشتغال کشاورزی را کاهش می‌دهد، ولی شوک وارده از سمت ارزش افزوده‌ی بخش دارای اثر نوسانی است. اثر منفی شوک مربوط به سرمایه افزون بر این که منفی است، دارای روند صعودی نیز می‌باشد. اثر منفی شوک وارده از سمت دستمزد حقیقی و شاخص آزادسازی تجاری نیز افزون بر منفی بودن، روند صعودی در طول دوره‌های مورد بررسی دارند. شوک وارده از سمت ارزش افزوده در دوره‌های آغازین مثبت و نزولی بوده که از دوره‌ی چهارم تا ششم منفی شده و از دوره‌ی هفتم به بعد روند مثبت و صعودی به خود می‌گیرد.

در ادامه نتایج مربوط به تجزیه‌ی واریانس متغیرهای الگو که در جدول ۸ پیوست آورده شده است، مورد بررسی قرار می‌گیرد. تجزیه‌ی واریانس در تحلیل دقیق‌تر تأثیر و سهم متغیرهای توضیحی در توضیح تغییرات مربوط به متغیر وابسته دارای اهمیت است. ستون اول که با S.E مشخص است، بیانگر خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه در دوره‌های گوناگون است. علت افزایش خطای پیش‌بینی در طی زمان این است که خطا در هر سال بر اساس خطای سال پیش محاسبه می‌شود و همان‌گونه که از تجزیه‌ی واریانس مربوط به متغیر LL مشخص است، خطای پیش‌بینی در دوره‌های گوناگون ناشی از تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی است. در ستون دوم که مربوط به LL است، مشاهده می‌شود که در دوره‌ی نخست صد در صد تغییرات LL ناشی از خود متغیر است و در دوره‌های دوم تا دهم این سهم کم‌تر می‌شود. برای سایر متغیرها این سهم از دوره‌ی دوم با مقادیر کم‌تری شروع شده و روند افزایشی دارد که بیانگر توضیح‌دهندگی بیش‌تر تغییرات LL در دوره‌های بالاتر به وسیله‌ی این متغیرهاست. چنانچه در جدول ۸ مشاهده می‌شود، سهم متغیر دستمزد حقیقی در توضیح تغییرات مربوط به میزان اشتغال نسبت به سایر متغیرها بیش‌تر است. متغیر سرمایه در رتبه‌ی بعدی قرار دارد و با این که با سهم خیلی کم‌تری شروع می‌کند، ولی روند صعودی آن باعث شده است تا سهم آن در دوره‌های بعدی افزایش چشمگیری داشته باشد. متغیر ارزش افزوده و شاخص آزادسازی تجاری در مقایسه با دو متغیر دیگر دارای سهم کم‌تری هستند. با این که سهم شاخص آزادسازی تجاری در شروع در مقایسه با ارزش افزوده کم‌تر است، ولی صعود آن دارای شتاب بیش‌تری است و در دوره‌های بالاتر نقش موثرتری در تغییرات میزان اشتغال ایفا می‌کند.

