

بررسی ارتباط بلند مدت صادرات غیر نفتی و اشتغال در اقتصاد ایران

دکتر محمد علی فلاحی و آمنه خوشبخت *

تاریخ وصول: ۸۴/۴/۱۱ تاریخ پذیرش: ۸۴/۷/۱۱

چکیده:

مقاله‌ی حاضر با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری به بررسی ارتباط صادرات غیر نفتی و اشتغال طی دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۷۹ می‌پردازد. نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجری، وجود علیت یک طرفه از اشتغال به صادرات غیر نفتی را تأیید می‌کند. با استفاده از روش یوهانسن-جوسلیوس و برآورد رابطه‌ی تعادلی بلند مدت میان سه متغیر صادرات غیر نفتی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی بدون نفت، رابطه‌ی معنی داری میان صادرات غیر نفتی و اشتغال به دست نیامد. این در حالی است که تأثیر مثبت متغیر تولید ناخالص داخلی بر متغیر اشتغال تأیید می‌گردد. در معادله‌ی کوتاه مدت اشتغال، دو متغیر برون‌زای صادرات نفت و سیاست‌های توسعه‌ی صادرات کاملاً معنی دار هستند. نتایج به دست آمده به صورت بخشی، تنها دلالت بر وجود ارتباط بلند مدت میان اشتغال و صادرات در بخش صنعت و معدن دارد. علاوه بر این، ضریب تعدیل برآوردی در این بخش ۰/۲۳ است که در مقایسه با ضریب مربوطه در کل اقتصاد (۰/۰۳)، سرعت تعدیل به مراتب بالاتری را در جهت دستیابی به تعادل بلند مدت نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: صادرات غیر نفتی، اشتغال، علیت گرنجری، همگرایی بلند مدت، الگوی تصحیح خطا، ایران

* به ترتیب، استادیار دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد و دانشجوی دکتری اقتصاد

۱- مقدمه

اهمیت روز افزون استقلال اقتصاد ایران از درآمدهای نفتی به دلیل نوسانات و بی‌ثباتی قیمت و تقاضای جهانی نفت که درآمدهای دولت و اقتصاد کشور را به شدت تحت تاثیر عوامل خارجی قرار می‌دهد، باعث شده است تا نقش صادرات غیرنفتی فراتر از ابزاری برای کسب درآمدهای ارزی مطرح شود. در سال‌های اخیر بسیاری از صاحب نظران و پژوهشگران اقتصادی به تحلیل وضعیت موجود صادرات غیر نفتی و عوامل تأثیر گذار بر ارتقای آن پرداخته‌اند. این توجه با هدف شکل گیری بخش‌های صادرات گرا و نیز یافتن راهبردهایی برای توسعه صادرات غیر نفتی کشور بوده است.

نرخ رشد بالای جمعیت طی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۶۵ موجب شد تا متولدین این دوره به جمعیت فعال کنونی بپیوندند و جزء متقاضیان در بازار کار باشند. از این رو، با توجه به اثرات اقتصادی - اجتماعی جمعیت رو به تزاید بیکار در سالیان اخیر، توجه به این مهم بیشتر گردیده است، به گونه‌ای که در برنامه‌ی سوم توسعه‌ی اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، مسأله اشتغال به عنوان یکی از مهمترین محورهای برنامه قرار گرفت.

افزایش ظرفیت‌های تولیدی به منظور ارتقای صادرات غیر نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بویژه اشتغال با توجه به نقش مهم نیروی کار در فرآیند تولید اثر می‌گذارد. به عبارتی دیگر، به حداکثر رساندن ظرفیت‌های تولیدی، نقش مؤثری در کاهش نرخ بیکاری دارد و این خود ارتباط میان صادرات غیر نفتی و اشتغال را روشن‌تر می‌سازد. علاوه بر این، با توجه به ارتباط قوی‌تر صادرات غیر نفتی در مقایسه با صادرات نفت و گاز با دیگر بخش‌های اقتصادی باعث می‌گردد تا تولید محصولات صادراتی و بالاخص محصولات کاربر، محرک قوی‌تری برای اشتغال باشد.

در مطالعه‌ی حاضر با استفاده از روش‌های جدید اقتصادسنجی مبتنی بر سری‌های زمانی، ارتباط صادرات غیر نفتی با اشتغال در اقتصاد ایران بر اساس الگوی تصحیح خطا بررسی می‌شود. همچنین، ارتباط صادرات غیر نفتی با اشتغال به تفکیک در بخش‌های صنعت و معدن و کشاورزی نیز بررسی می‌گردد.

۲- سابقه‌ی پژوهش

لگو، کبرمدهین و کاشینگ^۱ (۱۹۹۸) ارتباط میان صادرات بین بخشی، اشتغال محلی و رشد اقتصادی ناحیه‌ای را در چارچوب تعادل بلند مدت در چهار منطقه‌ی امریکا با استفاده از روش یوهانسن^۲ بررسی نموده‌اند. جافی^۳ (۱۹۹۸) با مطالعه‌ی اثر تجارت خارجی بر رشد اشتغال در کالیفرنیا به این نتیجه رسیده است که رشد صادرات عامل مهم رشد اشتغال در این ایالت است. اسلام^۴ (۱۹۹۹) ارتباط صادرات با اشتغال را در ایالت کالیفرنیا جنوبی امریکا بررسی کرده است. گازین^۵ (۲۰۰۰) تأثیر جریان صادرات و واردات بر تغییرات اشتغال کارخانه‌ای ترکیه را بررسی نموده است. پیرا و زو^۶ (۲۰۰۰) با استفاده از روش خود بازگشت برداری^۷ (VAR) و سیستم معادلات همزمان، اثر رشد صادرات را بر رشد تولید ناخالص داخلی، اشتغال داخلی و سرمایه‌گذاری در ۳۹ کشور در حال توسعه بررسی کرده‌اند.

