تاثیر ارزش‌افزوده و صادرات بخش شیلات بر متغیرهای اقتصادی بخش کشاورزی در ایران

سحر اسکندری*[۱]، سید یعقوب زراعت کیش [۱]

۱- گروه علوم اقتصادکشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، صندوق پستی: ۷۷۵-۱۴۵۱۵

تاریخ دریافت: ۲۸ اردیبهشت ۱۳۹۵ تاریخ پذیرش: ۲۰ شهریور ۱۳۹۵

چکیده

بخش شیلات منبع مهم اشتغال، درآمد و تغذیه برای بسیاری از مردم در سواحل شمالی و جنوبی کشور به شمار می‌رود و نقش به‌سزایی در پیش‌برد اهداف اقتصادی بخش کشاورزی و کشور دارد. لذا در این مطالعه به بررسی تاثیر ارزش‌افزوده و صادرات شیلاتی بر متغیرهای مهم اقتصادی بخش کشاورزی در ایران پرداخته می‌شود. در این تحقیق از داده‌های سری زمانی در طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۸ استفاده شده است. همچنین در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر نوسانات متغیرها بر یکدیگر و ارتباط بین متغیرها از روش الگوی خودتوضیح‌برداری (VAR)، آزمون‌های ایستایی، واکنش آنی و الگوی تجزیه واریانس استفاده شده است. به منظور بررسی VAR پایایی متغیرهای الگو از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است که بر اساس نتایج به دست‌آمده تمامی متغیرها در سطح پایا بوده و نیازی به تفاضل گیری ندارد. نتایج نشان می‌دهد که اثر شوک وارده برمتغیر رشد ارزش صادرات شیلاتی برمتغیر رشد ارزش‌افزوده کشاورزی نوسانات معنادار را نشان می‌دهد اثر شوک وارده بر متغیر رشد ارزش افزوده شیلاتی بر متغیر رشد ارزش‌افزوده کشاورزی در تمام دوره‌ها همراه با روندی مثبت بوده و اثر این شوک بر روی متغیر رشد ارزش صادرات کشاورزی روندی منفی داشته است.

کلمات کلیدی: الگوی خودتوضیح‌برداری، تابع واکنش آنی، تجزیه واریانس، ایستایی متغیرها.

* عهده‌دار مکاتبات (✉).sahareskandari69@yahoo.com

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

مقدمه

یکی از اساسی‌ترین بخش‌های اقتصادی بخش کشاورزی است که نقش استراتژیکی در تأمین غذا، امنیت غذایی، توسعه اقتصادی و اشتغال دارد. یکی از حوزه‌های مهم بخش کشاورزی در کشور زیر بخش شیلات است (نو فرستی، ۱۳۷۸). صیادی در منابع آبی جنوب کشور اهمیت زیادی برای مردم این مناطق دارد. حرفه صیادی فرصت‌های اشتغال و درآمدی متنوعی را برای اهالی منطقه ایجاد نموده است. همچنین نقش مهمی در تأمین پروتئین تغذیه بسیاری از خانوارها در مناطق روستایی و مراکز شهری ایجاد می‌نماید.

اهمیت فعالیت‌های شیلات صرف نظر از تأمین بخشی از مواد پروتئین منبعی برای اشتغال، از ابعاد دیگری نظیر تأمین ارز و اهرمی برای توسعه و عمران مناطق ساحلی نیز مورد توجه است (Sinclai, 1983). شیلات ایران با فراهم نمودن شرایط جهت توجیه اقتصادی طرح‌های شیلاتی بهره‌برداری از آبزیان موجب جذب و رشد سرمایه گذاری در فعالیت‌های مذبور گردیده، به طوری‌که سالیانه رشد سرمایه گذاری خصوصی بانکی، در زمینه آبزیان در برنامه‌های توسعه چهارم و پنجم رشد چشم گیری نشان می‌دهد. هر چند در سال‌های اخیر ارزش غذایی آبزیان برای مصرف انسانی بیش‌تر نمایان شده و کشورهای توسعه یافته در دو دهه اخیر تلاش بسیاری برای افزایش سرانه مصرف آبزیان بکار گرفته‌اند ولی در ایران کماکان روند مصرف انسانی آبزیان کم‌تر از نصف متوسط جهانی است و روند افزایش مصرف به کندی در حال افزایش است (حاجیانی، ۱۳۷۵). کشور ما پتانسیل‌ها و فرصت‌های زیادی برای توسعه آبزی‌پروری با هدف تولید و تنوع غذایی، بهبود امنیت غذایی در کشور، صادرات غیر نفتی و ارزآوری و از همه مهم‌تر ایجاد اشتغال از نوع مولد به صورت مستقیم و غیرمستقیم دارد. همراه با رشد سریع تولید غذا در دنیا، آبزی-پروری مدرن نیز در حال رشد است. این رشد همراه با تغییر جهت از پرداختن صرف بر توسعه فن‌آوری تولید به تأکید بر پایداری اقتصاد و زیست‌محیطی فعالیت‌های آبزی‌پروری می‌باشد (Graham, 1935). آبزی‌پروری همانند کلیه نظام‌های پرورش درخشکی، با چالش های بسیاری نظیر رقا بت فزاینده بر سر منابع محدود از قبیل آب، زمین منابع غذایی، تخریب زیست‌محیطی ذخایر، فقدان پشتیبانی‌های سازمانی حقوقی و اخیراً تبلیغات زیان‌بار ناشی از موارد نسبتاً محدود تخریب زیست‌محیطی هرج و مرج اجتماعی متأثر از برخی فعالیت‌های خاص آبزی‌پروری روبه روست (Wang and Wang, 2005).

