# تاثیر سیاست های اقتصاد کلان بر بخش کشاورزی ایران: کاربرد مدل تصحیح خطای برداری (VECM)

ابوذر روستا، سید نعمت اله موسوی [1]
rostaabozar@gmail.com

**چکیده**

علاوه بر اهمیت بخش کشاورزی به عنوان بخشی محوری در رشد و توسعه اقتصادی و بخشی راهبردی در جهت تأمین نیازهای غذایی سیاست های کشور در جهت رها یی از وابستگی به درآمدهای نفتی، توسعه صادرات غیرنفتی و همچنین تولید محصولات استراتژیک ایجاب می نماید که عوامل مؤثر جهت رشد تولید بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گیرند. از جمله سیاست هایی که به طور گسترده در اقتصاد کلان برای دستیابی به رشد اقتصادی مطرح اند سیاست های پولی و مالی می باشند. در این تحقیق، رابطه بین سیاست های پولی و مالی و ارزش افزوده واقعی بخش کشاورزی در طول برنامه های پنج ساله توسعه پس از انقلاب و مطالعات پیشین بررسی شده است. در مطالعهٔ حاضر با درک اهمیت موضوع پیش گفته، رابطهٔ متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی یعنی ارزش افزوده، قیمت و صادرات با متغیرهای پولی (حجم پول واقعی، نرخ تورم و نرخ مؤثر واقعی ارز) با استفاده از بردارهای خودرگرسیونی و رگرسیون های همگرایی یوهانسن برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۲ بررسی شده است. برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی بین متغیرهای مورد مطالعه از آزمون های حداکثر مقدار ویژه و اثر و برای بررسی واکنش متغیرها در کوتاه مدت از تابع واکنش ضربه ای استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می دهد که اثر نرخ واقعی ارز در بلند مدت بر صادرات کشاورزی مثبت ولی در کوتاه مدت منفی است. در این زمینه دو متغیر دیگر پولی نیز در کوتاه مدت اثر منفی بر صادرات کشاورزی دارند در بلند مدت متغیرهای پولی با نرخی کاهنده بر ارزش افزوده اثری مثبت ولی در کوتاه مدت منفی است. در این زمینه دو متغیر دیگر پولی نیز در کوتاه مدت اثر منفی بر صادرات کشاورزی دارند. در بلند مدت متغیرهای پولی با نرخی کاهنده بر ارزش افزوده اثری مثبت خواهند داشت و در کوتاه مدت نرخ مؤثر واقعی ارز و حجم پول واقعی اثر مثبت ولی نرخ تورم با رشدی فزاینده اثر منفی بر ارزش افزوده کشاورزی دارند. در واقع این دو متغیر پولی با نرخی فزاینده تاثیری مثبت بر قیمت بخش کشاورزی می گذارند.

**طبقه بندی JEL**: E52, E01, C01, C82

**واژگان کلیدی:** متغیرهای پولی، متغیرهای کلان بخش کشاورزی، همگرایی یوهانسن، مدل تصحیح خطای برداری

[1] ـ به ترتیب دانشجوی دکتری و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

## مقدمه

بخش کشاورزی به لحاظ دارا بودن قابلیت ها و ظرفیت های قابل توجه و نقشی که در تأمین مواد اولیه برخی صنایع و مواد غذایی مردم دارد از اهمیت بالایی برخور دار است. اهمیت این بخش زمانی آشکار می شود که ویژگی های چندگانه این بخش و تأثیری که در تأمین توسعه روستا یی ایفا می نماید نیز مد نظر قرار گیرد. بخش کشاورزی در کشورهای کمتر توسعه یافته و در حال توسعه از جمله ایران به عنوان یکی از بخش های قدیمی در اقتصاد مطرح می باشد و در زمینه تولید، اشتغال، امنیت غذایی، مبادلات خارجی و مزیت های نسبی از جایگاه ویژه ای برخوردار بوده و دارای نقشی کلیدی در جری ان توسعه اقتصادی می باشد. از سوی دیگر، سیاست های کشور در جهت رهایی از اقتصاد تک محصولی، توسعه صادرات غیرنفتی و همچنین تولی د محص ولات استراتژیک ایجاب می نماید عوامل مؤثر جهت دستیابی به این اهداف از جمله افزایش تولید بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گیرد (ساسولی و صالح، ۱۳۸۶). پس از انقلاب ، توجه به بخش کشاورزی بیش از پیش مبذول شد، اما بررسی برنامه های توسعه نشان می دهد هر چند در برخی زیر بخش های کشاورزی عملکرد به دست آمده بیش از هدف تعیین شده بود، اما در برخی زیر بخش ها فاصله بین عملکرد و هدف بسیار زیاد بود و اقدامات صورت گرفته در چارچوب برنامه ها نتوانسته اهد اف موردنظر را محقق سازد (حکیمی پور و کریمی،۱۳۸۳ ). بنابراین می بایست با بررسی تأثیر سیاست ها و ابزارهای مختلف به انتخاب سیاست های مناسب در جهت دستیابی به رشد این بخش اقدام نمود. سیاست های پولی و مالی از مهم ترین سیاست هایی هستند که در زمینه مدیریت تقاضا مورد استفاده قرار می گیرند. اجرای این سیاست ها یکی از مهم ترین ابزارهای سیاست گذا ری برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی از جمله توزیع عادلانه درآمد، افزایش نرخ رشد اقتصادی و سطح اشتغال و ثبات قیمت ها می باشد (مجدزاده طباطبایی، ۱۳۷۶). سیاست های مالی دولت با استفاده از ابزار هزینه جاری، عمرانی و درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی و سیاست های پولی دولت از راه متغیرهای پولی و ارزی اعمال می شوند (برانسون، ۱۳۸۲).

بخش کشاورزی در کشورهای در حال توسعه از اهمیت ویژه ای برخوردار است . بدین دلیل که این بخش در موجب قویتر شدن پیوند بین کشاورزی و بخشهای دیگر اقتصاد میگردد، به طوریکه فعالیتهای تبدیل موا د خام کشاورزی به فرآورده های متنوعتر مورد تقاضای مصرف کننده شهری، افزایش می یابد. متقابلاً نیاز بخش کشاورزی به نهاده هایی که خارج از این بخش تولید میشود نیز زیاد می گردد. اقتصاد ایران به عنوان یکی از کشورهای درحال توسعه، از مطالب مذکور مستثنی نیست . سهم کش اورزی در اشتغال، تولید ناخالص ملی و صادرات و همچنین تغییرات آن در جریان توسعه اقتصادی ایران منع کس کننده درجه وابستگی اقتصاد کشور به کشاورزی و موقعیت کنونی بخش کشاورزی است.

حدود نیم قرن پیش، بخش نفت از رشد قابل ملاحظه ای برخوردار نبود و اقتصاد ایران تا حد زیادی وابسته به کشاورزی بود و بخش عمده ای از نیروی فعال در بخش به کار اشتغال داشت و سهم آ ن در تولید ناخالص ملی بی ش تر از سایر بخشها بود . این بخش علاوه بر تأمین تقاضای شهرنشینان برای مواد غذایی و کشاورزی، تأمین ارز از طریق صادرات محصولات کشاورزی را نیز بر عهد ه گرفته بود پس از افزایش قیمت نفت، ایران با شتاب بی ش تری به سوی صنعتی شدن پیش می رفت و همچنین افزایش سریع درآمد سرانه از عایدات نفتی مصرف را بیش از تولید گسترش داد . سیاست دولت در راستای تهیه غذای ارزان از طریق مداخله در بازار غذا و کاهش قیمت تولیدکننده برا

ی مصرف کنندگان بود و نهایتاً منجر به کاهش انگیزه کشاورزی، کاهش رشد بخش کشاورزی، فقر روستایی و افزایش سریع واردات مواد غذایی طی دو دهه گذشته، اهداف دولت در جهت توسعه بخش کشاورزی و از آن طریق دستیابی به خودکفایی در تولید مواد غذایی ضروری و افزایش صادرات کشاورزی شد که موجبات کاهش وابستگی به منابع ارزی حاصل از نفت را فراهم نمود. رسیدن به این مهم، بدون توجه به سیاست های پولی دولت امکانپذیر نمی باشد.

همانطور که گفته شد، در جریان توسعه اقتصادی بخش کشاورزی (بویژه در کشورهای در حال توسعه)، از اهمیت ویژه ای برخوردار است. از اینرو اجرای سیاستهای تعدیل اقتصادی برای هماهنگی با اقتصاد جهانی و استفاده بهتر از منابع محدود و توجه به متغیرهای کلان و بخش کشاورزی در ایران را بررسی نماییم. همچنین در آن توجه ویژه ای به نسبتهای ساختاری بلندمدت و پویای کوتاه مدت شده است.

در دهه ۱۹۷۰، چندین مطالعهٔ تجربی نشان می دهند که از لحاظ آماری بین پدیده پولی و قیمت های کشاورزی ارتباط معنی داری، وجود دارد. شی با بکار بردن یک مدل تعادل عمومی چهار بخش برای اقتصاد آمریکا نشان داد که افزایش پول روی قیمت های بخشی و سطح عمومی قیمت ها مؤثر است و کاهش ارزش دلار اثر معنی داری از افزایش قیمت های زراعی و دامی دارد.

موسوی و همکاران، (۱۳۸۹)، اثر مخارج دولت به عنوان سیاست مالی بر ارزش افزوده دو بخش صنعت و کشاورزی را با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری و توابع واکنش ضربه ای مورد بررسی قرار داده اند. نتایج به دست آمده از این مطالعه تأثیر مثبت و معنا دار و سیاست های مالی انبساطی را در کوتاه مدت و بلندمد ت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی نشان داد ه اند. در بخش صنعت نیز مخارج دولت در سطح اعتماد 75 درصد و در کوتاه مدت بر ارزش افزوده این بخش اثر مثبت داشته است.

حاجیان و همکاران (۱۳۸۶) در مقاله ای تحت عنوان بررسی تأثیر سیاست های پولی و مالی بر متغیرهای عمده بخش کشا ورزی ایران تأثیر این س یاست ها را بر ارزش افزوده بخش کشاورزی و دیگر متغیرهای عمده این بخش شامل صادرات، قیمت و سرمایه گذاری برای دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۰ با استفاده از مدل VAR پرداخته اند. نتایج به دست آمده عبارتند از: تأثیر سیاست پولی (نقدینگی) بر ارزش افزوده، قیمت و صادرات مثبت و اثر مربوط به سرمایه گذاری در این بخش منفی است. تأثیر سیاست های مالی (مخارج دولت) بر ارزش افزوده، صادرات و قیمت در بخش کشاورزی مثبت و اثر مربوط به سرمایه گذاری منفی است. آثار کوتاه مدت سیاست پولی بر ارزش افزوده، صادرات و سرمایه گذاری بیش از سیاست مالی بوده است. تاثیر بلند مدت سیاست های مالی بیش از سیاست پولی بوده است. اثر سیاست پولی بر قیمت محصولات کشاورزی در کوتاه مدت و بلن دمدت بیشتر است. ساسولی و صالح (۱۳۸۶) به بررسی تأثیر سیاست پولی و مالی از طریق ابزارهای حجم نقدینگی و مخارج دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۵۶ پرداخته اند. آنها از روش خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی استفاده نموده اند. روش بنرجی، دولادو و مسترز رای آزمون رابطه بلندمدت وجود رابطه بلندمدت را تأیید کردند و نتایج حاکی از آن است که سیاست مالی تأثیر مثبت و سیاست پولی تأثیر منفی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد.

مقدسی و یزدانی (۱۳۸۲) در مطالعه ای تحت عنوان تأثیرگذاری سیاست های پولی و مالی بر بخش کشاورزی میزان تأثیرپذیری ارزش افزوده، قیمت، صادرات و سرمای ه گذاری در بخش کشاورزی از سیاست های پولی و مالی طی

دوره ۱۳۸۰-۱۳۵۰ را به روش VAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این تحقیق وجود ارتباط مثبت میان سیاست مالی (مخارج دولت در بخش کشاورزی) با متغیرهای بخش کشاورزی را در بلندمدت نشان داد ند. سیاست پولی (حجم نقدینگی) تأثیر مثبت بر متغیرهای بخش ب جز سرمایه گذاری داشته ، اما تأثیر سیاست مالی بر رشد تولید بخش کشاورزی بیش از سیاست پولی بوده است. همچنین، سیاست پولی در بلندمدت اثر قابل ملاحظه ای بر سطح قیمت ها داشته است.

سایبو و نوسا (۲۰۱۱) آثار سیاست پولی را بر تولید بخش های اقتصادی در نیجری ه طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۸ بررسی نمود ند. ایشان در این مطالعه اثر متغیرهای نرخ ارز، شاخص قیمت سهام، نرخ بهره، میزان اعتبارات به بخش خصوصی و شاخص قیمتی مصرف کننده را به عنوان ابزارهای سیاست پولی بر تولید بخش های مختلف اقتصادی به وسیله مدل ARDL تخمین زدند. در این تحقیق، اقتصاد نیجریه به 6 بخش تقسیم شده است که عبا رتند از کشاورزی، معدن، صنعت، ساختمان، تجارت عمده و خرده فروشی و خدمات. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که بخش صنعت به هیچ یک

از ابزارهای سیاست پولی واکنش نشان نمی دهد، در حالی که بخش خدمات و عمده و خرد ه فروشی به نرخ ارز و بخش کشاورزی نیز تنها به تغییرات د ر نرخ بهره حساس هستند. به علاوه ، نرخ بهره و نرخ ارز از عوامل اصلی تعیین کننده رشد تولید بخش معدن هستند و در بخش ساختمان بیشتر، تغییرات نرخ ارز و اعتبارات هستند که تأثیرگذارند و به طور کلی نرخ ارز مهم ترین و تأثیرگذارترین ابزار سیاست پولی در اقتصاد نیجریه شناخته شده است.

لاچال و ووماک (۱۹۹۸) اثر سیاست های کلان اقتصادی را بر بخش کشاورزی کانادا بررسی نمودند. نتایج نشان داد سیاست های کلان اقتصادی بر قیمت های نسبی بخش کشاورزی مؤثر است. همچنین، سیاست های تجاری به طور معن اداری بر قدرت رقابت محصولات کشاورزی کانادا تأثیر می گذارند.

بسلر، ارتباط بین عرضه پول و قیمت های کشاورزی و صنعتی را با استفاده از مدل VAR در مورد کشور برزیل بررسی قرار داد. وی از داده های ماهانه برای دوره زمانی ۸۱-۱۹۶۴ استفاده نمود و یک ارتباط یکطرفه بین عرضه پول و قیمت محصولات کشاورزی را نشان داد. به عبارت دیگر عرضه پول را علت قیمت محصولات کشاورزی دانست و قیمت های صنعتی را علت عرضه پول معرفی نمود.

دورفمن و لاستراپس، طی مطالعه ای عکس العملهای پویای قیمت محصولات زراعی و دامپروری را نسبت به شوکهای عرضه پول در آمریکا بررسی نمودند. دوره مورد مطالعهٔ آن ها بین سال های ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۳ و تعداد مشاهدات آن ها ۴۱۸ مشاهده است. آن ها از مدل های VAR برای بررسی عکس العمل های پویای قیمت ها نسبت به یک شوک در عرضهٔ پول استفاده نمودند. نتایج نشان می دهد که قیمت های کشاورزی نسبت به اجزاء زراعت و دامپروری همگرا نیستند و به طورکلی کشاورزی از سیاست های انبساط پولی در کوتا ه مدت منفعت می برند .

قیمت های دامپروری نسبت به یک شوک پولی مؤثر عکس العمل قوی نشان میدهد در حالیکه عکس العمل قیمت های زراعی مثبت و کوچک میباشند.

کابیا و گیل ۴، در مقاله ای تحت عنوان «اثرات کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای اقتصاد کلان بر بخش کشاورزی اسپانیا» به بررسی اثر بعضی متغیرهای اقتصاد کلا ن (نرخ مؤثر واقعی نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی واقعی و حجم

پول واقعی ) بر روی قیمت ها و صادرات کشاورزی پرداختند. برای بررسی پویایی کوتاه مدت مدل تصحیح خطای برداری مورد استفاده قرار گرفت. آن ها نشان دادند که در بررسی بلندمدت درآمد پولی خنثی است و م تغیرهای کشاورزی به طور معنی داری بر متغیرهای اقتصاد کلان اثر نداشته است. آن ها نشان دادند، اگرچه قیمت های کشاورزی در بلندمدت همگن است، اما در کوتاه مدت قیمت محصولات کشاورزی بیش تر از قیمت نهاده های کشاورزی نسبت به شوکها عکس العمل نشان میدهد.

قطمیری و خاوری (۱۳۷۹)، در مطالعه ای تأثیر میزان انحراف نرخ واقعی ارز از مقدار تعادلی بر صادرات بخش کشاورزی در ایران را مورد بررسی قرار دادند . آن ها از روش درصد اختلاف بین نرخ بازار آزاد ارز و نرخ رسمی آن، برای محاسبه میزان انحراف نرخ واقعی ارز استفاده نمودند.

نتایج نشان داد که واکنش صادرات محصولات کشاورزی به افزایش قیمت های نسبی مورد انتظار و قابل ملاحظه می باشد و رابطه مثبت بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و صادرات این بخش وجود دارد ولی قابل توجه نمی باشد. انحراف نرخ واقعی ارز و صادرات کشاورزی رابطه منفی وجود دارد.

مقدسی و یزدانی (۱۳۷۹)، رابطه متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی (ارزش افزوده، قیمت، صادرات و سرمایه گذاری با سیاست های پولی و مالی دولت) را با استفاده از بردارهای خودرگرسیونی و رگرسیون های هم انباشتگی برای دوره زمانی ۷۶-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که تأثیر سیاست های پولی و مالی دولت بر سرمایه گذاری در بخش کشاورزی و نسبت صادرات کشاورزی به کل صادرات غیرنفتی، منفی است، اما سیاست های فوق رابطه ای مثبت با ارزش افزوده، صادرات و قیمت محصولات کشاورزی دارد، همچنین در کوتاه مدت اثر سیاست های پولی بر بخش کشاورزی بیش تر از سیاست های مالی است، ولی در بلند مدت سیاست های مالی مؤثرتر از سیاست های پولی عمل می نماید.

فطرس (۱۳۷۸)، اثر سیاست های پولی و مالی دولت را بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی در دوره ۱۳۵۰-۷۰ مورد بررسی قرار داد و نشان داد، سیاست مالی دولت بر روی تولید کشاورزی با نرخی فزاینده اثر مثبت داشته و سیاست پولی با نرخی کاهنده بر روی تولید کشاورزی اثر مثبت داشته است، یعنی زمان سیاست پولی آثار کمتری بر تولید بخش کشاورزی بر جای گذاشته است.

مهرابی بشرآبادی و چیذری(۱۳۷۹)، تأثیر واردات (نهایی، واسطه ای و سرمایه ای)، صادرات و کل تجارت خارجی بخش کشاورزی بر رشد این بخش در کوتاه مدت و بلند مدت را اندازه گیری کردند. دوره مورد مطالعه آن ها ۷۷-۱۳۵۳ بود. برای بررسی روابط هم انباشتگی و ارتباط بلند مدت در بین متغیرهای مورد بررسی از مدل های تصحیح خطای برداری (vec)، مدل های اتورگرسیون برداری (VAR) و گرنجر استفاده نمودند. نتایج مطالعه نشان داد که اثر واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه ای و صادرات بر رشد بخش کشاورزی در بلند مدت مثبت است و اثر واردات کالاهای نهایی منفی می باشد. در کوتاه مدت صادرات بر رشد بخش کشاورزی اثر منفی دارد.

## مواد و روش ها

هدف از انجام این تحقیق، بررسی روابط بلندمدت و پویایی کوتا ه مدت بین متغیرها می باشد. برای بررسی این روابط، ابتدا بایدایستایی[۲] ۵ این متغیرهاآزمون شود. برای آن آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته ADF[۳] (۱۹۷۹ و ۱۹۸۱) استفاده گردید.

## بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها

بدین منظور همگرایی بین متغیرها آزمون میشود و معمولاً دراین رابطه دو روش مختلف را می توان عنوان نمود:

**روش اول: روش انگل – گرنجر (۱۹۸۷)**

**روش دوم: روش یوهانسن و ژوسیلیوس**

روش آزمون همگرایی انگل – گرنجر (۱۹۸۷) فقط میتواند هنگامی که یک رابطه بلند مدت بین دو یا چند متغیر وجود دارد، کاربرد داشته باشد . اما، روش یوهانسن ( ۱۹۹۱ ) و یوهانسن و ژوسیلیوس (۱۹۹۰) به عنوان روش برتر، می تواند روابط بلندمدت را در صورت وجود بیش از یک رابطه بلند مدت بین دو یا چند متغیر شناسایی و تعیین نماید.

نقطه آغازین این روش برای آزمون و تعیین روابط همگرایی بین متغیرهای سری زمانی، برآورد یک مدل اتورگرسیون برداری[۴] VAR(K) در یک مدل در یک مدل تصحیح خطای برداری[۵] (VECM) مربوط به آن متغیرها به صورت زیر است:

$$\Delta Z = \Phi D_t + \Pi Z_{t-p} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + e_t \qquad (3)$$

$Z_t$ بردار $p\times1$ از متغیرهای درونزا در سیستم است.

$\Gamma_i$ یک ماتریس $p\times p$ از پارامترهای کوتاه مدت است. ( $k-1$ و ... و ۲، ۱=i و $k$ تعداد وقفه هاست)

$D_t$ یک بردار $m\times1$ از مقادیر (ثابت، روند خطی و غیره) است.

$e_t$ یک بردار خطاست.

برای تصمیم گیری راجع به این موضوع که آیا عرض از مبداء و روند زمانی را در الگو وارد نماییم یا خیر؟ یوهانس (۱۹۹۲) پیشنهاد میکند که لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی در الگو را به صورت توأم با تعیین رتبه $\Pi$ مورد آزمون قرار دهیم. روش پیشنهادی به این صورت است که تمام الگوها را در صورت وجود روند و عرض از مبداء، عدم وجود روند و عرض از مبداء و همچنین وجود یکی از این دو برآورد مینماییم. سپس فرضیه وجود هیچ بردار همگرایی

[2] Stationary
[3] Augmented Dickey-Fuller
[4] Vector Autoregressive
[5] Vector Error Correction

(r=0) را به ترتیب در آن ها آزمون میکنیم. اگر بر اساس کمیتهای بحرانی آماره آزمون اثر[۶] (یا حداکثر مقدار ویژه[۷]) این فرضیه رد شد، در مرحله دوم فرضیه صفر (r=1) و بیش تر را مجدداً به همین ترتیب از مقیدترین حالت تا نامفیدترین حالت آزمون میکنیم. وقتی متوقف میشویم که فرضیه صفر مورد پذیرش واقع شود. در این هنگام تعداد بردارهای همگرایی به همراه الگویی که بر اساس آن این تعداد بردارهای همگرایی تعیین شده است به صورت یکجا مشخص میشود.

آنچه برای ما در تحلیل همگرایی مهم است، ماتریس $\Pi$ و رتبه آن است که از روش حداکثر درستنمایی یوهانسن استفاده می گردد. این ازمون برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی به این صورت است که ابتدا k مقدار مشخصه زیر را براورد مینماییم.

$$\widehat{\lambda_1} > \widehat{\lambda_2} > \cdots > \widehat{\lambda_3}$$

و سپس بردارهای مشخصه مرتبط با آن را به دست می آوریم.

$$\hat{C} = (\widehat{C_1}, \dots, \widehat{C_K})$$

عدد از این بردارها چنان ترکیبات خطی ای هستند که در ارتباط با روابط r مقدار ناایستا قرار میگیرند برابر صفراند، آزمون فرضیه صفر در رابطه با اینکه حداکثر r بردار همگرایی وجود دارد منجر به آزمون در مورد $\lambda i$ ها بر اساس $\widehat{\lambda_i}$ های برآورد شده به صورت زیر میشود:

$H_0: \lambda_1 = 0$ i=r+1, … , p

این فرضیه عنوان میکند که تنها r مقدار ویژه اولیه مخالف صفر هستند و بقیه برابر صفراند. اکنون میتوان این قید را برای مقادیر مختلف r= 0,1, … , p-1 بر الگو اعمال کرد و آنگاه نسبت لگاریتم تابع حداکثر درستنمایی الگوی مقید به الگوی غیرمقید را محاسبه کرد تا آماره آزمون نسبت درستنمایی[۸] به دست آید. این آماره آزمون که به آماره آزمون اثر شهرت یافته به صورت زیر است:

$$\lambda_{trace} = -2\log(Q) = -n\sum_{i=r+1}^{n}\log(1-\widehat{\lambda_1}) \qquad r=0,1,2,\dots,p\text{-}1 \qquad (۴)$$

که در آن $Q$ عبارت از نسبت تابع حداکثر درستنمایی مقید به تابع حداکثر درستنمایی غیرمقید است.

آماره آزمون اثر به گونه ای تنظیم شده است که وقتی هیچ بردار همگرایی در بین متغیرهای الگو وجود ندارد کمیت صفر را ارائه کند. در این صورت رتبه ماتریس $\Pi$ نیز صفر خواهد بود. اکنون اگر در واقعیت هیچ رابطه تعادلی بلند مدت وجود نداشته باشد، $\widehat{\lambda_i}$های برآورده شده خیلی از صفر فاصله نخواهند داشت و در نتیجه:

$$\log(1-\widehat{\lambda_i}) \approx \log(1) = 0$$

[6] Trace
[7] Maximal Eignvalue
[8] Likelihood Ratio Test

خواهد بود. هرچه در واقعیت تعداد بردارهای همگرا بین متغیرهای بردار $y_t$ بیش تر باشد، تعداد بیش تری از $\lambda_i$ های مرتبط با آن بردارها مخالف صفر $0 < \lambda_i < 1$ خواهند بود. هنگام وجود $r$ مقدار ویژه ($\lambda$) متمایز از صفر است و بقیه $\lambda_i$ ها برای $i=r+1,\ldots,p$ ، برابر صفر خواهند بود. لذا مجدداً انتظار می رود که مقدار:

$$n\sum_{i=r+1}^{p}\log(1-\widehat{\lambda_i})$$

برای این $\widehat{\lambda_i}$ ها نزدیک به صفر باشد. پس هنگامی $H_0$ پذیرفته می شود که کمیت آماره آزمون $\lambda_{tranc}$ از مقدار بحرانی ارائه شده توسط یوهانسن و ژوسیلیوس (۱۹۹۰) کمتر باشد.

آزمون دیگری که برای این منظور فوق طراحی شده، بر این اساس است که بزرگترین کمیتی از $\widehat{\lambda_r}$ که از نظر آماری معنی دار است را پیدا کنیم. آماره این آزمون که به آماره حداکثر مقدار ویژه معروف است به صورت زیر می باشد:

$$\lambda_{max} = -n\log\left(1-\widehat{\lambda_{r+1}}\right) \qquad r=0,1,\ldots,p-1 \qquad (5)$$

آماره فوق وجود r بردار همگرایی را برابر فرضیه مقابل وجود r+1 بردار همگرایی مورد آزمون قرار میدهد. اگر کمیت محاسبه شده $\lambda_{max}$ از مقدار بحرانی آن بیش تر باشد، فرضیه صفر وجود r بردار همگرایی در برابر فرضیه مقابل وجود r+1 بردار همگرایی رد میشود. هنگامی وجود r بردار همگرایی پذیرفته می شود که کمیت اماره آزمون از مقدار بحرانی آن کوچکتر باشد. مطالعات مونت کارلو نشان داده اند در مواردی که جملات اخلال معادلات دارای چولگی[9] یا اوج[10] بیش از حد هستند، آزمون حداکثر مقدار ویژه قویتر است(نوفرستی ۱۳۷۸).

## بررسی روابط پویای کوتاه مدت

خودرگرسیون برداری VAR یک روش سودمند برای پیش بینی سیستم هایی از متغیرهای هم بسته سری زمانی است . یکی از کاربردهای عملی مد ل هایVAR ، استفاده از توابع عکس العمل ضربه ای[11] میباشد. در مدل های خودرگرسیون برداری هر متغیر به صورت تابعی از وقفه های خود و سایر متغی رها در نظر گرفته میشود . فرم ساده یک مدلVAR را در حالت دو متغیر وقتی که هر یک از آن ها تنها با یک وقفه در الگو ظاهر شوند را میتوان به صورت زیر نشان

$$\begin{bmatrix}1-\alpha_1 L & -\beta_1 L\\ -\alpha_2 L & 1-\beta_2 L\end{bmatrix}\begin{bmatrix}X_t\\ Y_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}u_{1t}\\ u_{2t}\end{bmatrix} \qquad (۶)$$

هنگامی که با ثباتی مدل به اثبات رسید (قدر مطلق ریشه ها کوچکتر از یک باشد) میتوان $X_t$ و $Y_t$ را به صورت تابعی از مقادیر حال وقفه های $u_{1t}$ و $u_{2t}$ نوشت. این توابع به توابع عکس العمل آنی معروف اند و اثر تغییرات حال و با وقفه $u_{1t}$ و $u_{2t}$ را در طول زمان بر $X_t$ و $Y_t$ نشان میدهند. به عنوان مثال تابع عکس العمل آنی برای $X$ را میتوان به صورت زیر نوشت:

[9] Skewness
[10] Kurtosis
[11] Impluse Response Fuction

$$X_t = u_{1t} + \alpha_1 u_{1,t-1} + (\alpha_1^2 + \beta\alpha_2)u_{1,t-2} + \cdots + \beta_1 u_{2,t-2} + \beta_1(\alpha_1 + \beta_2)2, t-2 + \cdots \quad (۷)$$

رابطه مشابهی برای $Y_t$ نیز قابل استخراج است. از رابطه (۷) ملاحظه میشود که شوک y در زمان t هیچ تأثیری بر روی $X$ تا زمان t+1 ندارد و همچنین یک شوک $X$ تا زمان t+1 اثری بر $Y$ ندارد(۳). تابع عکس العمل آنی (رابطه ۷)، اثر عکس العمل یک متغیر درونزا را نسبت به تغییر یکی از جملات اخلال در طول زمان نشان می دهد. بنابراین، زمانی که در الگوی $VAR$ دو متغیر درونزا وجود دارد، چهار تابع عکس العمل آنی وجود خواهد داشت.

**معرفی متغیرها و داده های به کار برده شده در این مطالعه**

برای بررسی روابط بین متغیرهای اقتصاد کلان و بخش کشاورزی ۲ گروه را در نظر می گیریم.

گروه اول (متغیرهای اقتصاد کلان) که شامل متغیرهای زیر میباشند:

۱- نرخ واقعی ارز*(RER)*

این شاخص به صورت زیر تعریف می شود:

$$RER = \frac{\sum_{i=1}^{n} \alpha_i E_i WPI_i \; Q}{CPI_d}$$

$\alpha_i$ سهم تجارتی کشور iام در کل تجارت ایران

$E_i$ ارزش یک واحد پول کشور iام

$WPI_i$ شاخص قیمت عمده فروشی کشور i

$CPI_d$ شاخص قیمت خرده فروشی ایران

I=1,……,n (n تعداد کشورهای طرف تجارت ایران)

۲- عرضهٔ پول واقعی (M)

این شاخص به صورت زیر تعریف میشود:

$$M = \frac{NM}{CPI}$$

NM حجم پول اسمی

CPI شاخص قیمت مصرفی (1353=100)

۳- نرخ تورم$(\Delta P)$

این شاخص برای سال های مورد مطالعه به صورت زیر محاسبه شده و به صورت درصد بیان میگردد:

$$\Delta P = \frac{CPI_i - CPI_{i-1}}{CPI_{i-1}}$$

$CPI_i$ شاخص قیمت مصرفی در سال iام

$CPI_{i-1}$ شاخص قیمت مصرفی در سال i-1ام

۴- نرخ بهره واقعی (R) که به صورت زیر قابل ملاحظه است

$$R_i = (\frac{\Pi}{K} - \frac{\Delta P}{P})$$

$R_i$ شاخص جانشین نرخ بهره اسمی

$\Pi$ سود کارفرمایان

K ارزش ذخایر سرمایه در کل اقتصاد

$\frac{\Pi}{K}$ نرخ متوسط سود سرمایه

$\frac{\Delta P}{P}$ شاخص ضمنی تورم در GNP

۵- تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP)

گروه دوم (متغیرهای کشاورزی) که متغیرهای زیر را در برمی گیرد.

۱. شاخص قیمت واقعی محصولات کشاورزی (PAG)
۲. ارزش افزوده بخش کشاورزی (AV)
۳. صادرات خالص کشاورزی (EX)

علت انتخاب متغیرهای مذکور این است که بیش تر روابط بسیار مهم بین هر دو بخش را پوشش میدهد. همه متغیرهای مورد مطالعه، به صورت لگاریتم طبیعی مورد استفاده قرار گرفته است.

## نتایج

هدف اصلی از این مطالعه بررسی روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرهای پولی و کشاورزی است در قسمت قبل معرفی شده است. برای بررسی روابط بلند مدت بین متغیرها از آزمون یوهانسن استفاده شده و علت انتخاب این روش مزایایی است که نسبت به روش همگرایی انگل- گرنجر دارد که در روش تحقیق ذکر شده است. برای انجام این آزمون، تعیین مرتبه همگرا بودن متغیرها مهم میباشد. بنابراین، وقتی این متغیرها در الگویی مورد استفاده قرار میگیرد، لازم است ابتدا با انجام آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، مرتبه همگرا بودن متغیرها را مشخص نماییم. در انجام این آزمون وارد کردن یا نکردن متغیر روند زمانی t مطرح است. برای تشخیص وارد کردن متغیر t در انجام آزمون ریشه واحد از آزمون RESET رمزی استفاده شده است.

**جدول ( ۱): نتایج آزمون *RESET* رمزی برای تشخیص ورود روند**

| متغیر | $R^2$ در صورت ورود t | $R^2$ در صورت عدم ورود t | آمارهٔ F |
|---|---|---|---|
| LEX | ۰/۸۷۱۱۶۷ | ۰/۸۵۶۱۸۱ | ۲/۶۷ |
| LGDP | ۰/۸۵۶۱۱۶ | ۰/۸۴۶۲۱۹ | ۱/۷۹ |
| LM | ۰/۹۶۵۲۵۱ | ۰/۹۶۳۶۳۲ | ۱/۲۰ |

| | | | |
|---|---|---|---|
| LAV | ۰/۹۹۴۰۰ | ۰/۹۹۱۴۰۰ | ۱۱/۲۷*** |
| LPAG | ۰/۸۸۵۹۰ | ۰/۹۹۵۲۰۰ | ۴/۴۳** |
| LΔP | ۰/۲۹۱۴۰ | ۰/۲۶۰۱۰۰ | ۱/۱۵ |
| LRER | ۰/۸۹۵۰۰ | ۰/۸۸۱۲۰۰ | ۳/۴۰* |

*** و ** و * به ترتیب سطح معنی داری F را در سطح ۹۹ ، ۹۵ و ۹۰ درصد نشان می دهد.

نتایج این آزمون در (جدول ۱) آورده شده است که نشان میدهد، ورود متغیر روند زمانی برای متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی قیمت ثابت[۱۲]، شاخص قیمت عمده فروشی محصولات کشاورزی LPAG و نرخ مؤثر واقعی ارز[۱۳]، ورود متغیر روند در انجام آزمون ریشه واحد ضروری است.

بعد از آزمون تشخیص ورود متغیر روند t، انجام آزمون ریشه واحد میسر است. همانگونه که اشاره شد، تعیین مرتبه همگرایی از آماره دیکی- فولر تعمیم یافته[۱۴] استفاده میگردد. آماره ADF بدست آمده را با مقادیر بحرانی مک کینون مورد مقایسه قرار دادیم، نتایج این آزمون در پیوست (جدول۲) ملاحظه میشود.

[12] LAV
[13] LRER (Real exchang rate)
[14] ADF(Augmented Pickey-fuller)

**جدول (۲): نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی –فولی تعمیم یافته**

| متغیر | آمارهٔ ADF | مقادیر بحرانی | تعداد وقفهٔ بهینه | درجهٔ همگرایی |
|---|---|---|---|---|
| | | ٪۱ -۳/۷۳۴۳ | | |
| *LEX* | ۰/۱۴۸۸۲۲ | ٪۵ -۲/۹۹۰۷ | ۱ | I(0) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۴۸ | | |
| | | ٪۱ -۳/۷۴۹۷ | | |
| D(LEX) | -۲/۷۵۴۱۳۴* | ٪۵ -۲/۹۹۶۹ | ۱ | I(1) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۸۱ | | |
| | | ٪۱ -۳/۷۳۴۳ | | |
| LGDP | -۰/۲۲۴۱۳۷ | ٪۵ -۲/۹۹۰۷ | ۴ | I(0) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۴۸ | | |
| | | ٪۱ -۳/۷۳۴۳ | | |
| D(LGDP) | -۳/۴۶۷۷۷۵** | ٪۵ -۲/۹۹۰۷ | ۳ | I(1) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۴۸ | | |
| | | ٪۱ -۳/۷۳۴۳ | | |
| LM | -۲/۶۳۴۶۱۹ | ٪۵ -۲/۹۹۰۷ | ۴ | I(0) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۴۸ | | |
| | | ٪۱ -۳/۶۹۵۹ | | |
| D(LM) | -۳/۲۰۱۳۸۱** | ٪۵ -۲/۹۷۵۰ | ۰ | I(1) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۲۶۵ | | |
| | | ٪۱ -۳/۷۴۹۷ | | |
| LPAG | -۱/۳۳۹۶۰ | ٪۵ -۲/۹۹۶۹ | ۲ | I(0) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۸۱ | | |

ماخذ: باقته های تحقیق

*** و ** و * به ترتیب سطح معنی داری در سطح ۱ و۵ و ۱۰ درصد

**ادامهٔ جدول (۲): نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی –فولر تعمیم یافته**

| متغیر | آمارهٔ ADF | مقادیر بحرانی | تعداد وقفهٔ بهینه | درجهٔ همگرایی |
|---|---|---|---|---|
| | | ٪۱ -۳/۷۲۰۴ | | |
| D(LPAG) | -۳/۵۳۴۸۱۹** | ٪۵ -۲/۹۸۵۰ | ۱ | I(1) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۱۸ | | |
| | | ٪۱ -۳/۷۳۴۳ | | |
| LΔP | -۲/۵۶۸۵۸۲ | ٪۵ -۲/۹۹۰۷ | ۴ | I(0) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۴۸ | | |
| | | ٪۱ -۳/۷۳۴۳ | | |
| D(LΔP) | -۴/۳۰۲۰۷۱*** | ٪۵ -۲/۹۹۰۷ | ۱ | I(1) |
| | | ٪۱۰ -۲/۶۳۴۸ | | |
| | | ٪۱ -۴/۳۳۸۲ | | |
| LRER | -۱/۷۰۱۸۲۴ | ٪۵ -۲/۵۸۶۷ | ۱ | I(0) |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | ٪۱۰ | -۲/۲۲۷۹ | | |
| | | ٪۱ | -۴/۶۱۹۳ | | |
| D(LRER) | -۳/۸۶۴۱۸۹** | ٪۵ | -۳/۷۱۱۹ | ۷ | I(1) |
| | | ٪۱۰ | -۳/۲۹۶۴ | | |
| | | ٪۱ | -۴/۳۵۵۲ | | |
| LAV | -۲/۸۰۱۷۱۵ | ٪۵ | -۳/۵۹۴۳ | ۲ | I(0) |
| | | ٪۱۰ | -۳/۲۳۲۱ | | |
| | | ٪۱ | -۴/۳۵۵۲ | | |
| D(LAV) | -۴/۸۴۹۸۰۱*** | ٪۵ | -۳/۵۹۴۳ | ۱ | I(1) |
| | | ٪۱۰ | -۳/۲۳۲۱ | | |

ماخذ: باقته های تحقیق *** و ** و * به ترتیب سطح معنی داری در سطح ۱ و۵ و ۱۰ درصد

نتایج آزمون های ریشه واحد انجام شده بر روی متغیرهای مذکور، $I(1)$ بودن تمام متغیرها را نشان میدهد . بدین ترتیب با تعیین مرتبه همگرایی متغیرها، اولین قدم در انجام روش یوهانسن برداشته شد.

در انجام روش یوهانسن، به تعیین الگوی تصحیح خطای برداری میپردازیم . یکی از مسائل مهم در برآورد این الگو مشخص کردن طول وقفه های متغیر وابسته است. برای تعیین تعداد وقفه های مناسب در کارهای تجربی معمولاً تک تک معادلات الگوی تصحیح خطای برداری را به روش[15] (OLS) برآورد می کنند و بررسی مینمایند که چه تعداد از وقفه های گنجانیده شده متغیرها در الگو از نظر آماری معنی دار است . بیش ترین طول وقفه با معنی به دست آمده از متغیرها در بین معادلات به عنوان تعداد وقفه مناسب برای الگو انتخاب میشود . زیرا در تحلیل همگرایی، کلیه معادلات الگوی تصحیح خطای برداری دارای طول وقفه یکسانی هستند (نوفرستی۱۳۷۸).

دراین مطالعه برای تعیین طول وقفه های متغیر وابسته در الگوی تصحیح خطای برداری از روشی که ذکر شد، استفاده شده است . نتایج حاصل از تخمین مدل با OLS در جدول شماره (۳) آمده است.

**جدول (۳): نتایج آزمون تشخیص الگو**

| آماره | LM | LEX | LΔP | LPAG | LGDP | LRER | LAV |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $F_K(7,2)$ | ۹/۱۸ | ۷/۰۸ | ۵/۶۴ | ۲/۴۴ | ۱/۷۰ | ۱/۲۳ | ۲/۱۷ |
| $F_{ac}(1,7)$ | ۰/۰۵ | ۰/۰۰۸ | ۱/۴۵ | ۰/۰۱ | ۱/۹۶ | ۰/۸۱ | ۰/۰۰۲ |
| $F_{het}(1,20)$ | ۰/۰۶ | ۰/۳۶ | ۰/۱۱ | ۱۱/۲۷** | ۰/۱۵ | ۱/۳۲ | ۰/۹۱ |
| $x^2_{(nor)}$ | ۱/۶۵ | ۱۵/۵۶** | ۱/۵۷ | ۸/۰۰** | ۰/۵۷ | ۰/۸۱ | ۳/۴۱ |

ماخذ: یافته های تحقیق *,** به ترتیب در فرضیه H در سطح ۹۹ ٪ و ۹۵ ٪ را شامل میشود

در جدول (۳)، $F_K$ صفر بودن ضرایب وقفه K، $F_{ac}$ نداشتن خودهمبستگی، $F_{het}$ واریانس ناهمسانی و $x^2_{(nor)}$ نرمال بودن توزیع جملات اخلال را آزمون می کند.

چنانچه ملاحظه میشود، صفر بودن ضریب وقفه دوم برای تمام متغیرها رد میشود. دو آماره مهم $F_{ac}$ و $F_{het}$ نشان می دهند که در اکثر مدل ها خود همبستگی و واریانس ناهمسانی وجود ندارد و فقط در متغیر *(LPAC)*، فرضیه واریانس ناهمسانی پذیرفته می شود. آماره $x^2_{(nor)}$ در ردیف چهارم جدول نشان می دهد در دو متغیر *LEX* و

[15] Ordinary Least – squares method

*LPAG* دارای توزیع نرمال در جملات اخلال نمی باشند. برای بهبود بخشیدن به معادلات رگرسیون، معمولاً اضافه کردن تعداد وقفه های متغیرها، بهبود چندانی را در از بین بردن مشکلاتی چون غیرنرمال بودن جملات اخلال، ایجاد نمیکند، بویژه اینکه معمولاً وقفه های بالاتر متغیرها از نظر آماری بی معنی هستند. در نتیجه باید از متغیرهای برون زای مجازی برای این مشکلات کمک بگیریم، با توجه به این موضوع که متغیرهای ما به صورت سری زمانی هستند، از دو متغیر مجازی $D_{53}$ برای شوک نفتی و $D_{57}$ برای شوک انقلاب استفاده می شود.

برای تعیین الگوی مناسب یوهانسن پیشنهاد میکند که این تعیین هماره با تعیین رتبه ماتریس مورد آزمون قرار بگیرد. برای تعیین بردارهای همگرایی و همچنین تعیین بهترین الگو پنج الگو را از مقیدترین آن براورد شده است که نتایج حاصله، در (جدول۴) قابل ملاحظه است.

**جدول (۴): کمیت های امارهٔ آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه به منظور تعیین الگوی بردارهای همگرایی**

| $\lambda_{max}$: H0 | $H_1$ | الگوی اول | الگوی دوم | الگوی سوم | الگوی چهارم | الگوی پنجم |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *r=0* | *r=1* | ۶۱/۹۷** | ۶۶/۲۱** | ۶۲/۷۰** | ۶۶/۰۴** | ۶۵/۷۲** |
| *r≤1* | *r=2* | ۵۲/۲۱** | ۵۴/۹۹** | ۴۷/۹۷** | ۶۱/۷۳** | ۵۶/۷۱** |
| *r≤2* | *r=3* | ۳۷/۴۳** | ۴۷/۱۰** | ۳۶/۸۵** | ۳۶/۸۵** | ۳۶/۶۴** |
| *r≤3* | *r=4* | ۲۲/۱۶* | ۳۵/۱۳** | ۲۰/۷۲ | ۳۲/۳۵** | ۳۰/۴۸* |
| *r≤4* | *r=5* | ۱۱/۸۶ | ۱۶/۴۵ | ۱۴/۹۵ | ۱۵/۲۷ | ۱۴/۸۷ |
| *r≤5* | *r=6* | ۴/۶۲ | ۱۱/۵۴ | ۳/۷۳ | ۱۴/۸۵ | ۱۱/۹۸ |
| *r≤6* | *r=7* | ۰/۳۰ | ۳/۵۱ | ۰/۷۲ | ۳/۰۹ | ۲/۳۲ |
| $\lambda_{trace}$: H0 | | | | | | |
| *r=0* | *r≥1* | ۱۹۰/۵۵** | ۲۳۴/۹۴** | ۱۸۷/۴۱** | ۳۲۰/۱۸** | ۲۱۸/۷۲** |
| *r≤1* | *r≥2* | ۱۲۸/۵۸** | ۱۶۸/۷۳** | ۱۲۴/۷۱** | ۱۶۴/۱۴** | ۱۵۳/۰۱** |
| *r≤2* | *r≥3* | ۷۶/۳۷** | ۱۱۳/۷۴** | ۷۶/۹۷** | ۱۰۲/۴۱** | ۹۶/۲۹** |
| *r≤3* | *r≥4* | ۳۸/۹۴* | ۶۶/۶۳** | ۴۰/۱۲ | ۶۵/۵۶** | ۵۹/۶۵** |
| *r≤4* | *r≥5* | ۱۶/۷۸ | ۳۱/۵۰ | ۱۹/۴۰ | ۳۳/۲۱ | ۲۹/۱۷ |
| *r≤5* | *r≥6* | ۴/۹۲ | ۱۵/۰۵ | ۴/۴۵ | ۱۷/۹۴ | ۱۴/۳۰ |
| *r≤6* | *r≥7* | ۰/۳۰ | ۳/۵۱ | ۰/۷۲ | ۳/۰۹ | ۲/۳۲ |

ماخذ: یافته های تحقی  * و ** به ترتیب نشان دهندهٔ رد فرضیه $H_0$ در سطح معنی داری ۹۰ ٪ و ۹۵ ٪ است.

سه بردار همگرایی نیز بین متغیرهای الگو وجود دارد. اگر این روش را بر اساس آماره آزمون $\lambda_{max}$ نیز دنبال کنیم، همانگونه که در جدول (۸) پیوست مشاهده میشود، نتیجه متفاوت از آماره آزمون $\lambda_{trance}$ نیست. در این رابطه نیز فرضیه صفر وجود $r=3$ بردار همگرایی، در کمیت آماره $\lambda_{max} = 20/72$ پذیرفته میشود که متعلق به الگوی سوم است. این سه بردار همگرایی نشان دهنده سه رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو هستند. این بردارها در جدول (۵) آورده شده است که نشان می دهد،

جدول (۵): بردارهای همگرایی متغیرهای مورد مطالعه

| متغیرها | بردار یک | بردار دو | بردار سه |
|---|---|---|---|
| LAV | -۱/۹۴۵۹ | -۶/۵۸۴۱ | ۰/۲۵۰۸۶ |
| | (۴/۳۷۴۹) | (-۱/۰۰۰۰) | (-۱/۵۳۰۴) |
| LPAG | ۰/۸۶۹۱۵ | ۱/۵۷۴۴ | ۰/۱۶۳۹۲ |
| | (-۱/۹۵۴۱) | (۰/۲۳۹۱۳) | (-۱/۰۰۰۰) |
| LRER | -۰/۶۴۸۶۳ | ۱/۰۱۴۹ | -۰/۰۷۴۷۷۲ |
| | (۱/۴۵۸۳) | (۰/۱۵۴۱۴) | (۰/۴۵۶۱۵) |
| LEX | ۰/۴۴۴۷۷ | ۰/۸۴۹۱۵ | -۰/۰۲۴۳۸۹ |
| | (-۱/۰۰۰۰) | (۰/۱۲۸۹۷) | (۰/۱۴۸۷۸) |
| LM | -۰/۹۱۸۸۸ | ۰/۴۹۲۸۶ | -۰/۲۰۸۹۳ |
| | (۲/۰۶۵۹) | (۰/۲۴۲۶۸) | (۱/۲۷۴۶) |
| LGDP | ۰/۵۲۹۲۵ | ۱/۵۹۷۸ | -۰/۳۵۸۶۰ |
| | (-۱/۱۸۹۹) | (۰/۲۴۲۶۸) | (۲/۱۸۷۶) |
| LΔP | -۰/۱۱۷۴۳ | -۰/۰۷۸۶۵۷ | -۰/۴۸۰۸۵ |
| | (۰/۲۶۴۰۳) | (-۰/۰۱۱۹۴۷) | (۲/۹۳۳۵) |

تذکر: اعداد داخل پرانتز بردارهای نرمال شده را نشان می دهد.

سه بردار همگرایی وجود دارد که برای بررسی اثر متغیرهای کلان بر بخش کشاورزی بردار اول برحسب صادرات محصولات کشاورزی، بردار دوم براساس ارزش افزوده بخش کشاورزی و بردار سوم براساس شاخص قیمت محصولات کشاورزی نرمال شده است و نهایتاً روابط کلانی بین متغیرهای مورد مطالعه به صورت زیر نتیجه شد:

$$LEX = 4/3845LAV - 1/9632\ LPAG + 1/4702LRER + 2/0712LM - 1/901LGDP + 0/26403L\Delta P \quad (۱)$$

$$LAV = 0/24895LPAG + 0/16515LRER + 0/13901LEX + 0/085976LM + 0/25208LGDP - 0/011895L\Delta P \quad (۲)$$

$$LPAG = -1/5304LAV + 0/46045LRER + 0/14878LEX + 1/2856LM + 2/1876LGDP + 2/9405L\Delta P \quad (۳)$$

معادله (۱) بیان می دارد افزایش نرخ مؤثر واقعی ارز که نشان دهنده افزایش قیمت پول خارجی نسبت به قیمت پول داخلی است، در حقیقت بیان کننده کاهش ارزش پول می باشد در نتیجه کالاهای صادراتی کشور برای کشورهای

وارد کننده به طور نسبی ارزان می شود و تقاضای آن ها را افزایش می دهد. در این مطالعه یک درصد افزایش در نرخ مؤثر واقعی ارز، صادرات محصولات کشاورزی را ۱/۴۷ درصد افزایش می دهد. تأثیر تولید ناخالص داخلی بر صادرات را می توان چنین بیان کرد که با افزایش آن، درآمد جامعه افزایش می یابد و با توجه به اینکه کشور ما از جمله کشورهای در حال توسعه می باشد، بنابراین ابتدا تقاضا برای محصولات کشاورزی افزایش می یابد و به دنبال آن از صادرات کشاورزی کاسته می شود. کشش این متغیر در معادله مورد بررسی در حدود ۱/۹۰- می باشد. از دیگر متغیرهای مربوط به سیاست پولی، می توان حجم پول واقعی و نرخ تورم را نام برد. همانطور که معادلات نشان می دهند، یک درصد افزایش در متغیرهای مذکور به ترتیب منجر به افزایش ۲/۰۷ و ۰/۲۶ درصدی صادرات محصولات کشاورزی می شود. بنابراین در بین متغیرهای پولی، حجم پول واقعی با کشش تر است. از طرفی متغیرهای کشاورزی موجود در معادله نیز بر روی صادرات محصولات کشاورزی مؤثرند، ولی در این مطالعه اثر متغیرهای پولی بررسی شده است.

معادله (۲) ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه با ارزش افزوده بخش کشاورزی را نشان می دهد. این معادله از نرمال شدن بردار همگرایی دوم به دست آمده است. در این رابطه اثر متغیرهای پولی بر متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی قابل مشاهده است. از آن جمله می توان به نرخ مؤثر واقعی ارز اشاره کرد. با افزایش این نرخ، کاهش ارزش پول را داریم که این کاهش با افزایش صادرات محصولات کشاورزی همراه ست و به دنبال آن ارزش افزوده بخش کشاورزی افزایش می یابد. همانطور که در معادله ۲ ملاحظه می شود یک درصد افزایش در نرخ مؤثر واقعی ارز، LAV را ۰/۱۶ درصد افزایش می دهد. افزایش حجم پول واقعی موجب افزایش قیمت محصولات کشاورزی می شود و به دنبال آن ارزش افزوده بخش کشاورزی افزایش می یابد. اما در این مطالعه چون از LAV به قیمت ثابت استفاده شده است، یک درصد افزایش حجم پول واقعی، ارزش افزوده کشاورزی را حدود ۸ ٪ درصد افزایش می دهد. این افزایش بسیار ناچیز است، بنابراین می توان گفت اثر حجم پول واقعی در بلند مدت بر متغیر LAV خنثی است. بررسی اثر نرخ تورم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی نشان دهنده اثر منفی کوچکی است که کشش آن برابر ۱ ٪ - است. بنابراین در بین متغیرهای پولی نرخ مؤثر واقعی ارز بر ارزش افزوده کشاورزی مؤثرتر است. اما افزایش تولید ناخالص داخلی نشانگر افزایش سطح درآمد واقعی افراد جامعه است، افزایش درآمد را نیز افزایش تقاضای محصولات به دنبال دارد، بنابراین LAV افزایش می یابد.

معادله (۳) نشان دهنده ارتباط متغیرهای مورد مطالعه با شاخص قیمت محصولات کشاورزی است. این مطالعه از نرمال شدن بردار همگرایی سوم به دست آمده است. در این رابطه اثر متغیرهای پولی بر شاخص قیمت محصولات کشاورزی و نرخ مؤثر واقعی ارز بررسی شده و نتایج حاکی از آن است که با افزایش این نرخ، ارزش پول کاهش یافته که موجب افزایش صادرات محصولات کشاورزی خواهد شد . افزایش صادرات محصولات کشاورزی موجب افزایش تقاضای این محصولات میشود و نهایتاً، قیمت محصولات کشاورزی افزایش می یابد. افزایش یک درصدی نرخ مؤثر واقعی ارز، شاخص قیمت محصولات کشاورزی را ۰/۴۶ درصد افزایش میدهد . افزایش حجم پول واقعی موجب افزایش قیمت محصولات کشاورزی می شود. افزایش نرخ تورم که با افزایش سطح عمومی قیمت ها همراه است و افزایش *LPAG* را به دنبال دارد . افزایش یک درصدی حجم پو ل واقعی نرخ تورم به ترتیب قیمت محصولات کشاورزی را ۱/۲۸ و ۲/۹۴ درصد افزایش می دهد . افزایش تولید ناخالص داخلی، افزایش درآمد کل افراد جامعه را

به دنبال دارد . بنابراین تقاضای محصولات کشاورزی افزایش می یابد و در پی آن شاخص قیمت محصولات کشاورزی افزوده می شود که کشش آن در این مطالعه ۲/۹۲ به دست آمده است. در بلندمدت در بین متغیرهای پولی و اثر آن ها بر شاخص قیمت محصولات کشاورزی، نرخ تورم بیش ترین اثر و نرخ مؤثر واقعی ارز کمترین اثر را بر متغیر مذکور دارد.

معمولابرای بررسی روابط کوتاه مدت بین متغیرها از توابع واکنش ضربه ای استفاده می شود یک واکنش ضربه ای، مولفه های مربوط به متغیرهای درونزا را به شوکهایی که به متغیرهای خاصی تعریف میشوند، تفکیک میکند. به هرحال پس از بدست آمدن نتایج حاصل از تخمین الگوی *VAR*، شوک هایی به سیستم وارد نمودیم تا واکنش متغیرها به آن شوک ها مورد بررسی قرار گیرد و زمانبندی شوک ها و مدت زمان استهلاک آ ن ها معلوم گردد . شوکهای وارده در هر بار معادل جذر واریانس باقیمانده های حاصل از هر رگرسیون بوده است . بنابراین یک تغییر در انحراف معیار یک رگرسیون خاص علاوه بر تغییر متغیر مستقل رگرسیون، بنا به ساختار پو یای سیستم باعث تغییر مقادیر آینده آن متغیر و سایر متغیرهای کوتا ه مدت میشود.

در این مطالعه چون هدف بررسی رابطه بین متغیرهای پولی و بخش کشاورزی است، اثر متغیرهای پولی بر تک تک متغیرهای بخش کشاورزی بررسی شده و علاوه بر آن اثر شوک وارده از طرف نرخ تورم بر صادرات کشاورزی بررسی می شود. یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در نرخ تورم و حجم پول واقعی در سال اول اثری بر صادرات ندارد. ولی نرخ تورم در سال های دوم، سوم، ... و ششم به ترتیب به میزان ۰/۰۱۵ ، ۰/۰ ۸۸ ، ... و ۰/۰۰۵ باعث کاهش صادرات و بعد از شش دوره این اثر معکوس شده و اثر مثبت پیدا می کند که به معنی اثر مثبت بلند مدت این متغیرها بر صادرات کشاورزی است. اما اثر حجم پول واقعی نیز مشابه نرخ تورم میباشد. در سال چهارم به بیش ترین حد خود میرسند، سپس این نرخ کاهشی، کاهنده میشود و در سال ششم به بعد حالت معیار در نرخ مؤثر واقعی ارز در کو تاه مدت با نوساناتی اثر منفی بر روی صادرات کشاورزی دارد. علت منفی بودن اثر به علت مؤثر نبودن نرخ ارز و همچنین قابل رقابت نبودن آن در سال های اولیه با سایر کشورها میباشد، ولی در بلند مدت اثر مثبت بر روی متغیر صادرات کشاورزی دارد.

اثر شوک وارده از طرف نرخ تورم و حجم پول بر روی قیمت های کشاورزی به این صورت است که با شوکهایی به اندازه یک انحراف معیار از طرف این دو متغیرها، ابتدا در کوتاه مدت اثر افزایشی بر قیمت محصولات کشاورزی می گذارد و بعد از آن موجب کاهش روند این متغیر می شود. نرخ تورم در سال های دوم و سوم به ترتیب ۰/۱۸ و ۰/۰۰۹ موجب افزایش *LPAG* می شود ولی از سال پنجم این اثر منفی است و بعد از سال هشتم اثر منفی روند کاهشی دارد. حجم پول واقعی نیز در سال های دوم و سوم به میزان ۰/۰۰۹ و ۰/۰۱۶ باعث افزایش *LPAG* میشود و بعد از نوساناتی به اثر بلندمدت خود برمیگردد. نرخ مؤثر واقعی ارز با نوساناتی اثر مثبت در کوتاه مدت بر روی شاخص قیمت محصولات کشاورزی دارد، ولی اثر حجم پول واقعی از دو متغیر دیگر کوتاه مدت بیش تر است.

در این قسمت اثرات شوک وارده از طرف سه متغیر نرخ تورم، نرخ مؤثر واقعی ارز و حجم پول بر ارزش افزوده کشاورزی بررسی شده است که نشان می دهد حجم پول اثر بسیار محدود اما مثبتی بر روی این متغی ر دارد و نرخ مؤثر واقعی ارز با نوساناتی اثر مثبت بر روی ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. در مورد این متغیر نیز شوک حاصل از نرخ تورم اثر زیادی نسبت به سایر متغیرها بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد و این متغیر شوک حاصل از نرخ

تورم در کوتاه مدت اثر زیاد اما منفی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. این روند با نوساناتی ادامه مییابد و در بلندمدت یک اثر منفی ولی ثابت به خود میگیرد.

## نتیجه گیری و پیشنهادها

به طور کلی نتایج نشان می دهند نرخ مؤثر واقعی ارز در بلند مدت اثرش بر صادرات کشاورزی مثبت ولی در کوتاه مدت این اثر منفی است. علت آن را می توان چنین بیان نمود که با افزایش نرخ مؤثر واقعی ارز تقاضای صادرات افزایش می یابد. اما به دلیل این که تولید و عرضهٔ محصولات کشاورزی متناسب با تقاضای داخلی و صادرات، تکنولوژی مناسب وارد بخش کشاورزی شود و مسئولان تسهیلات لازم را برای ورود تکنولوژی در اختیار کشاورزان قرار دهند تا عرضه و تقاضا بتواند متناسب با یکدیگر رشد یابند. بدین ترتیب این متغیر پولی می تواند در کوتاه مدت به طور موثرتری بر صادرات تأثیرگذار باشد.

در بلند مدت متغیرهای پولی با نرخی کاهنده بر ارزش افزودهٔ کشاورزی اثری مثبت و در کوتاه مدت نیز نرخ مؤثر واقعی ارز حجم پول واقعی بر ارزش افزوده کشاورزی اثر مثبت دارند، ولی نرخ تورم در کوتاه مدت اثر منفی بر این متغیر دارد. با توجه به بی کشش بودن اثر متغیرهای پولی می توان دریافت ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی نسبت به دو متغیر دیگر کشاورزی کم تر از متغیرهای پولی متأثر می شوند.

بررسی متغیرهای پولی درمورد متغیر شاخص قیمت بخش کشاورزی، این موضوع را روشن می کند که این متغیرها بیش ترین اثر را در کوتاه مدت بر قیمت کشاورزی دارند، به ویزه نرخ تورم و حجم واقعی پول که با نرخی فزاینده اثر مثبت بر این متغیر دارند، بنابراین برای کنترل قیمت محصولات کشاورزی، متغیرهای پولی به ویژه نرخ تورم و حجم واقعی پول توصیه می شود.

## منابع


۱. ابراهیمی، م. (۱۳۷۷)، نرخ واقعی ارز، سیاست پولی، ثبات در تولید و قیمت (مورد ایران)، *رسالهٔ دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.*

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال های مختلف، گزارش اقتصادی و ترازنامهٔ بانک مرکزی، تهران.

۳. برانسون، ویلیام.اچ . (۱۳۸۲)، تئوری و سیاست های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، *چاپ ششم، تهران :نشر نی.*

۴. بهنام، (۱۳۷۶) ،. تنگناها و علل رکود صادرات غیرنفتی ایران، *پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران.*

۵. توکلی، ا. ۱۳۷۶، تحلیل سریهای زمانی و همگرایی یکسان، *انتشارات مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.*

۶. حاجیان، م.ه. (۱۳۸۶)، بررسی ت أثیر سیاست های پولی و مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی ایران، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی، ۷(۴): ۴۷-۲۷.*

۷. حسینی، م . ع، (۱۳۷۵)، تأثیر سیاست های ارزی و تجاری بر انگیزش نسبی تولیدات کشاورزی ایران در دو دهۀ گذشته، *پایان نامۀ کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.*

۸. حکیمی پور، ن و کریمی، ع. (۱۳۸۳)، عملکرد بخش کشاورزی ایران در سه برنامه توسعه پس از انقلاب و چالش های عمده این بخش، *فصلنامه بانک و کشاورزی، ۵: ۱۹۳-۱۶۵.*

۹. ساسولی، م.ر. و صالح، ا. (۱۳۸۶)، تأثیر سیاست های پولی و مالی بر بخش کشاورزی، *ویژه نامه ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.*

۱۰. سلطانی، غ .و نجفی، ب. (۱۳۶۲)، اقتصادکشاورزی، *مرکز نشر دانشگاهی، تهران.*

۱۱. عبدشاهی، ع . و ترکمانی، ج . (۱۳۷۹)، بررسی اقتصادی صادرات مرکبات ایران »، *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران، جلد اول، صص* 463 -۴۳۸.

۱۲. فطرس، م . ج. (۱۳۸۵)، اثر سیاست های پولی و مالی دولت بر متغیرهای عمدۀ بخش کشاورزی در دورۀ ۷۰-۱۳۵۰، *فصلنامۀ اقتصادکشاورزی و توسعه، شماره* 15.

۱۳. فلاحی، م . ع. (۱۳۷۰)، بررسی سیاست های پولی ایران بعد از انقلاب، پایان نامۀ کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق(ع).

۱۴. قطمیری، م. ع. و خاوری، ا. (۱۳۷۹)، انحراف نرخ واقعی ارز از مقدار تعادلی و صادرات بخش کشاورزی بخش کشاورزی: مورد ایران (۷۵-۱۳۵۰)، *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، جلد اول، صص ۵۶۹-۵۴۹.*

۱۵. گوهریان، م.ا. (۱۳۷۴)، مدیریت صادرات غیرنفت ی، جلد اول، *مؤسسۀ مطالعات و پژوهش های بازرگانی.*

۱۶. مجدزاده طباطبایی، ش. (۱۳۷۶)، بررسی اثرات سیاست های تثبیت اقتصادی بر متغیرهای حقیقی کلان اقتصادی: مطالعه موردی ایران، *پایان نامه کارشناسی ارشد، بخش اقتصاد دانشگاه شیراز.*

۱۷. مطیعی، ن. (۱۳۷۴)، تأثیر نرخ ارز بر بخش کشاورزی، *پایان نامۀ کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکدۀ کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.*

۱۸. مقدسی و یزدانی، س. (۱۳۷۹)، مطالعۀ رابطه متغیرهای عمدۀ اقتصادی بخش کشاورزی با سیاست های پولی و مالی، *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، جلد اول، صص ۲۱۶-۱۹۰.*

۱۹. ملکی، ب. (۱۳۷۵)، نگرشی نو بر صادرات غیرنفتی: بررسی موردی محصولات دامی ایران، *مؤسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی.*

۲۰. موسوی، س. (۱۳۸۹)، بررسی اثرات سیاست مالی بر ارزش افزوده بخش های کشاورزی و صنعت در ایران، *تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۴: ۱۳۴-۱۲۱.*

۲۱. مهرابی بشرآبادی، ح. (۱۳۷۹)، تأثیر سیاست های ارزی و تجاری بر بخش کشاورزی (با تأکید بر محصولات زراعی و باغی)، *رسالۀ دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکدۀ کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.*

۲۲. مهرابی بشرآبادی، ح. و چیذری، ا. ح. (۱۳۷۹)، بررسی رابطۀ بین رشد ارزش افزوده و تجارت خارجی بخش کشاورزی در ایران، *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، جلد اول، صص ۵۶۹-۵۴۹.*

۲۳. میرفخرایی، م. (۱۳۷۲)، تأثیر سیاست های تجاری و نرخ ارز بر انگیزه های تولید، *چاپ اول، انتشارات مرکز مطالعات برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی، تهران.*

۲۴. نوفرستی، م. (۱۳۷۸)، ریشهٔ واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، *مؤسسهٔ فرهنگی رسا، تهران.*

۲۵. ولدخانی، ع. (۱۳۷۶)، عوامل تعیین کنندهٔ صادرات غیرنفتی در ایران، *مجلهٔ برنامه و بودجه، ۲۲ و ۲۳: صص ۳۰-۲۳.*

26. and nominal agricultural prices, *American Journal of Agricultural Economics,* 65: 303-307.
27. Barnett, R.D., Bessler D.A. and Thompson R.L. (1983). The money supply
28. Bessler, D.A. (1984). Relation prices and money: A vector autoregression on brazillian data, American *Journal of Agricultural Economics,* 66: 25-30.
29. Chambers, R.G. and Just, R.E. (1981). Interrelationships between money instruments and agricultural commodity trade", American Journal of Agricultural Economics, 63: 934-41.
30. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of estimator for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association,* 74: 427-31.
31. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49: 1057-72.
32. Doornik, J.A. and Hansen, H. (1994). A practical test for univariate and multivariate normality, Discussion Paper, Nuffield College, Oxford.
33. Doornik, J.A., Hendry, D.F. and Nielsen, B. (1998). Inference in cointegrating models: UKMI revisited", *Journal of Economic Surveys*, 12:533-72.
34. Dorfman, J.H. and Lastrapes, W.D. (1996). The dynamic responses of crop and livestock prices to money supply shock: A bayesian analysis using longrun identifying restriction, American Journal of Agricultural Economics, 78:530-41.
35. Engel, L.F. and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", Econometrica, 55: 251-76.
36. Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vector in caussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59: 151-80.
37. Johansen, S. (1992). Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand. *Journal of Policy Modelling*, 14:313-34.
38. Johansen, S. (1998). Statistical analysis of cointegration in vectors. Jour*nal of Economics Dynamics and Control,* 12: 231-54.
39. Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52:169-210.
40. Kaabia, M.B. and Gil J.M. (2000). Short and long-run effects of macroeconomic variables on the Spain agricultural sector. *European Review of Agricultural Economics,* 27:499-71.
41. Lachall, L. and Womack, A.W. (1998). Impacts of Trade and Macroeconomic Canadian Economics, *American Journal of Agricultural*, Vol. 80, PP. 42-534.
42. Saibo, M.O. adn Nwosa, I.P. (2011). Effects of Monetary Policy on Sectoral Output Growth in Nigeria (1986-2008). *Journal of Economics and Behavioral Studies*, Vol. 2, PP. 245-254.
43. Schuh, G.E. (1974). The exchange rate and U.S. agriculture. *American Journal of Agricultural Economics,* 63:934-41.

**The Effect of Macroeconomic Policies on Iran's Agricultural Sector: Using the Vector Error Correcting Model (VECM)**

**Abstract**

the growth of the agricultural sector be examined. Including policies that are widely used in macroeconomics to achieve economic growth, monetary and fiscal policies have been introduced. In this study, the relationship between monetary policy and financial and real added value of the agricultural sector during the five-year development plans and previous studies have investigated after the revolution. Recognizing the importance of the issue mentioned in the present study, the relationship between economic variables of the agricultural sector's added value, export price and monetary variables (real money supply, inflation and real effective exchange rate) using autoregressive vectors, and Johansen convergence regressions for the period 1392-1362 have been studied. The results of this study indicate that the real exchange rate in the long-term effect on agricultural exports were positive but negative in the short term. In this context, two other variables in the short-term monetary agricultural exports have a negative effect on lowering VAT rate on long-term monetary variables with a positive effect but is negative in the short term. In this context, monetary as well as two other variables in the short term have a negative effect on agricultural exports. In the long run monetary variables by lowering the VAT rate will have a positive impact in the short term real effective exchange rate and real money supply inflation rate grew increasingly positive effect but have a negative effect on agricultural value added. In fact, it is growing at a rate of monetary variables have a positive impact on the price of the agricultural sector**.**

***JEL*:** E52, E01, C01, C82

***Keywords*:** monetary variables, macro variables agriculture, Johansen cointegration, vector error correction model..