در ایران مطالعات زیادی پیرامون ارتباط میان رشد صادرات و رشد اقتصادی انجام شده است که جلالی نائینی و مجتهدی (۱۳۷۵)، توکلی و کریمی (۱۳۷۶)، برادران شرکاء و صفری (۱۳۷۷)، عظیمی (۱۳۷۷) و متوسلی (۱۳۷۸) از جمله‌ی این موارد است. اما مطالعاتی که با هدف بررسی ارتباط میان صادرات غیر نفتی و اشتغال در اقتصاد ایران انجام شده باشد، بسیار محدود است.

سلیمانی (۱۳۷۳) به بررسی قدرت اشتغال زایی بخش‌های صنایع صادراتی و مقایسه‌ی آن با بخش‌های صنایع جانشین واردات ایران پرداخته است. وی با استفاده از روش‌های برنامه ریزی اقتصادی و جدول داده- ستانده، اثر افزایش یک میلیارد ریال تقاضای نهایی را بر اشتغال مستقیم و غیر مستقیم بخش‌های صنایع فوق محاسبه کرده است. نظری (۱۳۸۰) نیز تأثیر گسترش صادرات غیر نفتی بر تولیدات و اشتغال در ایران را به صورت اجمالی بررسی نموده است.

¹ Lego, Gebremedhin and Cushing

² Johansen

³ Jaffee

⁴ Islam

⁵ Guzin

⁶ Pereira and Xu

⁷ Vector Autoregression

۳- معرفی متغیرهای تحقیق

متغیرهای مورد استفاده در مطالعه‌ی حاضر عبارتند از:
 E = مجموع شاغلان بخش‌های کشاورزی و صنایع دستی، صنعت و معدن و خدمات.

XNO = صادرات غیر نفتی.

$XOIL$ = صادرات نفت.

$GDPN$ = تولید ناخالص داخلی بدون نفت.

$D2$ = متغیر مجازی که مقدار آن برای سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۷۳ یک و برای بقیه سال‌ها صفر است. این متغیر معرف رونق نسبتاً شدید در صادرات غیرنفتی این سال‌هاست که عمدتاً در طول برنامه‌ی اول توسعه‌ی اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور و به دنبال اجرای سیاست‌های تشویق صادرات پدید آمد.

۴- پایایی متغیرها

به منظور پرهیز از وقوع رگرسیون‌های کاذب^۸ و نیز مشخص نمودن درجه‌ی جمعی^۹ متغیرها، لازم است پیش از طراحی و برآورد الگو، پایایی^{۱۰} متغیرهای تحقیق بررسی شود. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر^{۱۱} که یکی از مشهورترین و متداولترین آزمون‌های پایایی به شمار می‌رود و در مورد متغیرهای تحقیق اعمال شده است، در جدول ۱ آمده است:

پروژه گاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 رتال جامع علوم انسانی

^۸ Spurious Regressions

^۹ Integration

^{۱۰} Stationarity

^{۱۱} Dickey- Fuller Unit Root

جدول ۱: آزمون ریشه‌ی واحد متغیرهای تحقیق طی دوره‌ی ۱۳۴۷-۱۳۷۹

متغیر	سطح منفیر		تفاضل مرتبه اول	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
E	۲/۲۳۱۵	-۲/۰۷۷۲	-۴/۰۲۴۱	-۴/۷۲۲۴
XNO	-۰/۱۶۴۸۴	-۱/۷۶۶۴	-۵/۱۸۶۶	-۵/۲۳۹۶
GDPN	-۰/۲۸۳۴۰	-۲/۴۶۳۳	-۳/۰۳۴۶	-۲/۹۹۳۷
XOIL	-۲/۷۲۵۷	-۲/۹۸۴۳	-۵/۷۱۰۸	-۵/۶۳۳۸
مقدار بحرانی	-۲/۹۵۳۸	-۳/۵۵۱۴	-۲/۹۵۵۸	-۲/۵۵۶۲

ماخذ: نتایج تحقیق

مقدار بحرانی در سطح اهمیت ۵ درصد گزارش شده است و انتخاب وقفه‌های بهینه در آزمون ریشه‌ی واحد بر اساس معیار شوارتز- بی‌زین^{۱۲} (SBC) می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول فوق مشاهده می‌شود که متغیرهای تحقیق همگی ناپایا و دارای درجه‌ی جمعی یک یعنی $I(1)$ می‌باشند.^{۱۳}

۵- آزمون علیت گرنجری میان صادرات غیر نفتی و اشتغال

برای مشخص نمودن جهت علیت میان دو متغیر صادرات غیر نفتی و اشتغال می‌توان از آزمون علیت گرنجری^{۱۴} استفاده نمود. با توجه به ناپایا بودن این دو متغیر، باید در ابتدا الگوی خود بازگشت برداری (VAR) بر اساس تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها به صورت زیر طراحی و برآورد نمود و آن گاه از آزمون علیت گرنجری استفاده کرد:

$$\Delta X_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t$$

$$\Delta Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^m b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p c_j \Delta X_{t-j} + v_t \quad (1)$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_m = 0$$

حداقل یکی از γ_i ها صفر نباشد: H_1

^{۱۲} Schwarz-Bayesian Criterion

^{۱۳} توجه شود هرچند مقدار آماره‌ی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر $GDPN$ بر اساس معیار شوارتز- بی‌زین و در حالت با عرض از مبدا و روند زمانی به صورت قدر مطلق کوچکتر از مقداری بحرانی است، اما از آنجا که تفاضل متغیر روند زداپسی می‌شود، برای تشخیص پایایی، آماره‌ی مربوط به حالت با عرض از مبدا و بدون روند ملاک عمل قرار گرفته است که در قدر مطلق میزان آن بزرگتر از مقدار بحرانی است و نشان دهنده‌ی پایا بودن تفاضل مرتبه‌ی اول $GDPN$ است.