با توجه به سهم عمده بخش شیلات و آبزی‌پروری در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، بررسی رابطه میان تولیدات شیلاتی متغیرهای اقتصادی در بخش کشاورزی از دیدگاه تحلیل مسائل اقتصاد کلان و سیاست گذاری اقتصادی اهمیت زیادی دارد (Food and Agriculture Organization, 2007). بنابراین شناخت درست و دقیق این رابطه که متضمن همه متغیرهای اساسی و تاثیرگذار می باشد، زمینه لازم جهت به‌کارگیری موفقیت‌آمیز سیاست‌های اقتصادی را فراهم می‌کند.

در ارتباط با متغیرهای شیلاتی و کشاورزی پژوهش‌های زیادی انجام نشده است.

Giuliodori (۲۰۰۵) در پژوهشی به بررسی رابطه بین تولید شیلات و رشد اقتصادی با توجه به مفهوم توسعه اقتصادی پایدار در نیجریه پرداختند. در این

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

مطالعه از داده‌های سری زمانی در شاخص تولید شیلات و تولید ناخالص واقعی داخلی (۲۰۱۱-۱۹۷۰) استفاده شد. در تجزیه وتحلیل داده‌ها از آزمون دیکی فولرتعمیم یافته (ADF) وگرنجر و اتورگرسیون برداری VAR استفاده شد. نتیجه علیت گرنجر نشان داد که تولید شیلات در رشد اقتصادی، در دوره مورد مطالعه معنی‌دار نبوده و باعث از دست دادن درآمد ارز خارجی قابل توجهی به دلیل حجم بالایی از واردات ماهی به پل شکاف عرضه و تقاضا نسبت داده شد.

Oyinbo و Zibah (۲۰۱۳) وابستگی متقابل سیاست پولیUS و شاخص قیمت S&P را با استفاده از الگوی ساختاری VAR بررسی کردند. هدف این تحقیق بررسی مسئله همزمان بودن رابطه بین تکانه‌های پول و تکانه‌های قیمت سهام، با استفاده از هر دو قید کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. نتایج این مطالعه تجربی، بیانگر اهمیتی است که سیاست‌گذاری پولی بر بازار سهام دارد. تکانه‌های سیاست پولی و تکانه‌های بازار سهام، مهم‌ترین متغیرهای توضیح دهنده تغییرات قیمت سهام و نرخ وجوه فدرال هستند. تکانه سیاست پولی نیز، موجب کاهش حدوداً دو درصدی قیمت‌های سهام می‌شود.

Yao (۱۹۹۶) از مدل خودتوضیح‌برداری VAR به منظور بررسی ارتباط بین بخش‌های کشاورزی و صنعت در چین استفاده کرد. نتایج نشان داد که حمایت از تولیدات مزرعه بعد از اصلاح اقتصادی، رشد کشاورزی و کارایی صنعت را افزایش ارتباط بین بخش کشاورزی و غیر کشاورزی را نشان VAR داده است. هرچند مدل داد، اما این مدل نتوانست سهم رشد سرمایه را در این بخش‌ها نشان دهد.

Humpe و Macmillan (۲۰۰۶) اثر متغیرهای کلان اقتصادی را بر جابه‌جایی‌های بلندمدت در بازار سهام نشان داده‌اند. آن‌ها برای رسیدن به این هدف با ارائه یک تحلیل هم تجمعی به توضیح عوامل مؤثر بر جابه‌جایی‌های بلندمدت بین بازار سهام ایالات‌متحده و ژاپن برای دوره ۱۹۶۰:۱ تا ۲۰۰۴:۵ پرداختند. نتایج یک رابطه مثبت بین تولیدات صنعتی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ بهره کوتاه‌مدت با بازار سهام و یک رابطه منفی بین نرخ بهره بلندمدت و بازار سهام را نشان می‌دهد.

Li و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان تأثیر سیاست‌های پولی بر روی قیمت به بررسی کوتاه‌مدت تأثیر (VAR) سهام، با استفاده از مدل خود همبستگی برداری سیاست‌های پولی بر روی قیمت سهام پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از این بود که سیاست‌های پولی انبساطی اثر مثبت و معناداری بر روی قیمت سهام آمریکا و کانادا دارد.

خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱) در مقاله خود عوامل مؤثر بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی را ۱۳۴۱ با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و تکنیک‌های همگرایی بررسی نموده‌اند. نتایج طی دوره (۷۸- ۴۱) تجربی تحقیق نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی کشور ظرفیت تولیدی، قیمت‌های نسبی صادرات و مصرف داخلی (تقاضای داخلی) بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی تأثیر معنی‌دار دارند. درحالی‌که اثر نرخ ارز مؤثر صادراتی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی معنی‌دار نیست که این خود دلیلی بر نامناسب بودن سیاست‌های ارزی دولت در زمینه صادرات محصولات کشاورزی در دوره مورد مطالعه بوده است.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

نجفی (۱۳۸۲) در مطالعه‌ای با عنوان "نقش رشد کشاورزی در رشد اقتصاد ایران" به بررسی نقش کشاورزی در رشد اقتصاد ایران و شناخت روابط میان بخشی پرداخته است. در این بررسی از یک الگوی سه بخشی شبیه‌سازی شده‌ی رشد اقتصاد ایران به منظور تعیین ضرایب تکاثر رشد اقتصاد ناشی از شوک درآمدی به بخش‌های مختلف استفاده شده است. نتایج نشان داده است که سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی علاوه بر توسعه این بخش نسبت به بخش‌های دیگر اقتصاد، اثرات غیرمستقیم بیش‌تری بر بخش غیر کشاورزی دارد.