### نتیجه‌گیری

همان‌گونه که برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داد، اثر برخی متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت و بلندمدت هماهنگ و برخی دیگر متفاوت است. متغیر سرمایه در کوتاه‌مدت دارای اثر مثبت بر اشتغال، ولی در بلندمدت دارای اثر منفی است. تفاوت تأثیر سرمایه در کوتاه‌مدت و بلندمدت را می‌توان ناشی از تصمیم‌گیری‌های مدیریتی در بخش کشاورزی دانست. با توجه به این‌که سرمایه و نیروی کار به عنوان دو نهاده‌ی اصلی تولید به عنوان نهاده‌های جانشین (ناقص) بشمار می‌روند، در بلندمدت، رشد سرمایه، مکانیزاسیون بیش‌تر و کاهش اشتغال کشاورزی را در پی دارد. دست‌مزد حقیقی در بلندمدت دارای تأثیر مثبت است، ولی در کوتاه‌مدت به دلیل مشکلات مالی کشاورزان اثر منفی بر اشتغال کشاورزی نشان می‌دهد. ارزش افزوده‌ی حقیقی بخش در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای ارتباط مستقیم با میزان اشتغال در بخش کشاورزی است. این ارتباط مستقیم به این دلیل است که گسترش تولید و افزایش ارزش افزوده در بخش کشاورزی باعث رونق فعالیت‌های تولیدی در بخش شده و در فراهم نمودن امکانات زیرساختی برای گسترش بنگاه‌های تولیدی نقش اساسی دارد و از این راه اشتغال کشاورزی را به گونه‌ی مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهد. متغیر مربوط به شاخص آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر اشتغال بخش کشاورزی دارد. اثر منفی ناشی از باز بودن تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت ناشی از آن است که بخش کشاورزی ایران هنوز نمی‌تواند به عنوان یک بخش تجاری بالغ در اقتصاد کشور عمل کند و به دلیل قیمت تمام شده‌ی بالای محصولات کشاورزی، افزایش درجه‌ی باز بودن اقتصاد زمینه‌ی تضعیف صادرات و تقویت واردات را فراهم می‌کند که در نهایت فرصت‌های شغلی در بخش کشاورزی در معرض تخریب قرار می‌گیرند. با توجه به اهمیت و سهم بخش کشاورزی در اشتغال کل اقتصاد ایران و از سوی دیگر، به دلیل ماهیت اجتناب‌ناپذیر فرایند جهانی شدن به دست‌اندرکاران دستگاه‌های ذیربط توصیه می‌شود که سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌ها به گونه‌ای باشد که آثار منفی و تهدیدهای ناشی از آزادسازی تجاری بر اشتغال بخش کشاورزی ایران کمینه شود. تجربه‌ی کشورهای گوناگون نشان می‌دهد که اراده‌ی کشورها در متوقف ساختن روند آزادسازی تجاری چندان ثمری ندارد، ولی برنامه‌ریزی از سوی دولت‌ها می‌تواند از اثرات منفی آزادسازی تجاری بر اقتصاد کشورها بکاهد.

### Reference

- 1- Akbarian, R. and Mohtashami, A. 2006. The Impact of Economic Liberalization on the Employment of Iran's Industrial Sector. *Quarterly Journal of Iranian Economical Researches*, No. 29: 171-196.

- 2- Akhtar, N. and Amanat, A. 2007. Does Trade Liberalization Increase the Labor Demand Elasticities? Evidence from Pakistan. Pakistan Institute of Development Economics.
- 3- Anwar, T. 2002. Impact of Globalization and Liberalization on Growth, Employment and Poverty. (A Case Study of Pakistan). World Institute of Development Economic Research, Discussion Paper, No. 2002-17.
- 4- Chetwin, W. and Bairam, E. 2001. The Effects of International Trade on Employment Heterogeneity among 2-ISIC Manufacturing Industries. University of Otago, Economics Discussion Papers, No. 0119.
- 5- Davidson, C. and Matusz, S. 2000. Globalization, Employment and Income: Analyzing Davidson the Adjustment Process. Michigan State University.
- 6- Davidson, C., Matusz, S. and Shevchenko, A. 2008. Globalization and Firm Level Adjustment with Imperfect Labor Markets. *Journal of International Economics*, 75: 295-309.
- 7- Farjadi, GH. 2006. Problem of Agricultural or Industrial Employment. Monthly Magazine of Industry and Development, No, 1: 11-12.
- 8- Felbermayr, G., Part, J. and Schemer, H. 2008. Globalization and Labor Market Outcomes: Wage Bargaining, Search Frictions, and Firm Heterogeneity. IZA Discussion Paper, No. 3363.
- 9- Ghose, A. 2000. Trade Liberalization and Manufacturing Employment. International labor Office, Employment Sector, Geneva.
- 10- Haouas, I., Yagoubi, M. and Heshmati, A. 2002. The Impact of Trade Liberalization on Employment and Wages in Tunisian. World Institute of Development Economic Research, Discussion Paper, No. 2002-102.
- 11- Komijani, A. and Ghavidel, S. 2006. Impact of Trade Liberalization on Labor Market and Employment and Estimation of Labor Demand Function in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research-Letter*, No. 20: 13-42.
- 12- Lall, S. 2002. The Employment Impact of Globalization in Developing Countries. QEH Working Paper Series, No. 93.
- 13- Landesmann, M., stehrer, R. and Leitner, S. 2002. Trade Liberalization and Labor Markets: Perspective from OECD Economics. International labor Office, Employment Sector, Geneva.
- 14- Lee, H. and Roland-Holst, D. 1995. Trade Liberalization and Employment Linkages in the Pacific Basin. OECD Development Center, Working Paper, No. 94.
- 15- Levinsohn, j. 1999. Employment Responses to International Liberalization in Chile. *Journal of International Economics*, No 47: 321-344.
- 16- Orbeta, A. 2002. Globalization and Employment: The Impact of Trade on Employment Level and Structure in the Philippines. Philippine Institute for Development Studies, Discussion Paper Series, No. 2002.04.