^{۱۴} Granger Causality

در صورت رد فرض صفر، تغییرات Y_t علت تغییرات X_t است (احمد و مهیرون،^{۱۵} ۱۹۹۵، صص ۳۲۴-۳۲۹). برای آزمون اینکه آیا تغییرات صادرات علت تغییرات اشتغال است، فرض صفر به صورت زیر است:

اشتغال $\not\rightarrow$ صادرات غیر نفتی H_0 :

اشتغال \rightarrow صادرات غیر نفتی H_1 :

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که تنها با سطح اطمینان بسیار پایین (۲۴ درصد) می‌توان فرض صفر را رد نمود. بنابراین، تغییرات صادرات غیر نفتی علت تغییرات اشتغال در سه بخش صنعت و معدن، کشاورزی و خدمات نیست و رابطه علیت از طرف صادرات غیرنفتی به اشتغال وجود ندارد (جدول ۲).

جدول ۲: آزمون علیت گرنجری میان صادرات غیر نفتی و اشتغال (۱۳۴۰-۱۳۷۹)

فرض صفر	تعداد مشاهدات	آماره F	سطح احتمال
صادرات غیر نفتی علت گرنجری اشتغال نیست	۴۰	۰/۰۹۳۴	۰/۷۶۰
اشتغال علت گرنجری صادرات غیر نفتی نیست	۴۰	۳۷۹۰۲	۰/۰۵۲

ماخذ: محاسبات تحقیق (جداول ۱ و ۲ پیوست)

برای آزمون اینکه آیا تغییرات اشتغال علت تغییرات صادرات غیرنفتی است، فرض صفر و یک به صورت زیر بیان می‌شود:

صادرات غیر نفتی $\not\rightarrow$ اشتغال H_0 :

صادرات غیر نفتی \rightarrow اشتغال H_1 :

نتایج مندرج در جدول ۲ حاکی از آن است که فرض صفر با سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌گردد، یعنی یک رابطه‌ی علیت از طرف اشتغال به صادرات غیرنفتی وجود دارد.

بنابراین، با افزایش اشتغال، تولید افزایش یافته و در این صورت صادرات غیرنفتی نیز افزایش خواهد یافت. اما با توجه به حجم اندک صادرات غیرنفتی و همچنین با توجه به دوره‌ی مورد مطالعه که یک دوره‌ی بلندمدت است، تغییرات صادرات غیرنفتی تغییر محسوسی در اشتغال ایجاد نکرده است. در واقع، با توجه

¹⁵ Ahmad and Mahirun

به آزمون فوق، عاملی غیر از صادرات غیرنفتی، مثلاً تغییرات تقاضای داخلی، تغییرات اشتغال سه بخش را توضیح می‌دهد.

۶- طراحی الگوی تصحیح خطا

الگوی مورد نظر برای بررسی ارتباط میان صادرات غیر نفتی و اشتغال، الگوی تصحیح خطای برداری^{۱۶} (VECM) است. این الگو از نوع الگوی خود بازگشت برداری (VAR) با ویژگی همگرایی بلند مدت^{۱۷} می‌باشد به گونه‌ای که رابطه‌ی تعادلی بلند مدت همراه با روابط کوتاه مدت بررسی می‌شود. الگوی تصحیح خطا را می‌توان به صورت زیر تعریف نمود (پسران و پسران، ۱۹۹۷، ص ۴۳۱)^{۱۸}:

$$\Delta x_t = a_0 + a_1 t - \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Psi w_t + u_t \quad (2)$$

x_t : بردار متغیرهای درونزای $I(1)$ که در الگوی حاضر شامل سه متغیر اشتغال E ، صادرات غیر نفتی XNO و تولید ناخالص داخلی بدون نفت $GDPN$ می‌باشد.

w_t نشانگر بردار متغیرهای برونزا یا جبری^{۱۹} $I(0)$ به غیر از مقادیر ثابت و روندها است که در الگوی حاضر شامل دو متغیر تفاضل مرتبه‌ی اول صادرات نفت $\Delta XOIL$ ^{۲۰} و متغیر مجازی سیاست‌های تشویق صادرات است. a_0 نشاندهنده‌ی بردار مقادیر ثابت، t روند زمانی و u_t بردار جملات اخلال است.

بر اساس روش یوهانسن و جوسلیوس^{۲۱} (۱۹۹۰) ماتریس Π به صورت $\Pi = \alpha\beta'$ تعریف می‌شود که در آن α ضرایب سرعت تعدیل و β ضرایب روابط تعادلی بلند مدت هستند. پس از برآورد ماتریس Π با استفاده از

¹⁶ Vector Error Correction Model

¹⁷ Co-integrating VAR

¹⁸ Pesaran and Pesaran

¹⁹ Deterministic

¹⁹ با توجه به این که متغیر صادرات نفت ($XOIL$) ناپایا است، از تفاضل مرتبه‌ی اول آن به صورت متغیری پایا استفاده شده است.

²¹ Johansen and Juselius

روش حداکثر راستنمایی،^{۲۲} ریشه‌های مشخصه‌ی^{۲۳} برآوردی یا مقادیر ویژه‌ی^{۲۴} حاصل از ماتریس برآورد شده Π یعنی $\hat{\lambda}_i$ ها به دست می‌آیند. با توجه به این که از اطلاعات نمونه استفاده شده است، باید تعداد $\hat{\lambda}_i$ های غیر صفر را که معرف تعداد بردارهای همگرایی بلند مدت است، را با استفاده از دو معیار آزمون زیر مشخص کرد (اندرز،^{۲۵} ۲۰۰۴، صص ۳۵۲-۳۵۳):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{آزمون اثر}$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad \text{آزمون حداکثر مقادیر ویژه} \quad (۳)$$

۷- برآورد الگوی تصحیح خطا

در این مرحله ابتدا باید مرتبه‌ی بهینه‌ی الگوی خود بازگشت برداری (VAR) که اساس الگوی تصحیح خطای برداری را تشکیل می‌دهد با استفاده از معیارهای متداول شوارتز - بیژین، آکاییک،^{۲۶} حنان - کوپین^{۲۷} و آزمون LR تعیین کرد. مرتبه‌ی بهینه‌ی الگوی تحقیق حاضر با توجه به معیار LR تعدیل شده یک است (جدول ۳ پیوست).