حجازی و رضایی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر میزان استفاده کارشناسان ترویج کشاورزی از فناوری‌های اطلاعاتی و ارتباطاتی پرداختند. نتایج نشان داده که کارشناسان ترویج کشاورزی در مقایسه با سایر کارشناسان از سایر فناوری‌های اطلاعاتی و ارتباطاتی استفاده بیش‌تری به عمل می‌آورند؛ بنابراین همان‌طور که از نتایج مطالعات بر می‌آید بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم اقتصادی با سایر بخش‌های اقتصادی دارای ارتباطی متقابل است. لذا با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد کشور و ارتباط آن با سایر بخش ها، این مقاله به دنبال بررسی ارتباط میان متغیرهای رشد بخش کشاورزی با رشد متغیرهای بخش شیلات در ایران است که برای این منظور از الگوی خودتوضیح‌برداری استفاده شده است.

روش تحقیق

آزمون ایستایی

اولین گام در الگوی خودتوضیح‌برداری تعیین پایایی متغیرها می‌باشد، به این‌ترتیب که متغیرهای وارده در الگو حتماً باید پایا باشند در این صورت نمی‌توان از الگوی خودتوضیح‌برداری استفاده نمود VanAarle و همکاران (۲۰۰۳) به منظور بررسی پایایی متغیرهای الگو از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است که بر اساس نتایج به دست‌آمده تمامی متغیرها در سطح ایستا بوده و نتایج این آزمون در جدول (۱) آورده شده است. ضمنا نتایج به دست‌آمده از آزمون فیلیپس برون با آزمون دیکی فولرتعمیم یافته مطابقت دارد. پس از تعیین پایایی متغیرها گام اصلی بعدی تعیین تعداد وقفه های بهینه الگو است. برای تعیین وقفه بهینه در مدل از معیارآکائیک (AIC) استفاده می‌شود. به این‌ترتیب که تعداد وقفه‌ای که مقدار آکائیک را حداقل نماید، طول وقفه بهینه می‌باشد. بر اساس نتایج به دست‌آمده که در جدول (۲) نیز برآورد شده است تعداد وقفه ۳ به عنوان طول وقفه بهینه در نظرگرفته خواهد شد.

جدول ۱: نتایج آزمون پایایی متغیرها

نام متغیر	توضیحات	درجه ایستایی	سطح معنی‌داری
رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی(ADG)	ثابت	I(0)	۰/۰۵
رشد صادرات بخش کشاورزی(AEG)	ثابت	I(0)	۰/۰۵
رشد ارزش‌افزوده بخش شیلات(FDG)	ثابت	I(0)	۰/۰۵
رشد صادرات بخش شیلات(FEG)	ثابت	I(0)	۰/۰۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

جدول ۲: نتایج برآورد آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه

طول وقفه	AIC
۰	۶۲/۳۳
۱	۶۳/۴۷
۲	۶۳/۰۶
۳	۶۱/۲۲

الگو VAR مورد استفاده به صورت $Y_t=V+A.Y_{t-1}$ است که در این الگو ماتریس V مبین عرض از مبدا معادلات، ماتریس A نیز ضرایب مربوط به هر معادله را نشان می‌دهد و سطر اول ماتریس مذکور ضرایب مربوط به معادله اول است. همان‌طور که در ماتریس فوق ارائه شده است (Schaefer, 1954). ارتباط مثبتی میان بخش کشاورزی با رشد سایر بخش های ملحوظ در الگو به استثناء متغیر رشد ارزش افزوده بخش شیلات وجود دارد. به این ترتیب که رشد هر یک از متغیرها در مدل در نهایت منجر به رشد بخش کشاورزی می‌گردد. همچنین متغیر رشد ارزش صادرات بخش شیلات از بین دیگر متغیر شیلاتی بیش ترین تاثیر را در رشد بخش کشاورزی بازی می‌کند، به علاوه همان‌طور که اشاره شد میان متغیر رشد ارزش افزوده بخش شیلات با رشد بخش کشاورزی یک ارتباط منفی وجود دارد به این معنی که رشد ارزش‌افزوده بخش شیلات به رشد منفی بخش کشاورزی خواهد شد شاید علت این مسئله را نیز بتوان به این صورت بیان نمود که کاهش سهم آب‌های داخلی اعم از جنوب شمال طبق برنامه تحقق نیافته است که این امر می‌تواند هم بیانگر نقطه ضعف در برنامه ریزی درست با توجه به شناخت استعدادها و امکانات بالقوه این فعالیت بوده و هم می‌تواند نشان‌دهنده ضعف عملکرد دستگاه در دستیابی به هدف‌ها باشد.

$$\begin{bmatrix} ADG(-3) \\ AEG(-3) \\ FDG(-3) \\ FEG(-3) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2.08 \\ 1.24 \\ 3.95 \\ 6.24 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -.07 & -4.53 & -.009 \\ -.004 & .03 & 8.36 \\ 7.96 & -7.21 & 0.11 \\ -.02 & -1.12 & 7.14 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.11 \\ -0.02 \\ 12.38 \\ 0.13 \end{bmatrix}$$

مأخذ: یافته های تحقیق

این الگو از رایج‌ترین الگوهای سری زمانی است که در تحقیقات متعددی مورد استفاده قرارگرفته است. به‌عنوان مثال یوآ، هاپ و مک کلین، لاچال وماک وبسلر، به منظور مطالعات میان‌بخشی خود از الگوی خودتوضیح‌برداری بهره جسته‌اند؛ بنابراین الگویی که در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد الگوی خودتوضیح‌برداری است. VAR الگویی است که در آن هر متغیر بر روی مقادیر با وقفه ی خودش و مقادیر با وقفه‌ی متغیرهای موجود در مدل رگرس می‌شود. وجود متغیرهای با وقفه متعدد در مدل و وجود بردار، این مدل به نام مدل خودتوضیح‌برداری معروف است. فرآیند خودرگرسیونی‌برداری از مرتبه P, VAR(P)به شکل زیر تعریف می‌گردد.