- 17- Rama, M. 2002. Globalization and Workers in Developing Countries. The World Bank Development Research Group.
- 18- Ramezanzpour, A. 2005. Globalization of Economy and Its Effect on Employment. *Journal of Economical Researches*, No. 68: 155-178.
- 19- Sen, K. 2003. Globalization and Employment in Bangladesh and Kenya. University of East Anglia, School of Development Studies and Overseas Development Group, Discussion Paper 7.
- 20- Tayebi, K. and Zakerfar, N. 2008. Impact of Trade Liberalization on the Iran's Employment Level. *Journal of Development and Capital*, Vol. 1, No. 1: 27-46.
- 21- Zahedi Mazandarani, M.J. 2004. The Necessity of Employment Development in Agricultural Sector. *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development*, No. 45: 41-67.

## پیوست

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی متغیرها

متغیر	آماره‌ی آزمون در سطح	آماره‌ی آزمون برای تفاضل مرتبه‌ی اول	مرتبه‌ی هم-جمعی
LL	۰/۹۴	-۳/۱۲	I(1)
LAV	-۱/۳۵	-۷/۳	I(1)
LOPEN	-۱/۰۹	-۹/۸۷	I(1)
LK	-۰/۶۳	-۷/۷۲	I(1)
LW	-۱/۷	-۴/۲۹	I(1)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- آزمون‌های تعیین تعداد وقفه‌های بهینه

وقفه	AIC	SBC
۰	-۱۴۳/۹۷	-۱۴۳/۹۷
۱	۱۴۵/۹۳	۱۳۷/۲۳
۲	۱۵۸/۴۹	۱۳۱/۰۸
۳	۱۵۲/۳۱	۹۶/۱۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- برآورد الگوی خودتوضیح برداری

LL	LL(-1)	LK(-1)	LW(-1)	LAV(-1)	LOPEN(-1)	C
ضریب	۰/۹۱	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۵	۰/۰۲۹	۰/۰۰۰۶	۰/۹۴
انحراف معیار	۰/۰۶۶	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	۱/۰۰
$R^2=0.97$			$F=255.5$			

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- آزمون‌های هم‌جمعی برای تعیین تعداد بردارهای بلندمدت

آزمون اثر			آزمون بیش‌ترین مقدار ویژه				
فرض صفر	فرض آلترناتیو	آماره آزمون	مقدار بحرانی	فرض صفر	فرض آلترناتیو	آماره آزمون	مقدار بحرانی
$r = 0$	$r \geq 1$	۱۱۹/۲۱	۵۹/۳۳	$r = 0$	$r = 1$	۴۹/۸۰	۲۹/۹۵
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۶۹/۴	۳۹/۸۱	$r \leq 1$	$r = 2$	۴۱/۰۵	۲۳/۹۲
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۲۸/۳۵	۲۴/۰۵	$r \leq 2$	$r = 3$	۱۴/۱۷	۱۷/۶۸
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۱۴/۱۷	۱۲/۳۶	$r \leq 3$	$r = 4$	۸/۲۶	۱۱/۰۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- برآورد بردار بلندمدت تعادلی