۷-۱- رابطه‌ی تعادلی بلند مدت

نتایج حاصل از آزمون آماره‌های λ_{trace} و λ_{max} وجود یک رابطه‌ی بلند مدت میان سه متغیر درون‌زای الگو یعنی اشتغال، صادرات غیرنفتی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت را در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌کند (جدول ۴ پیوست). ضرایب برآورد شده‌ی این بردار بلند مدت پس از اعمال قید هنجار سازی^{۲۸} در جدول ۳ آمده است.

²² Maximum Likelihood

²³ Characteristic Roots

²⁴ Eigenvalues

²⁵ Enders

²⁶ Akaike

²⁷ Hannan-Quinn

²⁸ Normalization

جدول ۳: نتایج برآورد رابطه‌ی همگرایی بلند مدت با اعمال محدودیت دقیقاً شناسا

مقدار آماره t	ضریب برآورد شده	متغیر توضیحی
NONE	۱	E
-۰/۱۵۴	-۰/۱۲۳۴۶	XNO
-۱/۹۱۶	-۱۱-۶۳۶۰	GDPN
-۲/۷۹۵	-۷۹۲۶/۶	Intercept

ماخذ: نتایج تحقیق (جدول ۵ پیوست)

* مقدار آماره‌ی t از تقسیم ضریب برآوردی بر انحراف مجانبی به دست آمده است.

با توجه به این که ضریب متغیر *XNO* در رابطه‌ی تعادلی بلند مدت معنی دار نیست، این ضریب با اعمال محدودیت فرا شناسا صفر قرار داده می‌شود. نتایج نهایی مربوط به رابطه‌ی تعادلی بلند مدت در جدول ۴ منعکس شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد رابطه‌ی همگرایی بلند مدت با اعمال محدودیت فرا شناسا

مقدار آماره t	ضریب برآورد شده	متغیر توضیحی
NONE	۱	E
NONE	.	XNO
-۲/۶۷۱	-۱/۱۳۱۸	GDPN
-۲/۷۲۷	-۸۱-۱/۷	Intercept

ماخذ: نتایج تحقیق (جدول ۶ پیوست)

همان گونه که در دو جدول بالا ملاحظه می‌گردد، وجود رابطه‌ی بلند مدت میان صادرات غیر نفتی و اشتغال تأیید نمی‌شود. این در حالی است که متغیر تولید ناخالص داخلی در سطح بالایی معنی دار است و تاثیر مثبتی بر متغیر اشتغال در بلند مدت دارد.

۲-۷- روابط کوتاه مدت

در الگوی حاضر سه متغیر درون زا در نظر گرفته شده است. از این رو، سه معادله‌ی تصحیح خطا وجود دارد. اما با توجه به موضوع بحث، تنها نتایج برآورد دو معادله‌ی تصحیح خطای مربوط به اشتغال و صادرات غیر نفتی در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

معادله صادرات غیر نفتی		معادله اشتغال		متغیر
آماره ۱	ΔXNO	آماره ۱	ΔE	
-۰.۳۵۳	-۰.۰۰۳۴	۲/۹۹۴	۰.۰۰۸۴	$\Delta XOIL$
۴/۴۱۹	۲۴۵/۸	۳/۶۳۳	۱۷۸/۳	D2
-۰/۱۱۳۶	-۰/۰۰۱۱	-۱۲/۴۱۷	-۰/۰۳۰۳	$ecm1(-1)$
۰/۳۵		۰/۵۱		R^2
۰/۳۱		۰/۴۸		\bar{R}^2
۲/۱۶		۲/۰۵		$D-W$

در جدول فوق $ecm1$ به صورت زیر تعریف شده است. $ecm1 = E - 1/1318GDPN - 81.017$
 ماخذ: نتایج تحقیق (جداول ۷ و ۸ پیوست)

در معادله‌ی کوتاه مدت مربوط به اشتغال دو متغیر برونزای صادرات نفت و سیاست‌های توسعه‌ی صادرات کاملاً معنی دار هستند. در واقع این متغیرها در توضیح تغییرات کوتاه مدت متغیر اشتغال طی دوره‌ی مورد بررسی نقش مثبتی داشته‌اند. میزان سرعت تعدیل ۳ درصد طی هر سال است که سرعت بسیار پایین حرکت به سمت تعادل بلند مدت را نشان می‌دهد.

در معادله‌ی کوتاه مدت مربوط به صادرات غیر نفتی تنها متغیر مجازی سیاست‌های توسعه‌ی صادرات معنی دار است و تغییرات کوتاه مدت صادرات غیر نفتی را با تأثیر مثبت توضیح می‌دهد. در این معادله، سرعت تعدیل مربوط به صادرات غیرنفتی از نظر آماری تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد. بنابراین، با عدم حضور بردار بلند مدت در این معادله، متغیر صادرات غیرنفتی یک متغیر برونزای ضعیف است.

۸- ارتباط صادرات غیر نفتی با اشتغال در بخش‌ها

در اینجا برای بررسی ارتباط صادرات غیر نفتی با اشتغال در بخش‌های اقتصادی، دو بخش صنعت و معدن و کشاورزی مورد توجه قرار گرفته است. بخش خدمات به دلیل صادرات بسیار ناچیز طی دوره‌ی مطالعه بررسی نشده است.

۸-۱- بخش صنعت و معدن

برای بررسی ارتباط میان صادرات غیر نفتی با اشتغال در بخش صنعت و معدن از سه متغیر درونزای اشتغال EI ، صادرات XI و ارزش افزوده‌ی VAI بخش

صنعت و معدن استفاده شده است. با توجه به وابسته بودن بخش صنعت و معدن به کالاهای واسطه‌ای و درآمدهای ارزی، متغیر صادرات نفتی و متغیر مجازی سیاست‌های تشویق صادرات نیز به عنوان متغیرهای برون‌زا در نظر گرفته شده‌اند. نتایج برآورد رابطه‌ی تعادلی بلند مدت و معادله‌ی تصحیح خطای اشتغال در جداول ۶ و ۷ منعکس شده است.

جدول ۶: نتایج برآورد رابطه‌ی همگرایی بلند مدت در بخش صنعت و معدن

مقدار آماره t	ضریب برآورد شده	متغیر
NONE	۱	EI
-۹/۱۶۵	-۰/۱۸۸۰۴	XI
-۱۰/۰۶۷	-۰/۶۲۹۹	VAI
-۱۲/۳۸۹	-۱۲۸۸	Intercept

ماخذ: نتایج تحقیق (جدول ۹ پیوست)

جدول ۷: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری در بخش صنعت و معدن

معادله اشتغال		متغیر
آماره t	ΔE	
۱/۸۱۳	۰/۰۰۷۸	$\Delta XOIL$
۱/۹۷۲	۱۵۱/۵	D2
-۲/۰۲۷	-۰/۲۲۴۴	ecm1(-1)
۰/۲۰		R^2
۰/۱۶		\bar{R}^2
۲/۳		DW

$$ecm1 = EI - 0/18804XI - 0/6299VAI - 12888$$

ماخذ: نتایج تحقیق (جدول ۱۰ پیوست).

نتایج مندرج در جدول ۶ حکایت از معنی داری آماری تمامی متغیرها در سطح بالا دارد. به این ترتیب، وجود رابطه‌ی بلند مدت میان اشتغال و صادرات بخش صنعت و معدن تأیید می‌شود. در معادله‌ی تصحیح خطای اشتغال بخش صنعت و معدن همه‌ی ضرایب معنی دار هستند (جدول ۷). در اینجا سرعت تعدیل ۲۳ درصد است که در مقایسه با مقدار این ضریب در معادله‌ی تصحیح خطای اشتغال کل بسیار بالاتر است و نشان دهنده‌ی حرکت سریعتر بخش صنعت و معدن به سوی تعادل بلند مدت است. علاوه بر این، تغییرات صادرات نفت و سیاست‌های توسعه‌ی صادرات توانسته است با داشتن اثر مثبت، تغییرات اشتغال در کوتاه مدت را توضیح دهند.

۸-۲- بخش کشاورزی

با توجه به نتایج به دست آمده از برآورد رابطه‌ی بلند مدت میان اشتغال بخش کشاورزی EA ، صادرات XA و ارزش افزوده‌ی VAA این بخش، هیچ یک از ضرایب معنی دار نبوده است (جدول ۱۱ پیوست). بنابراین، رابطه‌ی همگرایی بلند مدتی میان صادرات غیر نفتی و اشتغال در بخش کشاورزی وجود ندارد. به نظر می‌رسد که دلیل این امر را باید در صادرات بخش کشاورزی جستجو کرد. صادرات این بخش عمدتاً به صورت مواد اولیه‌ای همچون پسته، زعفران، پوست، گیاهان دارویی و ... است که از نظر حجم کم و همچنین نیروی کار اندکی درگیر صادرات آن بوده است.

۹- نتیجه گیری

نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجری، وجود رابطه‌ی علیت یک طرفه از اشتغال به صادرات غیر نفتی را تأیید می‌کند. در واقع تغییرات اشتغال را می‌توان علت تغییرات صادرات غیر نفتی در نظر گرفت. نظر به این که در اقتصاد ایران عموماً کالاها با هدف اولیه‌ی صادرات و بر اساس استراتژی ارتقای صادرات تولید نمی‌شود، هرگاه سرمایه گذاری، تولید و در پی آن اشتغال افزایش یافته است، در صورت مزاد تولید و وجود تقاضای خارجی، محصولات صادر شده است. اما در مقابل، تغییرات صادرات محرک مناسبی برای تغییر اشتغال نبوده است.

نتایج آزمون یوهانسن- جوسلیوس وجود یک بردار بلند مدت بین صادرات غیرنفتی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی بدون نفت را نشان می‌دهد. اما ضریب صادرات غیرنفتی در این بردار معنی دار نیست و حاکی از آن است که صادرات غیرنفتی در بلند مدت نتوانسته است بر اشتغال تأثیر معنی داری داشته باشد. در مقابل تولید ناخالص داخلی بدون نفت در سطح اهمیت بالای آماری بر اشتغال مؤثر بوده است.

برآورد الگوی تصحیح خطا به عنوان توضیح دهنده‌ی پویایی‌های کوتاه مدت، دلالت بر این دارد که تغییرات صادرات نفتی و سیاست‌های توسعه‌ی صادرات نیز بر تغییرات کوتاه مدت متغیر اشتغال تأثیر مثبت و معنی داری داشته‌اند. ضریب تعدیل مربوط به اشتغال ۰/۰۳ است که سرعت بسیار پایین حرکت به سمت تعادل بلند مدت را نشان می‌دهد. همچنین، براساس برآورد معادله‌ی تصحیح خطای

صادرات غیر نفتی مشخص می‌گردد که این متغیر را می‌توان به عنوان متغیر برون-زای ضعیف در نظر گرفت.

در بررسی بخشی مشخص گردید که صادرات بخش صنعت و معدن تأثیر بلند مدت و معنی داری بر اشتغال این بخش دارد. از طرفی دیگر، تغییرات صادرات نفتی و سیاست‌های توسعه‌ی صادرات همانند کل اقتصاد بر تغییرات اشتغال صنعت تأثیر مثبتی داشته است. ضریب تعدیل در معادله‌ی تصحیح خطای اشتغال بخش صنعت و معدن ۰/۲۳ است که سرعت تعدیل به مراتب بالاتری را در جهت دستیابی به تعادل بلند مدت در مقایسه با کل اقتصاد نشان می‌دهد. این در حالی است که وجود رابطه‌ی معنی دار بلند مدت میان صادرات بخش کشاورزی با اشتغال این بخش تأیید نمی‌شود.

۱۰- پیشنهادها

بر اساس نتایج به دست آمده از تجربیات گذشته، می‌توان پیشنهادهای سیاستی زیر را در راستای ارتقای صادرات غیر نفتی با هدف بالا بردن اشتغال ارائه کرد:

۱- نظر به وجود رابطه‌ی بلند مدت میان صادرات غیر نفتی و اشتغال در بخش صنعت و معدن، باید به توسعه‌ی این بخش توجه لازم به عمل آید. تولید کالاهایی با فناوری مدرن، مدیریت کارآمد و مبتنی بر استانداردهای جهانی خواهد توانست ضمن کمک به ارتقای صادرات غیر نفتی، به افزایش اشتغال نیز منتهی گردد.

۲- با توجه به ماهیت بخش کشاورزی نمی‌توان قدرت اشتغال زایی بالایی را از صادرات این بخش انتظار داشت. اما با این وجود، افزایش سطح زیر کشت و گسترش صادرات زیر بخش‌هایی مثل گل و گیاه و شیلات می‌تواند در ایجاد فرصت‌های شغلی جدید کمک کند.

۳- توسعه‌ی صادرات خدمات از جمله‌ی خدمات فنی و مهندسی که در گذشته کمتر به آن توجه شده است، می‌تواند نقش مؤثرتری در اقتصاد کشور و در راستای ارز آوری و افزایش اشتغال کشور داشته باشد.

فهرست منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تراز نامه سال‌های مختلف.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۹.
- برادران شرکاء، حمید رضا و سکینه صفری، "تأثیر رشد صادرات بر رشد بخشهای اقتصادی ایران ۱۳۳۸-۱۳۷۲"، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۶، بهار ۱۳۷۷، صص ۲-۲۹.
- توکلی، اکبر و فرزاد کریمی، "تأثیر رشد صادرات کالاها و خدمات بر رشد تولید ناخالص داخلی کشور ۱۳۳۸-۱۳۷۲"، پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، شماره ۱ (پیاپی ۷)، سال پنجم، ۱۳۷۶، صص ۸۴-۹۲.
- جلالی نائینی احمد رضا و محمد رضا مجتهدی، "صادرات و رشد اقتصادی"، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱، ۱۳۷۵، صص ۷-۳۵.
- خوشبخت، آمنه، بررسی ارتباط بلند مدت صادرات غیر نفتی و اشتغال در اقتصاد ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد، ۱۳۸۰.
- سلیمانی، کورش، اشتغال زایی توسعه صنایع کاربر و مقایسه آن با صنایع جانشین واردات: یک تحلیل نظری و تجربی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، ۱۳۷۳.
- عظیمی، رضا، بررسی عوامل مؤثر بر رشد بخشهای غیر نفتی با تأکید بر نقش تجارت خارجی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۷.
- متوسلی، محمود، "بررسی رابطه رشد صادرات و رشد اقتصادی بر اساس آزمون علی گرنجر"، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۲، پاییز ۱۳۷۸، صص ۱۵-۴۵.
- نظری، حمید، "تأثیر گسترش صادرات غیر نفتی بر تولیدات و اشتغال در ایران"، تازه‌های اقتصاد، شماره ۹۰، ۱۳۸۰، صص ۵۴-۶۱.
- وزارت امور اقتصادی و دارایی، آمارهای اقتصادی ۱۳۳۸-۱۳۷۴، معاونت امور اقتصادی، ۱۳۷۶.

Ahmad, Jaleel and Somchai Mahirun, "Unit Roots and Cointegration in Estimating Causality between Exports and Economic Growth: Empirical Evidence from the ASEAN Countries," *Economic Letters*, Vol. 49, 1995, pp. 329-334.

Enders, Walter, *Applied Econometrics Time Series*, 2nd ed., John Wiley and Sons, 2004.

Guzin, Erlat, "Measuring Impact of Trade Flows on Employment in the Turkish Manufacturing Industry," *Applied Economics*, Vol. 32, 2000, pp. 169-181.

Islam, Grobar, "Export - Linked Employment in South California," *Contemporary Economic Policy*, Vol. 17, 1999, pp. 97-109.

- Jaffee, Dwight M., "International Trade and California Employment: Some Statistical Test," University of California Berkeley CA, Working Paper, No. 98-259, 1998, pp.1-14.
- Johansen, Soren, and Katerina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, 1990, pp.169-209.
- Lego, Brian, Tesfa Gebremedhin and Brian Cushing, "A Multi-Sector Export Base Model of Long-Run Regional Economic Growth," Selected Paper Presented at the Northeastern Agricultural and Resource Economics Association's Annual, Research Paper, No. 9908, 1998, pp.1-16.
- Pereira, Alfered M. and Zhenhu Xu, "Export Growth and Domestic Performance," Review of Intenational Economics, Vol. 8, No.1, pp. 2000, 60-70.
- Pesaran, Mohammad H. and Bahram Pesaran, Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Camfit Data LTD, 1997.



Long-Run Relation Between Non-Oil Exports and Employment in the Iranian Economy

Mohammad Ali Falahi (Ph.D.) and Ameneh Khoshbakht (M.Sc.)*

Abstract:

Using Vector Error Correction Model (VECM), this paper examines the relationship between non-oil exports and employment during 1338-1379 period. Results of Granger causality test indicate that employment is Granger cause of non-oil exports, but non-oil exports is not Granger cause of employment. Estimation of long-run relation between non-oil exports, employment and GDP without oil shows no significant relation between non-oil exports and employment. But GDP without oil has a significant and positive impact on employment. In estimated error correction equation for employment, two variables of oil exports and export promotion strategy are significant. Results based on sectorial investigation confirm a long-run relationship between employment and exports only in Industrial and Mine Sectors. In addition, estimated adjustment coefficient in this sector has a value of 0.23 which in contrast to its value in the whole economy (0.03) shows much higher speed of adjustment toward long-run equilibrium.

Keywords: non-oil exports, employment, Granger causality, cointegration, error-correction model, Iran

* ph. D. student and assistant professor of economics respectively University of Mashhad (Email: falahi@ferdowsi.um.ac.ir)

پیوست

جدول ۱: آزمون علیت گرنجری میان اشتغال و صادرات غیرنفتی

```

LR Test of Block Granger Non-Causality in the VAR
*****
Based on 40 observations from 1340 to 1379. Order of VAR = 1
List of variables included in the unrestricted VAR:
DE      DXNO
Maximized value of log-likelihood = -550.9562
*****
List of variable(s) assumed to be "non-causal" under the null hypothesis:
DXNO
Maximized value of log-likelihood = -551.0029
*****
LR test of block non-causality, CHSQ( 1)= .093422[.760]
*****
The above statistic is for testing the null hypothesis that the coefficients
of the lagged values of:
DXNO
in the block of equations explaining the variable(s):
DE
are zero. The maximum order of the lag(s) is 1.

```

جدول ۲: آزمون علیت گرنجری میان صادرات غیر نفتی و اشتغال

```

LR Test of Block Granger Non-Causality in the VAR
*****
Based on 40 observations from 1340 to 1379. Order of VAR = 1
List of variables included in the unrestricted VAR:
DE      DXNO
Maximized value of log-likelihood = -550.9562
*****
List of variable(s) assumed to be "non-causal" under the null hypothesis:
DE
Maximized value of log-likelihood = -552.8513
*****
LR test of block non-causality, CHSQ( 1)= 3.7903[.052]
*****
The above statistic is for testing the null hypothesis that the coefficients
of the lagged values of:
DE
in the block of equations explaining the variable(s):
DXNO
are zero. The maximum order of the lag(s) is 1.
*****

```

جدول ۳: تعیین مرتبه بهینه الگوی خود بازگشت برداری (VAR)

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 34 observations from 1346 to 1379. Order of VAR = 8

List of variables included in the unrestricted VAR:

E GDPN XNO

List of deterministic and/or exogenous variables:

D2 DXOIL

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
8	-563.4089	-641.4089	-700.9370	-----	-----
7	-598.4317	-667.4317	-720.0911	CHSQ(9)= 70.0456[.000]	16.4813[.057]
6	-631.3624	-691.3624	-737.1532	CHSQ(18)= 135.9070[.000]	31.9781[.022]
5	-653.5723	-704.5723	-743.4945	CHSQ(27)= 180.3268[.000]	42.4298[.030]
4	-675.3959	-717.3959	-749.4495	CHSQ(36)= 223.9740[.000]	52.6998[.036]
3	-681.6840	-714.6840	-739.8690	CHSQ(45)= 236.5502[.000]	55.6589[.133]
2	-693.9755	-717.9755	-736.2918	CHSQ(54)= 261.1332[.000]	61.4431[.227]
1	-703.9649	-718.9649	-730.4126	CHSQ(63)= 281.1119[.000]	66.1440[.369]
0	-931.0846	-937.0846	-941.6637	CHSQ(72)= 735.3514[.000]	173.0239[.000]

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion



جدول F: تعیین تعداد بردارهای همگرایی بلند مدت بر اساس روش بوهانسن

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
 Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

 41 observations from 1339 to 1379. Order of VAR = 1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 E GDPN XNO Intercept
 List of I(0) variables included in the VAR:
 D2 DXOIL
 List of eigenvalues in descending order:
 .81367 .20369 .019377 .0000

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	68.8894	22.0400	19.8600
r <= 1	r = 2	9.3384	15.8700	13.8100
r <= 2	r = 3	.80226	9.1600	7.5300

 Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
 Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

 41 observations from 1339 to 1379. Order of VAR = 1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 E GDPN XNO Intercept
 List of I(0) variables included in the VAR:
 D2 DXOIL
 List of eigenvalues in descending order:
 .81367 .20369 .019377 .0000

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	79.0301	34.8700	31.9300
r <= 1	r >= 2	10.1406	20.1800	17.8800
r <= 2	r = 3	.80226	9.1600	7.5300

 Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
 Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

 41 observations from 1339 to 1379. Order of VAR = 1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 E GDPN XNO Intercept
 List of I(0) variables included in the VAR:
 D2 DXOIL
 List of eigenvalues in descending order:
 .81367 .20369 .019377 .0000

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-876.7779	-882.7779	-887.9186	-884.6499
r = 1	-842.3332	-854.3332	-864.6146	-858.0771
r = 2	-837.6640	-853.6640	-867.3726	-858.6559
r = 3	-837.2629	-855.2629	-870.6850	-860.8788

 AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion
 HQC = Hannan-Quinn Criterion

جدول ۵: نتایج برآورد رابطه همگرایی بلند مدت با اعمال محدودیت دقیقاً شناسا

```

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
    Converged after 2 iterations
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****
41 observations from 1339 to 1379. Order of VAR = 1, chosen r = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
E      XNO      GDPN      Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
D2      DXOIL
*****
List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:
a1=1
*****
      Vector 1
E      1.0000
      (*NONE*)

XNO      -1.12236
      (.79441)

GDPN      -1.0636
      (.55513)

Intercept      -7926.6
      (2836.2)
*****
LL subject to exactly identifying restrictions=-842.3332
*****

```

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۶: نتایج برآورد رابطه همگرایی بلند مدت با اعمال محدودیت فرا شناسا

ML estimates subject to over identifying restriction(s)
 Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
 Converged after 34 iterations
 Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

 41 observations from 1339 to 1379. Order of VAR = 1, chosen r = 1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 E XNO GDPN Intercept
 List of I(0) variables included in the VAR:
 D2 DXOIL

 List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:
 a1=1; a2=0

	Vector 1
E	1.0000 (*NONE*)
XNO	.0000 (*NONE*)
GDPN	-1.1318 (.42381)
Intercept	-8101.7 (2970.5)

 LR Test of Restrictions CHSQ(1)= .020326[.887]
 DF=Total no of restrictions(2) - no of just-identifying restrictions(1)
 LL subject to exactly identifying restrictions=-842.3332
 LL subject to over-identifying restrictions=-842.3434

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 رتال جامع علوم انسانی

جدول ۷: نتایج برآورد معادله تصحیح خطای اشتغال

ECM for variable E estimated by OLS based on cointegrating VAR(1)

Dependent variable is dE

41 observations used for estimation from 1339 to 1379

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio Prob
ecm1(-1)	-.030342	.0024435	-12.4174 .000
D2	178.3415	49.0932	3.6327 .001
DXOIL	.0084318	.0028161	2.9941 .005

List of additional temporary variables created:

dE = E-E(-1)

ecm1 = 1.0000*E + .0000*XNO -1.1318*GDPN -8101.7

R-Squared	.50902	R-Bar-Squared	.48318
S.E. of Regression	101.7637	F-stat. F(2, 38)	19.6981 .000
Mean of Dependent Variable	231.0976	S.D. of Dependent Variable	141.5542
Residual Sum of Squares	393522.3	Equation Log-likelihood	-246.1476
Akaike Info. Criterion	-249.1476	Schwarz Bayesian Criterion	-251.7179
DW-statistic	2.0524	System Log-likelihood	-842.3434

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version

* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= .037957|.846|*F(1, 37)= .034285|.854|

* B:Functional Form *CHSQ(1)= .27459|.600|*F(1, 37)= .24947|.620|

* C:Normality *CHSQ(2)= 4.1527|.125|* Not applicable

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .38751|.534|*F(1, 39)= .37213|.545|

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

جدول ۸: نتایج برآورد معادله تصحیح خطای صادرات غیر نفتی

ECM for variable XNO estimated by OLS based on cointegrating VAR(1)

 Dependent variable is dXNO
 41 observations used for estimation from 1339 to 1379

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
ecm1(-1)	-.0011399	.0083992	-.13572[.893]
D2	745.7570	168.7493	4.4193[.000]
DXOIL	.0034197	.0096799	.35327[.726]

 List of additional temporary variables created:
 dXNO = XNO-XNO(-1)
 ecm1 = 1.0000*E + .0000*XNO -1.1318*GDPN -8101.7

R-Squared	.34821	R-Bar-Squared	.31390
S.E. of Regression	349.7948	F-stat. F(2, 38)	10.1505[.000]
Mean of Dependent Variable	97.9098	S.D. of Dependent Variable	422.3001
Residual Sum of Squares	4649544	Equation Log-likelihood	-296.7700
Akaike Info. Criterion	-299.7700	Schwarz Bayesian Criterion	-302.3403
DW-statistic	2.1635	System Log-likelihood	-842.3434

Diagnostic Tests

 * Test Statistics * LM Version * F Version

* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= .29162[.589]*F(1, 37)= .26505[.610]
 * * *
 * B:Functional Form *CHSQ(1)= 4.2940[.038]*F(1, 37)= 4.3284[.044]
 * * *
 * C:Normality *CHSQ(2)= 205.1016[.000]* Not applicable
 * * *
 * D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .14832[.700]*F(1, 39)= .14160[.709]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
 B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
 C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
 D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

جدول ۹: نتایج برآورد رابطه همگرایی بلند مدت در بخش صنعت و معدن

```

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
  Converged after 2 iterations
  Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****
38 observations from 1341 to 1378. Order of VAR = 1, chosen r = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
EI      XI      VAI      Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
D2      DXQJL
*****
List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:
a1=1
*****
      Vector 1
EI      1.0000
      (*NONE*)

XI      -.88041
      (.096066)

VAI     -.62985
      (.062565)

Intercept -1388.0
      (103.6609)

*****
LL subject to exactly identifying restrictions=-729.2854
*****

```

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

جدول ۱۰: نتایج برآورد معادله تصحیح خطای اشتغال بخش صنعت و معدن

ECM for variable EI estimated by OLS based on cointegrating VAR(1)

```

*****
Dependent variable is dEI
38 observations used for estimation from 1341 to 1378
*****
Regressor      Coefficient    Standard Error    T-Ratio[Prob]
ecm1(-1)      -.23433        .11560            -2.0271[.050]
D2             151.4837      76.8271          1.9717[.057]
DXOIL         .0077591      .0042804          1.8127[.078]
*****
List of additional temporary variables created:
dEI = EI-EI(-1)
ecmI = 1.0000*EI -.88041*XI -.62985*VAI -1388.0
*****
R-Squared      .20391          R-Bar-Squared    .15842
S.E. of Regression  151.9771      F-stat. F( 2, 35) 4.4825[.018]
Mean of Dependent Variable  77.1316      S.D. of Dependent Variable  165.6651
Residual Sum of Squares  808396.8      Equation Log-likelihood -243.2589
Akaike Info. Criterion  -246.2589     Schwarz Bayesian Criterion -248.7153
DW-statistic   2.3064        System Log-likelihood -729.2854
*****

```

Diagnostic Tests

```

*****
* Test Statistics *   LM Version *   F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 1)= 1.2479[.264]*F( 1, 34)= 1.1545[.290]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 1.5479[.213]*F( 1, 34)= 1.4438[.238]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 12.4939[.002]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 3.2075[.073]*F( 1, 36)= 3.3188[.077]
*****

```

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

جدول ۱۱: نتایج برآورد رابطه همگرایی بلند مدت در بخش کشاورزی

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
 Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
 Converged after 2 iterations

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

38 observations from 1341 to 1378. Order of VAR = 1, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

EA XA VAA Intercept

List of I(0) variables included in the VAR:

D2 DXOIL

List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:

a1=1

	Vector 1
EA	1.0000 (*NONE*)
XA	-4.7706 (11.7129)
VAA	2.2095 (5.5587)
Intercept	-3602.7 (1333.1)

I.L. subject to exactly identifying restrictions=-717.1923

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 رتال جامع علوم انسانی