$$Y_t = c+A_1y_{t-1}+A_2y_{t-2}+\ldots+A_py_{t-p}+e_t$$

که در رابطه بالا Y_t یک بردار ستونی از k متغیر،c مقدار ثابت،Ai برای i=1,…p ماتریس‌های K*K ضرایب الگو هستند و e_t نیز یک فرآیند نوفه‌ی سفید است با جزئیات زیر:

$$\begin{cases} E(e_t)=0 \\ s=t \\ E(e_t,e_s) = \Omega \end{cases}$$

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

به منظور پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می‌توان رابطه فوق را درغالب الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) به صورت زیر درآورد:

$$Yt=\beta_1\Delta y_{t-1}+\beta_2\Delta_{yt-2}+\ldots+\beta_{p-1}\Delta y_{t-p-1}+\prod y_{t-p}+U_t\Delta$$
$$\beta i=-(I-A_1-A_2-\ldots A_i)\ i=1,\ldots.p-1$$
$$\prod=-(I-A_1-A_2-\ldots A_P)$$

ماتریس $\prod$ حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\prod=\alpha*\beta$ است که در آن α ضرایب تعدیل، عدم تعادل و نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است و β نیز ماتریس ضرایب تعادلی بلندمدت است. به عبارت کلی این الگو از جمله الگوهای چند معادله‌ای محسوب می‌شودکه در مقایسه با الگویی همچون الگوی معادلات همزمان دارای مزایایی است.

توابع واکنش آنی یا ضربه‌ای

جهت بررسی پویایی رفتار در این الگو از دو معیار تابع واکنش آنی یا ضربه‌ای (IRF) تجزیه واریانس (VD) استفاده می‌شود. در اولی واکنش متغیرهای درون‌زا را می‌توان با استفاده از ایجاد تکانه در متغیرهای درون‌زا بررسی کرد در این حالت می‌توان تاثیر تکانه‌ها را به صورت زمان‌بندی شده مورد ارزیابی قرار داد و مدت زمان تاثیر تکانه و حداکثر تاثیر تکانه را پس از وقوع تکانه مشخص نمود. در دومی سهم و یا درصد مشارکت تکانه‌های حاصل از متغیرهای مذکور را در واریانس خطای پیش‌بینی متغیرها بررسی می‌شود. به عبارتی از این معیار جهت تعیین سهم هر متغیر سیستم در تعیین تغییرات سایر تکانه‌ها به کار برده می‌شود. بدین ترتیب سیاست‌گذاران می‌توانند تاثیر تکانه‌ها برده می‌شود. بدین ترتیب سیاست‌گذاران می‌توانند تاثیر تکانه‌ها را بر سیستم اقتصادی شناسایی نموده و از آن جهت سیاست‌گذاری استفاده نمایند. لذا جهت الگوسازی در این مدل مطالعه ابتدا به معرفی مدل و متغیرها پرداخته می‌شود:

AG=(AEG, ADG, FEG, FDG)

AG مبین رشد بخش کشاورزی, AEG رشد صادرات بخش کشاورزی, ADG رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی , FEG رشد صادرات بخش شیلات و FDG رشد ارزش‌افزوده بخش شیلات است. اطلاعات هریک از متغیرها از ترازنامه بانک مرکزی، سازمان شیلات ایران و جهادکشاورزی به صورت سالیانه برای دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۲ تهیه شده است، نرم‌افزار مورد استفاده در این مطالعه نیز EVIEWS8 می باشد.

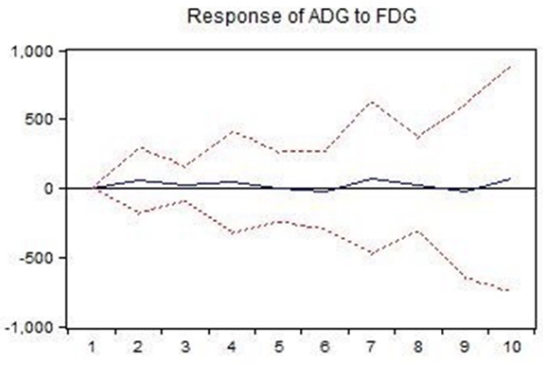
توابع عکس‌العمل همانند تجزیه و تحلیل خطای پیش‌بینی، یک نمایش متحرک از الگوی VAR یا VECM است. IRF رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام تکانه واحد بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد. این تکانه‌ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند، لذا به آن‌ها ضربه واحد می‌گویند. مبدا مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ مقادیر مربوط به وضعیت پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) است. نمودارهای ذیل اثر تکانه‌های وارده بر متغیرهای الگو را بر متغیرهای رشد بخش کشاورزی نشان می‌دهد.

نتایج

شکل ۱ اثر شوک وارده بر رشد ارزش افزوده بخش شیلاتی را بر متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی نشان می‌دهد. به طوری‌که اگر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی به اندازه یک انحراف معیار

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

تغییرکند در تمام دوره اثری مثبت خواهد داشت. با توجه به این که شیلات ایران طبق قانون حفاظت و بهره‌برداری از منابع آبزی و اهداف سیاست‌های پیش‌بینی شده در قانون برنامه پنج ساله و پنجم و عطف توجه به رویکرد حاکمیتی بودن وظایف سازمان اجتناب از پیش‌بینی وظایف سازمان با ماهیت وظایف تصویرگری، مکلف به اجرای آن است، اقدامات متعددی در زمینه آبزی‌پروری، افزایش سهم آبزیان درسبدکالای خانوار، توسعه صنایع شیلات، بهبود سطح زندگی صیادان و آبزی‌پروران، ایجاد زیربناهای صید و صیادی و آبزی‌پروری از قبیل ساخت نگهداری بنا در صیادی و ایجاد سایت‌های پرورش ماهی و میگو توسط بخش خصوصی و تحقیقات علمی و آموزش و پرورش پیرامون آبزیان و صید آن‌ها انجام داده تا بتوان به میزان بهره‌برداری پایدار از ذخایر موجود و همچنین متناسب با توسعه آبزی‌پروری و صیادی اقدام به ایجاد اشتغال پایدار و ارزش‌افزوده در سطح کشور گردد.