LL	LK	LW	LAV	LOPEN
ضریب	-۲/۴۳	۰/۲۷	۳/۱۱	-۰/۵
انحراف معیار	۱/۳۶	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۳۴
آماره t	-۱/۷۷	۰/۳۷	۴/۱	-۱/۴۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶- برآورد الگوی تصحیح خطا

Dll	D(ll(-1))	D(lk(-1))	D(lw(-1))	D(lav(-1))	D(lopen (-1))	Ec(-1)
ضریب	۰/۴۸	۰/۰۰۴	-۰/۰۲۳	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۰۶
انحراف معیار	۰/۱۴	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۴۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱
آماره t	۳/۳۲	۰/۵۶	-۲/۶۱	۰/۰۸۶	-۰/۰۲۳	-۰/۰۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷- توابع واکنش LL نسبت به تکانه در سایر متغیرها

دوره	LL	LK	LW	LAV	LOPEN
۱	۰/۰۰۹۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۲	۰/۰۱۴۶	-۰/۰۰۱۴	-۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۱
۳	۰/۰۱۸۳	-۰/۰۰۴۲	-۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۳
۴	۰/۰۱۹۹	-۰/۰۰۵۸	-۰/۰۰۷۸	-۰/۰۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۵
۵	۰/۰۲۰۸	-۰/۰۰۷۳	-۰/۰۰۸۶	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۸
۶	۰/۰۲۱۲	-۰/۰۰۸۳	-۰/۰۰۹۰	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۹
۷	۰/۰۲۱۴	-۰/۰۰۹۰	-۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۰۰۲	-۰/۰۰۱۱
۸	۰/۰۲۱۵	-۰/۰۰۹۶	-۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۱۲
۹	۰/۰۲۱۵	-۰/۰۱۰۱	-۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۱۴
۱۰	۰/۰۲۱۶	-۰/۰۱۰۶	-۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۱۵

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸- تجزیه‌ی واریانس LL

دوره	S.E	LL	LK	LW	LAV	LOPEN
۱	۰/۰۰۹۴	۱۰۰	۰۰/۰۰	۰۰/۰۰	۰۰/۰۰	۰۰/۰۰
۲	۰/۰۱۷۹	۹۴/۵۰	۰/۶۸	۴/۷۶	۰/۰۲۸	۰/۰۰۸
۳	۰/۰۲۶۷	۸۹/۶۷	۲/۸۳	۷/۴۴	۰/۰۲۰	۰/۰۲۶
۴	۰/۰۳۴۷	۸۵/۹۴	۴/۵۴	۹/۴۶	۰/۰۱۲	۰/۰۴۲
۵	۰/۰۴۲۱	۸۳/۰۸	۶/۱۶	۱۰/۶۷	۰/۰۰۹	۰/۰۶۵
۶	۰/۰۴۸۷	۸۰/۹۶	۷/۴۹	۱۱/۴۴	۰/۰۰۷	۰/۰۸۵
۷	۰/۰۵۴۸	۷۹/۳۳	۸/۶۶	۱۱/۸۸	۰/۰۰۵	-۰/۱۱۱
۸	۰/۰۶۰۴	۷۸/۰۶	۹/۶۷	۱۲/۱۱	۰/۰۰۶	۰/۱۳۴
۹	۰/۰۶۵۶	۷۷/۰۱	۱۰/۵۹	۱۲/۲۱	۰/۰۰۹	۰/۱۶۳
۱۰	۰/۰۷۰۵	۷۶/۱۲	۱۱/۴۳	۱۲/۲۲	۰/۰۱۶	۰/۱۸۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش