تجزیه و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر بخش کشاورزی ایران

محسن علیخانی[۱]، غلامرضا پیکانی[۲]

چکیده

آزمونهای علیت گرنجر و تکنیک خودگرسیون برداری(VAR) برای تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر تولید و قیمتهای کشاورزی ایران استفاده شده است.

به دلیل اینکه بحث و مجادله زیادی در خصوص مکانسیم ارتباطهای کلان اقتصادی وجود دارد، تئوریها و مدلهای تجربی مختلفی ایجاد شده تا روابط بین متغیرهای کلان، نرخهای مبادله و بخش کشاورزی را مورد مطالعه قرار دهند. در این مقاله چگونگی ارتباط بین تغییرات عرضه پول، نرخ بهره، تولید و قیمتهای غیرکشاورزی با قیمتها و تولید کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته است. پس از تشریح تستهای علیت گرنجر ، دلایل استفاده از فرایند مدلسازی خودرگرسیون برداری بیان شده و سپس مجموعه ای از آزمونهای علیت دو متغیره و چند متغیره بر متغیرهای بخش کشاورزی (قیمت و تولیدات) و متغیرهای اقتصاد کلان(تولید تجاری غیرکشاورزی، قیمتهای غیرکشاورزی، عرضه پول و نرخهای بهره) برای تبیین دلایل اولیه ارتباط بین متغیرها انجام گرفته است. سرانجام از مدلهای خودرگرسیون برداری، تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس جهت تعیین پویایی روابط بین متغیرهای کلان و بخش کشاورزی استفاده شده است.

نتایج حاصل حاکی از آن است که علیت یک طرفه و از سوی متغیرهای کلان بر بخش کشاورزی وجود داشته که این موضوع بوسیله تابع واکنش آنی مورد تائید قرار گرفته است. در حالی که واکنش‌های تولید و قیمت‌های کشاورزی به منبع تکانه در بخش غیرکشاورزی قوی است، واکنش بعدی به تکانه کشاورزی ضعیف می باشد.

مقدمه

مدلهاي تجربي و تئوريكي مختلفي روابط بين متغيرهاي اقتصاد كلان داخلي، نرخهاي مبادله و بخش كشاورزي را بررسي كرده‌اند. براي مثال چمبرز (۱۹۸٤) و جاست به اين نتيجه رسيدند كه سياستهاي پولي كوتاه‌مدت همراه با سياستهاي محدودكننده‌اي كه به طور نسبي قيمتها و درآمد كشاورزي را تحت تأثير قرار مي‌دهد مي‌توانند تأثيرات غيرخنثي بر بخش كشاورزي داشته باشند. اردن با استفاده از نتايج خودرگرسيون برداري(VAR) نشان داد كه تكانه‌هاي عرضه پول تأثير مستقيم ناچيزي بر بخش كشاورزي دارد، در حاليكه تكانه‌هاي نرخ بهره، نرخ مبادله و سطح كلي قيمت تأثيرات منفي داشته‌اند. همچنين قيمت و صادرات كشاورزي اثر كمي بر متغيرهاي كلان اقتصادي دارند. بسلر از داده هاي برزيل براي نمايش دليل يك طرفه بودن عليت گرنجر از عرضه پول به قيمتهاي كشاورزي استفاده كرد. گزارش نتايج تجربي تيلور و اسپريگز اثرات معني‌دار

---

[۱] عضو هيأت علمي دانشگاه آزاد اسلامي، واحد شهرري
[۲] استاديار دانشكده كشاورزي، دانشگاه تهران

متغيرهاي پولي اقتصاد كلان بر قيمتهاي كشاورزي كانادا را نشان مي‌دهد. ديگر مطالعات روي اين موضوع شامل چمبرز (۱۹۸۱)، استارليت، روسر و همكاران و داوادوس و مير مي‌باشد.

با اين وجود بحثهاي زيادي در خصوص مكانيسم ارتباطهاي كلان اقتصادي وجود دارد به طوريكه گاردنر بيان مي‌كند " اثرات متغيرهاي اقتصاد كلان بر سطح قيمت و درآمدهاي واقعي كشاورزي هنوز يك سئوال باز مي‌باشد ". نكته قابل توجه ديگر اين است كه در بيشتر اقتصادها، كشاورزي به عنوان يك منبع ناپايدار محسوب مي‌شود. اين ديدگاه بر اثرات وقايع كلان اقتصادي بر بخش كشاورزي تأكيد دارد. مدلهاي ديگر تفسيرهاي نسبتاً متفاوتي از اثر رويدادهاي اقتصاد كلان بر بخش كشاورزي دارند (براي مثال بوردو ، فرانكل، اردن)

به طور كلي در خصوص ارتباط اقتصاد كلان و كشاورزي تئوريهاي مختلفي وجود دارد. در اين مقاله با استفاده از تستهاي عليت گرنجر و روشهاي خودرگرسيون برداري چگونگي تغييرات عرضه پول، نرخ بهره، توليد غير كشاورزي و قيمتهاي غيركشاورزي با توليدات و قيمتهاي كشاورزي مورد بررسي قرار مي‌گيرد.

در بخش اول اين مقاله تستهاي عليت گرنجر و دلايل اصلي فرايند مدلسازي خودرگرسيون برداري ارائه مي‌شود. بخش دوم شامل داده‌ها و كاربردهاي تجربي بوده و سرانجام در بخش نهايي نتايج به دست آمده ارائه مي‌شوند.

مواد و روشها

اغلب سريهاي زماني غيرايستا بوده و استفاده از رگرسيون معمولي بين چنين داده‌هايي به رگرسيون كاذب منجر مي‌شود. وجود ريشه واحد در مدلهاي خودرگرسيوني سريهاي زماني نشان دهنده آن است كه سري مورد نظر غيرايستا بوده و زماني كه اين سري انباشته از مرتبه يك باشد((I(1))، با يكبار تفاضل گيري ايستا خواهد شد(يا انباشته از مرتبه صفر). زماني كه همه سريهاي مورد استفاده انباشته از مرتبه يك باشد و تركيبات خطي آنها ايستا باشد، نمايانگر وجود همگرايي در سريهاي زماني مي‌باشد و در اين وضعيت مسئله رگرسيون كاذب نمي‌تواند مسئله ساز باشد. همگرايي حاكي از وجود يك رابطه تعادلي بلندمدت است(گرنجر، ۱۹۸۸). از آنجايي كه وجود همگرايي بين دو متغير انباشته از درجه متفاوت امكان پذير نيست، در ابتدا درجه انباشتگي هر سري تست مي‌شود.

براي تست وجود ريشه واحد در سريهاي زماني از آزمون ديكي- فولر تعديل يافته[1](ADF)(ديكي و فولر، ۱۹۸۱) در حالت با و بدون روند زماني استفاده شده و تعداد وقفه بهينه لازم براي انجام اين آزمون از آماره‌هاي آكائيك و شوارتز- بيزين موجود در نرم افزار Microfit استخراج شده است.

[1]- Augmented Dickey-Fuller

مجموعه‌ای از آزمونهای علیت دو متغیره و چند متغیره بر روی متغیرهای بخش کشاورزی (قیمتها و تولید) و متغیرهای اقتصاد کلان (تولید غیرکشاورزی, قیمتهای غیرکشاورزی, عرضه پول, نرخهای بهره) به منظور تعیین دلایل اولیه ارتباط بین متغیرها انجام شده است. هر چند که آزمونهای علیت گرنجر تنها جهت حرکت علیت را نشان می‌دهد. همچنین براي بررسي ارتباطات بین متغیرها از تجزیه و تحلیل واکنش تحریکي استفاده شده است. از آنجايي كه انحراف از تعادل بلندمدت ايستاست، هرگونه تكانه وارده بر سيستم تعيين كننده مسيرهاي زماني است كه در نهايت به يك تعادل جديد بلندمدت بر مي‌گردد. هر واكنش تحريكي در واقع واكنش يك متغير در برابر تكانه‌اي به اندازه انحراف معيار متغير ديگر است. اين موضوع در غالب تابع واكنش آنی از روش خود رگرسیون برداری (VAR) ارائه شده به وسیله سیمز(۱۹۸۰) بیشتر آشکار می‌شود.

فرایند تصادفی $x(t)/=[x1(t) , x2(t), \dots , xn(t)]^{/}$ از درجه n و با میانگین صفر و کوواریانس همسان می تواند در قالب رابطه زیر بیان شود.

$$A(L).X(t) = U(t) \qquad (1)$$

در رابطه شماره ۱, A(L) ماتریس چند جمله ای وقفه دار است به طوریکه

$$A(L)= I + A_1L + A_2L_2 + \dots + A_mL_m \quad As \ \ s=1 , 2 , \dots , m \qquad (2)$$

يعني يك ماتريس n*n از ضرائب متغيرهاي سری زمانی , Ut يك بردار نوفه سفيد n*1 می‌باشد. معادله شماره ۱ بیانگر یك VAR از X(t) است (سیمز, ۱۹۸۰). هر كدام يك از n جزء X(t) در معادله شماره يك فرض مي‌شود كه با ديگر اجزای X(t) درونزاست و ساختار وقفه‌اي در طول متغيرها و معادله شماره ۱ متقارن است. در اين تصريح تخمين زنهاي حداقل مربعات معمولي يك برآوردگر سازگار از $A_1,A_2 \dots A_m$ محسوب مي‌شود.(جاج و همکاران)

اگر ماتريس چند جمله‌اي معادله ۱ قابل معكوس شدن باشد، پس معادله ۱ مي‌تواند به صورت يك بردار از ارزشهاي ميانگين متحرك نامحدود نوشته شود.

$$X(t) = A^{-1}(L)U(t) = \sum_{S=0}^{\infty} B_s U(t-s) \qquad (3)$$

عنصر i , zام از B_s در معادله ۳ يعني $b_{ij(s)}$ مي‌تواند واكنش دوره s متغير iام را بر تكانه اولين دوره در متغير jام نشان دهد. ضرائب ميانگين متحرك تابع واكنش آني كه خارج از دوره زماني همه متغيرها در مدل به اندازه يك انحراف استاندارد در يك متغير افزايش يافته است را ارائه مي‌كند. همچنين ميانگين متحرك يك معيار مناسبي جهت بررسي اثرات متغيرهاي مدل بر يكديگر ارائه مي‌كند. اين معيار پيش بيني تجزيه واريانس خطا مي‌باشد كه به صورت زير تعريف مي‌شود.

$$hi(t) = \frac{\sum_{S=0}^{k} bij^2 s}{\sum_{S=0}^{k}\sum_{j=1}^{m} bij^2(s)} \qquad (4)$$

معادله شماره ٤ نسبت k+1 واريانس خطاي پيش بيني در x_i بر x_j را نشان مي‌دهد.

داده‌ها و نتايج تجربي

در اين مطالعه داده‌هاي سالانه توليد واقعي كشاورزي، قيمتهاي كشاورزي، عرضه پول، نرخ‌هاي بهره، توليد واقعي غير كشاورزي و قيمتهاي محصولات غير كشاورزي مورد استفاده قرار گرفته است. توليدات كشاورزي از مشاركت بخش كشاورزي در توليد ناخالص داخلي ايران(GDP) گرفته شده است. به همين ترتيب معيار توليد غير كشاورزي كه بيانگر مشاركت بخشهاي تجاري غير كشاورزي بر GDP ايران مي‌باشد.

قيمتهاي كشاورزي برگرفته از شاخصهاي قيمت مي‌باشند كه از تقسيم توليد اسمي بر توليد واقعي حاصل مي‌شوند. قيمتهاي غير كشاورزي نيز به همين صورت مورد محاسبه قرار گرفته است. براي متغير عرضه پول از ذخائر پول (M1) استفاده شده و متغير ديگر نرخهاي بهره مي‌باشد. سريهاي مورد استفاده داده‌هاي سالانه از ١٣٤٥ تا ١٣٨٢ مي‌باشند. در ساير قسمتهاي اين مقاله RAO نمايانگر توليد واقعي كشاورزي، PAO قيمت توليدات كشاورزي، M عرضه پول، R نرخ بهره، RNO توليد واقعي غيركشاورزي و PNO قيمت توليدات غيركشاورزي مي‌باشد.

نتايج

نتايج آزمون ريشه واحد متغيرها(بصورت لگاريتمي) با استفاده از تست ADF، بصورت با و بدون متغير روند در جدول شماره ١ آورده شده است. قبل از استفاده از اين آزمون وقفه‌هاي بهينه هر متغير از طريق آماره هاي آكائيك و شوارتز- بيزين بررسي شده و چون آماره شوارتز- بيزين در تعيين تعداد وقفه‌ها صرفه‌جويي مي‌كند، از نتايج اين آماره مورد استفاده قرار گرفته است.

جدول شماره ١، آزمون ريشه واحد ديكي‌فولر تعميم‌يافته درسطح داده‌ها

متغير	مدل بدون روند	مدل با روند
RNO	-٢/٣٥	-٢/١٥
PNO	-٢/٠٧	-٢/١٣
RAO	-٠/٦٨	-١/٢٧
PAO	-٠/٩٦	-٢/٦٠
M	-١/٤٩	-٠/٣٧
R	-٠/١٥	-٢/٥٣
ارزش بحراني	-٢/٩٩	-٣/٦٢

مأخذ: نتايج تحقيق

نتايج جدول شماره يك نشان مي‌دهد كه در هر دو مدل با و بدون روند، تمامي متغيرها انباشته از مرتبه يك I(1) هستند. علاوه بر آزمون ديكي فولر تعميم يافته، آزمون فيليپس پرون كه وجود شكست ساختاري را مورد آزمون قرار مي‌دهد، استفاده شده ولي بدليل رضايت و توافق كمي كه بر اين آزمون وجود دارد، نتايج آزمون ديكي فولر تعميم‌يافته ترجيح داده شده است.

در اين تحقيق بردار متغيرها به وسيله يك VAR با وقفه سه برآورد شده است. براي اين منظور همه متغيرها به استثناي نرخ بهره (R) در فرم لگاريتمي مورد استفاده قرار گرفته است. هر متغير با سه وقفه زماني در معادله خود رگرسيون استفاده شد و همچنين هر معادله شامل يك ضريب ثابت، روند زماني و يك متغير موهومي مربوط به انقلاب سال ۱۳۵۷ مي‌باشد.

شكست ساختاري پارامترهاي معادلات خودرگرسيون به وسيله آزمون چاو انجام گرفته است. شكست مورد نظر در سال ۱۳۵۷ (يعني ۵۷-۱۳٤۵ و ۸۲-۱۳۵۸) در نظر گرفته شده است. تست آماري مورد استفاده به صورت زير مي باشد:

$$F = \frac{(Rss - Rss_1) \Big/ (n - n_1)}{Rss_1 (n_1 - k - 1)} \qquad (5)$$

در اين رابطه RSS مجموع مربعات پسماندها بر اساس همه n مشاهده، RSS_1 مجموع مربعات پسماندهاي رگرسيون بر اساس زير مجموعه مشاهدات n_1 $(n_1<n)$ و k تعداد متغيرهاي توضيحي مي‌باشد.

آماره F اين آزمون براي متغيرهاي RAO ، M وPNO به ترتيب ۱۰/۰۳، ۵/٤۳ و ۸/۳۲ بوده است.ارزش بحراني آماره F نيز ۱/٤۵ برآورد شده است. براي سه متغير باقيمانده نيز (M,PAO,RNO) آماره F بزرگتر از مقدار بحراني آن بوده كه در مجموع نشان دهنده عدم وجود شكست ساختاري در پارامترهاي معادلات مي‌باشد.

جدول ۲ نتايج تست عليت را نشان مي دهد. نتايج آزمون دو متغيره نشان مي‌دهد كه هر كدام از متغيرهاي كلان (PNO, RNO, R , M) تأثير معني‌دار آماري (در سطح ۵ درصد) بر قيمت و توليدات كشاورزي دارد(حداقل در روش گرنجر). نتايج عليت يك طرفه از متغيرهاي كلان بر توليد و قيمت‌هاي كشاورزي بدون هر گونه بازخورد معني‌داري مي‌باشد به طوريكه تأثيرات توليد و قيمت‌هاي كشاورزي بر M ،R ،PNO وRNO به وسيله داده ها حمايت نشده است.

در مجموع آزمون عليت چند متغيره نيز در بر گيرنده نتايج دو متغيره مي‌باشد و متغيرهاي بخش كشاورزي (PAO وRAO) عليت گرنجر هر متغير ديگري نمي‌باشد. نتايج، اين فرضيه را كه R و M به صورت جداگانه و يا به عنوان يك گروه از نظر اقتصادسنجي تأثيرات قابل اندازه‌گيري بر RAO وPAO دارند را حمايت مي‌كند.

از نتايج آزمون عليت غير قابل تشخيص بودن تأثير RNO و PNO (به عنوان يك گروه) بر قيمتها و توليدات كشاورزي مبهم مي‌باشد. زماني كه مقادير با وقفه M و R از هر دو رگرسيون مقيد و غيرمقيد خارج شود به نظر مي‌رسد كه RNO و PNO به عنوان عليت گرنجر RAO و PAO باشد (جدول ۲). زماني كه مقادير با وقفه M و R در هر دو رگرسيون وارد شوند نتايج معكوس حاصل مي‌شود. در مجموع به نظر مي‌آيد كه متغيرهاي بخش مالي (M , R) بر RAO و PAO تأثير قويتري نسبت به RNO و PNO دارند. اكنون كه با توجه به دلايل ارائه شده مشخص شد عرضه پول، نرخ بهره و ديگر متغيرها بر رفتار قيمتها و توليدات كشاورزي تأثيرگذار است وظيفه بعدي ارزيابي ويژگيهاي پويايي سيستم است. اين امر به وسيله مدلسازي VAR انجام شده و نتايج تحليل VAR در جدول شماره ٤ ارائه شده است.

جدول ۲، نتايج آزمون عليت متغيرهاي كلان اقتصادي و بخش كشاورزي

ردیف	آزمون علیت از	بوسیله	استفاده از متغیر باوقفه	آماره آزمون
۱	RAO	RNO	-	۳/٤٥*
۲		PNO	-	٤/۲۰*
۳		RNO, PNO	-	۳/٦۳**
٤		RNO, PNO	M , R	۱/۳۲
٥		M		٤/٥٦**
٦		R		۳/۲۳*
۷		M , R		٤/۱۲*
۸		M , R	RNO, PNO	۱/۸۱
۹	PAO	RNO		۳/۰۸*
۱۰		PNO		۱/۷٥*
۱۱		RNO, PNO		٤/۳۱**
۱۲		RNO, PNO	M , R	۱/٥۰
۱۳		M		۳/۲۱*
۱٤		R		٤/۳۳*
۱٥		M , R		۱/۸۹
۱٦		M , R	RNO, PNO	٤/٤٥*
۱۷	M	RAO		۱/۲۲
۱۸		PAO		۰/۷۸
۱۹		RAO , PAO		۰/٤٤
۲۰	R	RAO		۰/۹۲
۲۱		PAO		۰/٤٥
۲۲		RAO , PAO		۱/٦۸
۲۳	M , R	PAO , RAO		۰/۹۷
۲٤	RNO	RAO		۰/۹۲
۲٥		PAO		۰/۸٥
۲٦		RAO , PAO		۰/۹۳
۲۷	PNO	RAO		۰/٥٤
۲۸		PAO		۰/۸۹
۲۹		RAO , PAO		۱/۰٤

مأخذ: نتايج تحقيق

* معني دار در سطح α=٥ درصد

** معني دار در سطح α=۱۰ درصد

جدول ۳، واکنشهاي دوره به دوره هر متغير به تکانه هاي M ، R ، RNO ، PNO ، RAO ، و PAO

تحريك در M						
دوره	M	R	RNO	PNO	RAO	PAO
۰	۰/۰۹	۰/۳٤	۰/۵۸	۱/۱۵	۰/۹۵	۳/۲۵
۱	۳/۵۱	۸/۹۸	۳/۱۳	۱/٦٤	۱/٦۵	۲/۵۸
۳	۲/۱۰	٤/۳۲	۲/۸۵	۱/۲۳	۱/٤٦	۲/۱۳
۵	۰/۰۹	۲/۲۵	۲/٦۵	۰/٦۷	۱/۲۳	۰/٤٦
۷	۰/۲۵	۱/۲۱	۰/۷۲	۰/٤۵	۰/٤۱	۰/۲۹
۱۰	۰/۰٦	۱/۱۰	۰/۲۲	۰/۱۳	۰/۹۲	۰/۳٤
تحريك در R						
دوره	M	R	RNO	PNO	RAO	PAO
۰	۰	۲/٤۳	۲/۳۸	-۰/۷٤	-۱/۵٤	-۱/٤۵
۱	-۱/۵٤	۷/۸٤	-۱/۵٦	-۰/٦۵	-۱/۸٤	-۱/۵۹
۳	-۱/۳۲	۵/۵٦	-۳/۳۵	-۰/٤۲	-۱/٤۱	-۱/۳۲
۵	-۰/۲۸	۳/٤۳	-۰/۵٤	-۰/۰۹	-۱/۷٤	-۱/۰۲
۷	۰/۲۱	۱/٤۲	-۰/٤۱	-۰/۰۵	-۰/۸۹	-۱/۲٤
۱۰	۰/٤۵	۰/۵۲	-۰/۲٤	-۰/۰۱	-۰/۵٤	-۰/٤۹
تحريك در RNO						
دوره	M	R	RNO	PNO	RAO	PAO
۰	۰	۰	٦/٤۵	-۱/٤۳	۱/۷٦	۱/۱٤
۱	-۱/۵۳	-۳/۳۲	۳/۵٤	-۱/۰۹	۱/۵۸	۱/٤۵
۳	-۱/۲۸	-۱/۲٤	۲/۲۹	-۰/۷٦	۱/۰۱	-۰/۲۱
۵	-۰/٦٤	-۰/٦۱	۲/۱۲	-۰/۵٤	۰/۳۳	۰/۵۸
۷	-۰/۱۲	-۰/۷۸	۱/۷٦	-۰/۹٤	۰/٦۱	۰/۰۹
۱۰	۰/۲۱	۰/۱٦	۰/٤۸	-۰/۳۱	۰/۰۸	۰/۲۰
تحريك در PNO						
دوره	M	R	RNO	PNO	RAO	PAO
۰	۰	۰	۰	٤/٤۳	۱/۷۹	۲/٤۵
۱	۱/۱۱	۱/٦۷	۱/۳٤	۳/۲۱	۰/٦٤	۱/۳۱
۳	۱/۰۲	۱/٤۱	۲/۲۱	۱/۲۱	۰/۸۷	-۰/۹۱
۵	۰/۵۹	-۱/٤٦	-۰/۸۵	۰/۱۸	۰/۳۵	-۰/۳٤
۷	۰/٦٤	-۱/۵٤	-۰/۵۲	۰/٤۵	۰/٤٦	۰/۳۱
۱۰	۰/۰۳	-۰/۵٤	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۰٤	۰/۰۸
تحريك در RAO						
دوره	M	R	RNO	PNO	RAO	PAO
۰	۰	۰	۰	۰	۷/۹۵	-۰/۹٤
۱	۰/۳۱	۰/۲۹	-۰/٦۷	۰/۱۳	۵/٦٤	-۰/٦۲
۳	-۰/٦۸	۲/٤۵	۰/۱۸	۰/۱۵	۲/۳۸	-۰/۸۳
۵	-۰/۲۱	-۰/۹۱	-۰/٤۳	-۰/۳٤	۱/۰۲	-۰/۳۱
۷	-۰/٦۱	-۰/۸٤	-۰/۱۳	-۰/۵۱	۰/۲۹	-۰/٤۲
۱۰	۰/۵۲	-۰/۰۲	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۳٤	-۰/۲۹
تحريك در PAO						
دوره	M	R	RNO	PNO	RAO	PAO
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱/۱۲
۱	-۰/۱۳	۰/۲۹	۰/۱۵	-۰/۱۳	۱/۲۲	۳/۲۱
۳	-۰/۵۲	۱/٤۳	۰/۰۳	-۰/۰۲	۱/٦۹	۱/۸٤
۵	-۰/٤۱	-۰/٦۳	۰/۰۷	۰	۰/٦٤	۱/٦٤
۷	-۰/٦٤	۰	۰/۰۲	۰	۰/٤۳	۰/۹٦

۱۰	-۰/۰۱	۰	۰/۰۱	۰	۱/۲۰	۰/۰٦

مأخذ: نتايج تحقيق

به خاطر حضور پارامترهاي زياد و مشكلات تشريح ضرائب ، نتايج رگرسيون VAR گزارش نشده است. از طريق مطالعه واكنش پويايي قيمتها و توليدات كشاورزي به يك تكانه در هر متغير ديگر مي توان تحليل روشني ارائه نمود.

در جدول ۳ نتايج ارزيابي تكانه‌ها خلاصه شده است. اين جدول واكنش هر متغير به اندازه يك انحراف استاندارد بر شش متغير ديگر را نشان مي‌دهد. با جستجو در هر ستون جدول مي‌توان واكنش نسبي متغير مورد نظر بر هر كدام از شش متغير ديگر را نشان داد.

توابع واكنش عرضه نشان مي‌دهد كه تكانه‌هاي مثبت عرضه پول با واكنش هاي مثبت RAO و PAO همراه است. همچنين تغييرات غيرمنتظره در عرضه پول (M) و از طريق سياستهاي انبساطي پولي تأثير قابل ملاحظه‌اي بر بخش توليدات كشاورزي و قيمتهاي آن دارد. در بخش بالاي جدول ۳ ديده مي‌شود كه به استثناي دوره‌هاي ٥ و ۷ قيمتهاي كشاورزي نسبت به قيمتهاي محصولات غيركشاورزي به عرضه پول حساس‌تر هستند. در دوره‌هاي ٥ و ۷ عكس اين قضيه وجود دارد. اين مسئله با نتايج تعداد زيادي از تحقيقها نظير فرانكل، راسر، تيلور و اسپريگز كه بيان مي‌كند در كوتاه‌مدت قيمت محصولات كشاورزي نسبت به قيمت محصولات غير كشاورزي واكنش بيشتري نشان مي‌دهد سازگار است.

واكنش RAO و PAO به تحريك در R در تمامي دوره‌ها مشابه است. يك تكانه مثبت در R بر هر دو متغير RAO و PAO واكنش منفي به دنبال داشته است. حركت نرخ بهره اثر معني‌داري بر ساختار هزينه و در نتيجه توليد دارد. اين موضوع به نظر دليل منفي بودن واكنش RAO به يك تكانه در R باشد. پس در مجموع جدول ۳ نمايانگر اثرات قوي عرضه پول و نرخ بهره بر بخش كشاورزي است.

تحريك در RNO به طور كلي اثر مثبتي بر RAO دارد. در بيشتر بخش‌ها واكنش PAO به تكانه‌هاي مثبت در RNO همچنين مثبت مي‌باشد. يك تحريك مثبت در RNO بر PAO بيش از PNO مؤثر است. اين موضوع حاكي از آن است كه تكانه منفي RNO، ساختار قيمت-هزينه بخش كشاورزي را تحت تأثير قرار مي‌دهد. بنابراين فعاليت سياست‌هاي كلان اقتصادي حداقل يك واكنش كوتاه‌مدت بر توليد واقعي بخش غيركشاورزي داشته و همچنين بر اقتصاد كشاورزي تأثيرگذار است.

واكنشهاي RAO و PAO به تكانه‌هاي مثبت در RAO به ترتيب مثبت و منفي است. در تمامي دوره‌ها هر دو واكنش نزولي دارند. همچنين واكنش متغيرهاي كلان به تحريك مثبت در RAO ضعيف است.

تحريك مثبت در PAO در دوره‌هاي اوليه هر دو PAO و RAO را افزايش مي‌دهد. واكنش‌هاي PNO (و ديگر متغيرهاي كلان) به چنين تحريكهايي نسبتاً ضعيف است. زيرا يك تكانه مثبت در PAO ، PAO را بيش از PNO افزايش مي‌دهد و يك انتقال كوتاه‌مدت در قيمت‌هاي نسبي كشاورزي وجود دارد.

جدول ٤، سهم دوره به دوره پيش بيني واريانس خطا

پيش بيني خطا در	دوره	M	R	RNO	PNO	RAO	PAO
M	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰
	۱	۰/٦٥	۰/۱۲	۰/۱٥	۰/۰۸	۰	۰
	٥	۰/٥٤	۰/۳٤	۰/۰۸	۰/۰٤	۰	۰
	۱۰	۰/۱۲	۰/٦۱	۰/۲۰	۰/۰٥	۰/۰۱	۰/۰۱
R	۰	۰/۱٦	۰/۸٤	۰	۰	۰	۰
	۱	۰/۲٥	۰/٦٥	۰/۰۹	۰/۰۱	۰	۰
	٥	۰/۰٥	۰/۸۳	۰/۰٦	۰/۰٥	۰/۰۱	۰
	۱۰	۰/۲۲	۰/۷۱	۰/۰۱	۰/۰٤	۰/۰۱	۰/۰۱
RNO	۰	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۷۷	۰/۰۳	۰	۰
	۱	۰/۰۷	۰/۱٥	۰/٦۹	۰/۰۹	۰	۰
	٥	۰/۱٦	۰/۲٤	۰/٥٦	۰/۰٤	۰	۰
	۱۰	۰/۱۲	۰/۲۰	۰/٥۹	۰/۰۹	۰	۰
PNO	۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰٥	۰/۹۲	۰	۰
	۱	۰/۰٦	۰/۰٤	۰/۰۷	۰/۸۳	۰	۰
	٥	۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۰٥	۰/۸۱	۰	۰
	۱۰	۰/۱٥	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۷۲	۰	۰
RAO	۰	۰/۲۱	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/٦٤	۰
	۱	۰/۲٥	۰/۱۲	۰/۰۸	۰	۰/٥۳	۰/۰۲
	٥	۰/۲۹	۰/۱۰	۰/۰٥	۰/۰۳	۰/٥۱	۰/۰۲
	۱۰	۰/۳٥	۰/۱۸	۰/۰٦	۰	۰/۳۸	۰/۰۳
PAO	۰	۰/۱۱	۰/۰٥	۰	۰/۰٥	۰/۰۸	۰/۷۱
	۱	۰/۱۳	۰/۱۰	۰	۰/۰۳	۰/۱٥	۰/٥۹
	٥	۰/۲۰	۰/۰٦	۰	۰/۰۱	۰/۱٦	۰/٥٥
	۱۰	۰/۳۳	۰/۱۳	۰	۰/۰٤	۰/۲۰	۰/۳۰

يك تجزيه K مرحله‌اي از واريانس خطاي پيش بيني در رابطه با بردار متغير هر عنصر تحريك شده بردار در قالب جدول شماره ٤ ارائه شده است. در كوتاه‌مدت (يكسال)، يك بخش نسبتاً بزرگي از مجموع پيش‌بيني واريانس خطا در بخش كشاورزي توضيح داده مي‌شود. بعد از يكسال به ترتيب ٥۳ و ٥۹ درصد از واريانس خطاي RAO و PAO به وسيله خود تكانه باعث شده است. در بلندمدت (براي مثال ۱۰ سال) در حدود نيمي از واريانس خطاي كل كشاورزي تحت تأثير تحريكات بخش غيركشاورزي بوده است. بنابراين اين موضوع نشان مي‌دهد كه تأثير تكانه‌هاي بخش

غيركشاورزي بر روي متغيرهاي كشاورزي افزايش مي‌يابد و در حالي كه در كوتاه‌مدت اين تكانه‌ها ضعيف‌تر است در بلندمدت افزايش مي‌يابد. تكانه‌ها از M و R به طور پيوسته در حدود ٥٣ و ٤٦ درصد را توضيح مي‌دهند. در بين متغيرهاي بخش غيركشاورزي، تكانه‌هايي از R و M بخش بزرگتري از واريانس خطاي پيش بيني RAO و PAO در تمامي دوره‌ها را نشان مي‌دهد. از سويي ديگر RAO و PAO بخش نسبتاً غيرمعني داري از واريانس خطا در متغيرهاي كلان را پاسخ مي‌دهد. اين مساله با نتايج بدست آمده از تستهاي عليت سازگار مي‌باشد. همچنين تكانه‌هاي عرضه پول و نرخ بهره بخش بزرگي از واريانس خطا در توليد و قيمت‌هاي بخش كشاورزي را نسبت به قيمتها و توليد غيركشاورزي نشان مي‌دهند اگر چه تفاوتها قابل ملاحظه نمي‌باشد.

به طوركلي نتايج واكنش آني و تجزيه واريانس نشان نمي‌دهد كه كشاورزي يك منبع غيرپايداري در كل اقتصاد است بلكه اين نتايج بيان كننده آن است كه ارتباط كشاورزي-اقتصاد كلان از اقتصاد كلان به كشاورزي توسعه پيدا مي‌كند نه بالعكس.

نتيجه گيري

آزمونهاي عليت گرنجر و روشهاي خودرگرسيون برداري براي تحليل واكنش متغيرهاي كلان بر قيمتها و توليد كشاورزي بكار گرفته شده‌اند. نتايج آزمونهاي عليت نشان دهنده يك عليت يك طرفه از متغيرهاي كلان بر متغيرهاي كشاورزي است. نتايج VAR نشان مي‌دهد كه تعدادي روابط پويا بين متغيرهاي كلان و كل كشاورزي وجود دارد. در حالي كه واكنش‌هاي توليد و قيمت‌هاي كشاورزي به منبع تكانه‌ها در بخش غيركشاورزي قوي است، واكنش‌هاي بعدي كشاورزي ضعيف است. در دوره خيلي كوتاه‌مدت بيشتر واريانسهاي خطاي پيش‌بيني در قيمتها و توليدات كشاورزي به وسيله تغييرات خود بخش پاسخ داده مي‌شود. در بلندمدت در حدود نيمي از واريانس خطا در قيمت‌ها و توليدات به وسيله متغيرهاي غيركشاورزي مخصوصاً عرضه پول و نرخ بهره جواب داده مي‌شود. تكانه‌ها در قيمت و توليدات كشاورزي دليلي بر بخش غيرمعني‌داري از واريانس خطاي متغيرهاي كلان هستند.

نتايج تجربي نشان مي‌دهد كه ارتباط متغيرهاي كلان از اقتصاد كلان به كشاورزي توسعه مي‌يابد. بخشي از تغييرات عرضه پول و نرخ بهره همراه با توزيعي كه در قيمت و توليدات واقعي بخش كشاورزي وجود داشته بر نرخ رشد قيمت‌ها و توليد كشاورزي تأثيرگذار است. سرانجام اينكه با توجه به فرضيه‌هاي مختلف ارتباط كشاورزي-اقتصاد كلان ، نتايج تجربي اين مقاله اين فرضيه را مورد تائيد قرار مي‌دهد كه در برابر تغييرات عرضه پول واكنش قيمت‌هاي كشاورزي سريعتر از قيمت‌هاي غيركشاورزي مي‌باشد.

منابع

۱- ابريشمي، حميد(ترجمه). مباني اقتصاد سنجي، تهران، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۷۱.

۲- توكلي، احمد. تحليل سريهاي زماني: همگرايي و همگرايي يكسان، مؤسسه مطالعات و پژوهشهاي بازرگاني، شركت چاپ و نشر بازرگاني، ۱۳۷٦.

3- Arnade, C. and U. Vasavada (1995), “Causality Between Productivity and Exports in Agriculture: Evidence from Asia and Latin America” Agricultural Economics, 46:174-186.

4- Baek, E. and Brock, W. (1992). A general test for granger causality: Bivariate model. Technical Report. Iowa State University of Wisconsin, Madison.

5- Chambers, R.G., and R.E.JUST. “An Investigation of the Effects of Monetary Factors on U.S. Agriculture.” j.Monet.Econ.,9(1982):235-247.

Diebold, F. X. (1998) Elements of Forecasting. South-Western College Publishing.

6- Demiralp, S., Hoover, K.D., 2003. Searching for the causal structure of a vector auto regression. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 65:745-767.

7- Ghali, K. H. and M.I.T. El-Sakka, 2004, Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis, Energy Economics 26, 225-238.

8- Granger, C.W.J. “Investigating Causual Relations by Econometrics Models and Cross-Spectral Methods.” Econometrica, 37(1969):424-438.

9- Green, W.H. (2000), Econometric Analysis. Fourth Edition, Prentice Hall. New Jersey.

10- Hamilton, James D. (1994), Time Series Analysis, Princeton University Press.

11- Johansen, S.(2002), "The Interpretation of Cointegrating Coefficients in the Cointegrated Vector Autoregressive Model", Working Paper, Department of Statistics and Operations Research, University of Copenhagen.

12- Lof, M. and Lyhagen, J. (2002), "Forecasting PeRAOrmance of Seasonal Cointegration Models," International Journal of Forecasting, 18:31-44.

13- Maddala, G.S. Introduction to Econometrics. New York, NY: MacMillian,1988.

14- Orden, D., and P,L. Franker. "Indentifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR Models." Am. J.Agr.Econ.71(1989):495-502

15- Okunev, J., Wilson, P. and Zurbruegg, R. (2002). Relationships between Australian real estate and stock market prices – a case of market inefficiency. Journal of forecasting, 21, number 3,181-192.

16- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R.J., 2000. Structural analysis of vector error-correction models with exogenous I(1) variables. J. Econometrics 97, 293-343.

17- Silvapulla, P. and Moosa, I. A. (1999). The relationship between spot and futures prices: Evidence from he crude oil market. Journal of Futures Markets, 19, 157-193.

18- Taylor, J.S. Spriggs. "Effects of the Monetary Macroeconomy on Canadian Agricultural Prices." Can. J.Econ.22(1989):278-289.

19- Westhoff, p. "Farm policy Responses to Exchange Rate Movements." FAPRI Report, March 2001.