شکل ۱: تاثیر شوک رشد ارزش افزوده بخش شیلات بر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی

لذا تولید آبزیان و توسعه فرآورده‌های شیلاتی در طول برنامه‌های توسعه اقتصادی اجتماعی فرهنگی کشور، به استناد آمارنامه رسمی شیلات، دارای یک سیر صعودی بوده و باید توجه داشت که افزایش تولید، نیازمند ایجاد زیرساخت‌های لازم در این خصوص بوده که هرکدام دارای گستره‌ی وسیعی می‌باشد. رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران در دوره‌های مزبور بالاتر از متوسط جهانی آن بوده و روند آن نیز معکوس است.

تجزیه واریانس

در این قسمت با استفاده از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر را نسبت به شوک-های برون‌زای وارد شده بر متغیرهای سیستم مشخص گردد (Gordon, 1954) . در این مطالعه نتیجه مربوط به تجزیه واریانس در جداولی آورده شده است. جدول ۳ تجزیه واریانس مربوط به متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی (AEG) در دوره‌ی اول ۴۷/۹۸ درصد از تغییرات ایجاد شده توسط خود آن ناشی می‌گردد. و همچنین از میان متغیرهای توضیحی الگو درکوتاه مدت (وقفه دو ساله) هم‌چنان متغیر رشد ارزش صادرات کشاورزی بیش‌ترین سهم را در توضیح تغییرات متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی دارا است. به نحوی‌که با گذشت دو سال، این متغیر ۹۴/۵۵ درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی را توضیح می‌دهد. پس از آن متغیرهای رشد ارزش‌افزوده کشاورزی و رشد ارزش صادرات شیلاتی به ترتیب ۲/۷۰ درصد و۱/۹۴ درصد و رشد ارزش‌افزوده بخش شیلات کم‌تر از یک درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی را توضیح می‌دهند.

در این میان مدت (با وقفه چهار ساله) بلندمدت نیز متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی بالاترین

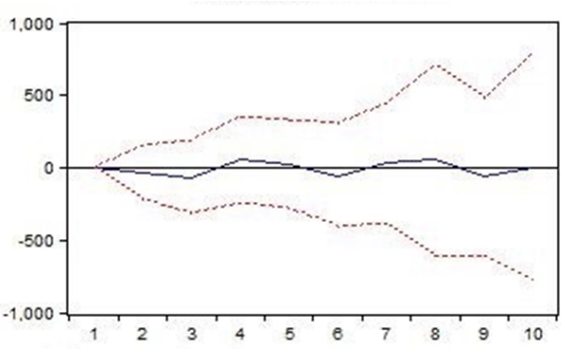
[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

سهم را در توضیح تغییرات متغیر رشد ارزش صادرات کشاورزی به خود اختصاص می‌دهد. به نحوی‌که پس از یک دوره ۴ ساله، متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی ۹۴/ ۹۴ درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی را توضیح می‌دهد. پس از آن متغیرهای رشد ارزش‌افزوده کشاورزی، رشد ارزش صادرات شیلاتی، به ترتیب ۲/۰۶ درصد ۲/۱۵ درصد ازتغییرات متغیررشد ارزش صادرات کشاورزی (AEG) را توضیح می‌دهند. در بلندمدت نیز به ترتیب متغیرهای رشد ارزش صادرات کشاورزی، رشد ارزش‌افزوده شیلاتی، رشد ارزش‌افزوده کشاورزی به ترتیب ۹۴/۸۵ درصد،۲/۳۱ درصد و ۱/۸۳ درصد در توضیح تغییرات متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی مؤثر می‌باشند. همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود تجزیه واریانس مربوط به متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (ADG) در دوره‌ی اول تمام تغییرات ایجاد شده در رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی از خود این متغیر ناشی می‌گردد.

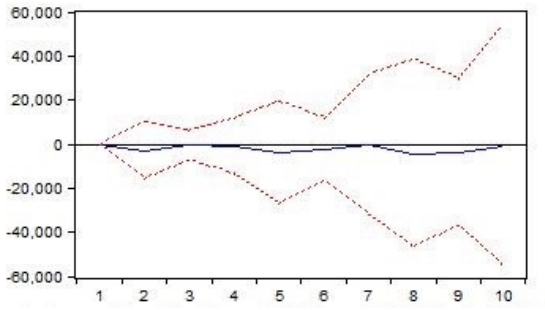
از میان متغیرهای توضیحی الگو درکوتاه‌مدت (وقفه دو ساله) نیز متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی هم‌چنان بیش‌ترین سهم را درتوضیح تغییرات متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی دارا است. به نحوی‌که باگذشت دو سال، این متغیر ۹۴/۷۹ درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را توضیح می‌دهد. پس از آن متغیر رشد ارزش صادرات بخش شیلاتی به اندازه ۲/۸۹ درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را پس از گذشت دو سال توضیح می‌دهند. در این میان مدت (با وقفه چهار ساله) و بلندمدت نیز متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بالاترین سهم را در توضیح تغییرات متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به خود اختصاص می‌دهد. به‌نحوی‌که پس از یک دوره ۴ ساله متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ۶۶/۴۴ درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی را توضیح می‌دهد. پس‌از آن متغیرهای رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی به اندازه ۲۹/۹۶ درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (ADG) را توضیح می‌دهند. همان‌طور که در شکل ۲ از توابع واکنش آنی قابل مشاهده است اثر شوک وارده (تکانه) بر متغیر رشد ارزش صادرات شیلاتی (FXG) بر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (ADG) نشان می‌دهد. به‌طوری‌که اگر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی به اندازه یک انحراف معیار تغییرکند اثری با نوساناتی مثبت و منفی خواهد داشت. به نحوی‌که در فاصله بین دوره سوم تا اواسط دوره پنجم مثبت و مجددا از اوایل دوره ششم به بعد واکنش مثبت بوده است. اثر شوک مزبور در بلندمدت از بین خواهد رفت. با توجه به این‌که سهم تولید آبزیان در کشور در طی این دوره تنها ۱۳ درصد از کل تولیدات است و از نظر ارزش‌افزوده نیز تنها ۲ درصد از کل تولیدات کشاورزی است که نشانگر کم توجهی به این زیر بخش است. نمودار شکل ۳ مبین آن است که شوک وارده برمتغیر رشد ارزش‌افزوده بخش شیلاتی دارای نوسانات کاهشی بوده و برخلاف نمودار قبل روندی منفی داشته وتا انتهای دوره که این تاثیر از بین می رود. این کاهش ناشی از آن است که در برنامه‌ی اول توسعه ارقام عملکرد تولید نشان می‌دهد که سهم آب‌های داخلی اعم از جنوب و شمال طبق برنامه تحقق نیافته است؛ که این امر می‌تواند هم بیانگر نقطه ضعف در برنامه‌ریزی درست با توجه به شناخت استعدادها و

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

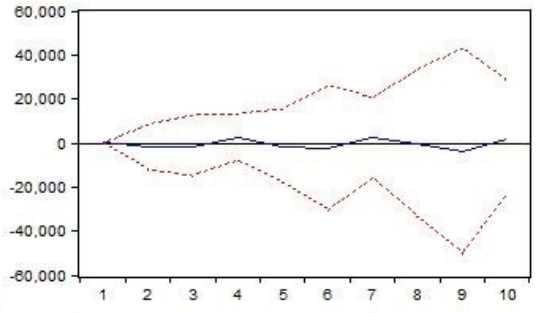
امکانات بالقوه این فعالیت بوده و هم می‌تواند نشان دهنده ضعف عملکرد در دستیابی به هدف‌ها باشد. در مجموع برنامه دوم توسعه برای بخش شیلات چندان موفقیت‌آمیز نبود زیرا به اهداف دست نیافته است. البته ممکن است ضعف، ریشه‌دارتر از این مسئله باشد وآن این‌که اصولا برنامه‌ریزی درستی برای این بخش با توجه به امکانات صورت نگرفته است به بیان دیگر، ممکن است یک برنامه بلند پروازانه‌ای برای این بخش تهیه شده که با امکانات بالقوه بخش هم‌خوانی نداشته است. همان‌طور که در شکل ۴ نیز مشخص است اثر شوک وارده بر رشد ارزش صادرات بخش شیلاتی بر متغیر رشد ارزش صادرات کشاورزی را نشان می‌دهد. به‌طوری‌که اگر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به اندازه یک انحراف معیارتغییرکند اثری با نوساناتی مثبت و منفی خواهد داشت. این نمودار همانند نمودار قبل است با این تفاوت که با نوسانات کم‌تری روندی مثبت را طی کرده و سپس در بلندمدت با روند یک نواختی رو به رو بوده است.



شکل ۲: تاثیر شوک رشد ارزش صادرات بخش شیلات بر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی



شکل ۳: تاثیر شوک رشد ارزش افزوده بخش شیلات بر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی



شکل ۴: تاثیر شوک رشد ارزش صادرات بخش شیلات بر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی

جدول ۳: تجزیه و تحلیل قدرت نسبی متغیرهای الگو در تغییرات متغیر رشد ارزش صادرات بخش کشاورزی (AEG)

دوره	FEG	FDG	ADG	AEG
۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۵۲	۹۸/۴۷
۲	۱/۹۴	۰/۷۸	۲/۷	۹۴/۵۵
۳	۲/۲۹	۰/۸۰	۲/۳۸	۹۴/۵۰
۴	۲/۱۵	۰/۸۴	۲/۰۶	۹۴/۹۴
۵	۲/۲۳	۰/۹۶	۲/۰۸	۹۴/۷۱
۶	۲/۳۰	۰/۸۹	۱/۹۳	۹۴/۸۷
۷	۲/۳۲	۰/۹۸	۱/۹۲	۹۴/۷۶
۸	۲/۲۶	۰/۹۶	۱/۸۶	۹۴/۸۹
۹	۲/۳۱	۰/۹۷	۱/۸۴	۹۴/۸۶
۱۰	۲/۳۱	۰/۹۹	۱/۸۳	۹۴/۸۵

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

جدول ۴: تجزیه و تحلیل قدرت نسبی متغیرهای الگو در تغییرات متغیر رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (ADG)

دوره	FEG	FDG	ADG	AEG
۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۱۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۸۹	۰/۵۴	۹۴/۷۹	۱/۷۶
۳	۳/۰۹	۰/۶۰	۷۷/۶۰	۱۸/۶۹
۴	۲/۸۶	۰/۷۲	۶۶/۴۴	۲۹/۹۶
۵	۲/۸۷	۰/۸۶	۶۷/۷۴	۳۱/۵۱
۶	۲/۹۱	۰/۷۹	۵۸/۹۰	۳۷/۳۹
۷	۲/۹۳	۰/۹۰	۵۸/۵۶	۳۷/۵۹
۸	۲/۸۴	۰/۸۷	۵۶/۳۸	۳۹/۸۹
۹	۲/۸۹	۰/۸۹	۵۵/۳۸	۴۰/۸۵
۱۰	۲/۸۸	۰/۹۹	۵۵/۳۵	۴۱/۰۵

مأخذ :یافته‌های تحقیق

بحث

نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد در توضیح تغییرات، رشد ارزش صادرات شیلاتی در بلند مدت بر روی متغیر رشد ارزش صادرات کشاورزی بیش‌تر از بقیه متغیرها بوده به نحوی‌که این متغیر ۹۲/۹۶ درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش صادرات بخش شیلات را نشان می‌دهد. و رشد ارزش صادرات شیلاتی تاثیرکمی به اندازه ۴/۲ درصد بر روی رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. همچنین در توضیح تغییرات، متغیر رشد ارزش‌افزوده شیلاتی در بلندمدت نیز بر روی متغیر رشد ارزش صادرات کشاورزی بیش‌تر از بقیه بوده به نحوی‌که این ۹۴/۸۲ درصد از تغییرات متغیر رشد ارزش‌افزوده شیلاتی را نشان می‌دهد. و متغیر رشد ارزش‌افزوده کشاورزی به اندازه ۲/۵۲ درصد و متغیر رشد ارزش صادرات شیلاتی کم‌تر از یک درصد این تغییرات را توضیح می‌دهد. در مورد اثرگذاری سایر متغیرها بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی مطالعات متعددی مشابه این تحقیق صورت پذیرفته از جمله، فارسی علی‌آبادی و همکاران (۱۳۹۴) از آزمون هم‌گرایی یوهانسون برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها و از مدل تصحیح خطای برداری برای بررسی پویایی کوتاه‌مدت متغیرها استفاده شد. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان داد که متغیرهای ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، نرخ ارز، شاخص باز بودن اقتصاد و تعرفه واردات محصولات کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار در تراز تجاری بخش کشاورزی دارند. نتایج تجزیه واریانس نیز نشان داد که متغیرهای تراز تجاری بخش کشاورزی، تعرفه واردات محصولات کشاورزی، شاخص باز بودن اقتصاد و نرخ ارز حقیقی بیش‌ترین سهم را در توضیح تغییرات متغیر تراز تجاری بخش کشاورزی داشته‌اند. با توجه به نتایج حاصل می‌توان گفت که افزایش نرخ ارز و ایجاد شرایط باز اقتصادی موجب بهبود تراز تجاری بخش کشاورزی می‌شود. نتایج مطالعه حاضر نیز از نظر اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت سایر متغیرها بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی هم‌سو با نتایج مطالعه ذکرشده می‌باشد (فارسی علی‌آبادی و همکاران،۱۳۹۴).

اثر شوک وارده برمتغیر رشد ارزش صادرات شیلاتی بر متغیر رشد ارزش‌افزوده کشاورزی همراه با نوساناتی مثبت و منفی را نشان می‌دهد و اثراین شوک نیز برروی متغیر رشد ارزش صادرات کشاورزی همانند متغیر رشد ارزش‌افزوده کشاورزی می‌باشد اما با نوسانات کم‌تری همراه است. و همچنین اثر شوک وارده بر متغیر رشد ارزش‌افزوده شیلاتی بر متغیر رشد ارزش‌افزوده کشاورزی در تمام دوره ها روندی مثبت همراه داشته و اثر این شوک برخلاف متغیر رشد ارزش‌افزوده کشاورزی بر روی متغیر رشد ارزش

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

صادرات کشاورزی روندی منفی داشته است. در تحقیق حاجیان و همکاران (۱۳۸۶) نیز با استفاده از روش تحلیل سری زمانی خود توضیح برداری (VAR)، به بررسی تأثیر سیاست‌های مختلف اقتصادی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی ایران شامل ارزش‌افزوده، قیمت، صادرات و سرمایه‌گذاری پرداخته می‌شود. نتایج مطالعه مذکور نشان داد که تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش‌افزوده، قیمت و صادرات بخش کشاورزی مثبت و اثر مربوط به سرمایه گذاری در این بخش منفی است. به علاوه هر گونه افزایش ناگهانی در مخارج دولت اثری مثبت بر ارزش‌افزوده، صادرات و قیمت در بخش کشاورزی دارد، همچنین اثر آن بر سرمایه‌گذاری در دوره اول مثبت و پس‌از آن منفی است که نتایج مطالعه مذکور با نتایج این مطالعه در راستای تأثیر بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی هم‌سو می‌باشد (حاجیان و همکاران،۱۳۸۶).

پیشنهاد می‌شود برای این که ارزش‌افزوده شیلات بر متغیر رشد ارزش صادرات کشاورزی تاثیر معناداری داشته باشد بهتراست بر افزایش سرمایه گذاری استفاده از تکنولوژی‌های جدید در بخش های تولید، فرآوری عرضه این بخش اقداماتی صورت گیرد. با توجه به این که آبزی‌پروری بیش‌ترین قرابت را با کشاورزی دارد و هر دو لااقل در آب مشترک هستند. و هرجایی که آبی برای کشاورزی وجود دارد می‌توان با هم‌زیستی مسالمت‌آمیز، ماهی نیز پرورش داد و مهم‌تر از آن با این تلفیق تازه‌ترین ماهی را در دورترین نقاط صادر کرد لذا با تسلط بر مدیریت و افزایش تولید می‌توان باعث افزایش صادرات هر دو بخش را فراهم آورد. لذا با توجه به نتایج مطالعه و از طرف دیگر با توجه با این‌که در جهان امروز کشوری نیست که بتواند تمامی نیازهای جامعه خود را بدون تولیدات وتو جه به بخش‌های مختلف فراهم آورد اگر هم در کشوری وجود داشته باشد به لحاظ اقتصادی مقرون به صرفه نیست. بنابراین توجه به ارتباط متغیرهای بخش کشاورزی با سایر بخش‌ها امری ضروری و مهم به نظر می‌رسد.

فراهم نمودن شرایط جهت توجیه اقتصادی طرح‌های شیلاتی و کشاورزی و بهره‌برداری از آبزیان موجب جذب و رشد سرمایه گذاری در فعالیت‌های مذکور گردیده به طوری‌که بتوان سالیانه رشد سرمایه گذاری خصوصی و بانکی در زمینه تولیدات کشاورزی و آبزیان را نشان دهد. و پشتیبانی کلیه بخش‌های دولتی، تعاونی و خصوصی مراکز سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و جذب سرمایه‌های مختلف تا بتوان سرعت توسعه آبزی‌پروری و رشد بخش های کشاورزی را فراهم آورد. و نیز جذب بیش‌تر دانش‌آموختگان کشاورزی و شیلات و متخصصین این حرفه در فعالیت‌های تولیدی و همچنین افزایش صادرات محصولات کشاورزی از طریق افزایش ارزش‌افزوده بخش شیلاتی و بهبود صادرات این بخش موردتوجه قرار گیرد. و استفاده از امکانات موجود و ظرفیت های تولیدی بلا استفاده به شکل بهینه در جهت افزایش تولیدات بخش کشاورزی و رشد این بخش.

سپاسگزاری

در اینجا بر خود لازم می‌دانیم از زحمات کلیه کسانی که مارا در انجام این تحقیق یاری نمودند سپاسگزاری نماییم.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]

منابع

۱. حاجیان، م.، خلیلیان، ص.، دلیری، س.، ۱۳۸۶. بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی ایران، ۷(۴)، ۲۷-۴۷.

۲. حاجیانی، پ.، ۱۳۷۵. بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر صید میگو و تخمین تابع تولید (استان هرمزگان)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

۳. حجازی، ی.، رضایی، ر.، ۱۳۸۵. بررسی عوامل موثر بر استفاده کارشناسان ترویج کشاورزی از فناوری‌های اطلاعات و ارتباطاتی. مجله علوم کشاورزی ایران، ۷۲، ۱۸-۱۱.

۴. خلیلیان، ص.، فرهادی، ع.، ۱۳۸۱. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران فصل‌نامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۰(۳۹)، ۷۱-۷۸.

۵. ۷. فارسی علی آبادی، م.، مقدسی، ر.، گیلان پور، آ.، ۱۳۹۴. تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در تراز تجاری بخش کشاورزی، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲۳(۸۹)، ۱۱۵-۱۳۶.

۶. نجفی، ب.، ۱۳۸۲. نقش رشد کشاورزی در رشد اقتصاد ایران (۱۳۷۵-۱۳۳۸). مقالات برگزیده نخستین همایش کشاورزی و توسعه ملی، ۱، ۱۸۵-۱۶۵.

۷. نوفرستی، م.، ۱۳۷۸. ریشه واحد وهم جمعی در اقتصادسنجی. موسسه خدمات فرهنگی رسا. تهران، ۲۲۰-۲۰۰.

8. FAO Food Agriculture, Organization., 2007. Food and Agriculture Organization of the United Nations.
9. Giuliodori, M., 2005. Monetary Policy Shocks and the Role of House Prices Across European Countries. Scot .J.Polit, Economy, 52(4), 519–543.
10. Graham, M., 1935. Modern theory of exploiting a fishery, nd application to north sea Trawling, in key papers on fish population, ed, cushing, dh, IRLpress,oxford-washington Dc, 25-35.
11. Gordon, H., 1954. the economic theory of a common property resource:the fishery. journal of the political economy, 62, 124-45.
12. Humpe, A., Macmillan, P., 2006. Can macroeconomic variables explain longiiterm stock market movements? A comparison of the US and Japan, boom Empiricalappropriate cointegrating, vector.
13. Li, Y.D., Talan, B.I., Xu, K., 2010. The impact of monetary policy shocks on stock prices: Evidence from Canada and the United States. Journal of International Money and Finance, 29, 876-89.
14. Oyinbo, O., Grace Zibah, R.T., 2013. Department of Agricultural Economics and Rural Sociology, Ahmadu Bello University, Nigeria. Linkages to the Agricultural Sector. Journal of Agricultural Economics, 28, 325-340.
15. Schaefer, M.B., 1954. someaspect of the dynamics of population important to the management of the commercial marine fisheries, Bulletin of the inter AmericanTropical tuna commission, 1(2), 27-45.
16. Sinclair, P.B., 1983. fishermen Divided: the impact of limited Entry Licensing in northwest newfounland, Human organization 42, 307-30.
17. Van Aarle, B., Garretsen, R., Gobbin, N., 2003. Monetary and Fiscal Policy Transmission in thein the Euro-area:Evidence from a Structural VAR Analysis. 4Th Eurostat And Dgecfin Colloqum on Modern Tools For Business Cycle Analysis.
18. Wang, C.H., Wang, S.B., 2005. theoretical development of Schaefer model an its application, Institute of oceanography, national Taiwan university-taipei.
19. Yao, S., 1996. Sectoral Cointegration, Structural Break and Agricultural Role in the Chine's Econ omy in 1952-1992: a VAR Approach. Journal of Agricultural Economic, 28, 1269-1276.

[Downloaded from aqudev.lahijan.iau.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23223545.1395.10.3.1.5]