بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بر قیمت مواد غذایی در ایران

رضا رنجپور[۱]، جعفر حقیقت[۱]، زهرا کریمی تکانل*[۱]، رضوان مردی بیوه راه[۱]

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۶/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۹/۲۹

چکیده

این مطالعه به بررسی روند سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و شاخص قیمت مواد غذایی و همچنین تاثیر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بر قیمت مواد غذایی در ایران طی دوره‌ی (۱۳۸۹- ۱۳۶۵) می‌پردازد. به‌منظور تخمین مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها، روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده(ARDL)[۲] و آزمون هم‌جمعی باند مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که شاخص قیمت مواد غذایی با سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، شاخص تولید مواد غذایی و درجه‌ی باز بودن اقتصاد دارای رابطه‌ی منفی بلندمدت است. همچنین نتایج گویای این مطلب است که شاخص قیمت مواد غذایی با درآمد سرانه، نرخ ارز و جمعیت رابطه‌ی مثبت بلندمدت دارد. بنابراین برای کاهش قیمت مواد غذایی سیاست‌گذاران می‌توانند با افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، تولید مواد غذایی را افزایش دهند.

طبقه‌بندی *JEL*: E22 , L66 , Q11

واژه‌های کلیدی: شاخص قیمت مواد غذایی، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL).

۱- به‌ترتیب استادیار، استاد، استادیار و کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز .

* نویسنده مسئول مقاله: zkarimi1355@yahoo.com

2- Auto-Regressive Distributed Lag.

Archive of SID

www.SID.ir

پیشگفتار

تجربه‌ی کشورهای موفق در زمینه‌ی تولید محصولات کشاورزی نشان می‌دهد که به‌کارگیری تجهیزات سرمایه‌ای در فعالیت‌های مختلف کشاورزی منجر به افزایش بهره‌وری عوامل تولید از جمله مدیریت، نیروی کار و زمین شده است و با توجه به اینکه بیشتر فعالیت‌های کشاورزی در روستاها صورت می‌گیرد، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی موجب ایجاد فرصت‌های شغلی در این بخش می‌گردد و در نتیجه با جلوگیری از مهاجرت افراد به شهرها عرضه‌ی بخش کشاورزی را بالا برده که این نیز در بالا بردن سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و گسترش فعالیت‌های آن همراه با فنآوری بالاتر و در نهایت افزایش عرضه‌ی مواد غذایی و کاهش قیمت مواد غذایی موثر است.

مطالعه‌ی روند قیمت مواد غذایی طی دوره‌های مختلف در ایران حاکی از وجود نوسانات و در کل رشد مداوم این قیمت‌ها است. به‌طوری که در برخی از سال‌ها رشد قیمت‌های مواد غذایی در ایران از رشد جهانی آن بیشتر شده است. وجود این روند افزایشی در قیمت مواد غذایی عملا باعث کاهش امنیت غذایی در کشور می‌گردد، به‌طوری که نتیجه‌ی بلندمدت آن می‌تواند حرکت خانوارها از سیری سلولی[۱] به طرف سیری شکمی[۲] باشد. به این ترتیب لازم است که برای پرهیز از بروز بحران در آینده، باید اقدامات اساسی و راه حل‌های پایدار نظیر افزایش تولیدات کشاورزی داخلی، افزایش بهره‌وری و رشد و توسعه‌ی بخش کشاورزی آن هم به‌صورت پایدار را دنبال نمود (نمودارهای (۱) و (۲)).

علیرغم نقش سرمایه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید، متاسفانه کمبود سرمایه و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران در مقایسه با سایر بخش‌ها باعث پایین آمدن سطح بهره‌وری در این بخش شده که این بهره‌وری اندک خود موجب کاهش درآمد انتظاری طرح‌های کشاورزی و سودآوری این فعالیت‌ها شده و آنها را برای سرمایه‌گذاری، غیراقتصادی و پرریسک ساخته است. لازم به ذکر است که بخش کشاورزی با وجود داشتن سهمی در حدود ۱۳ درصد از تولید ناخالص داخلی کشور، ۲۵ درصد ارزش صادرات غیرنفتی، ۲۰ درصد اشتغال، تامین ۹۳ درصد نیازهای غذایی جامعه و تولید مواد اولیه‌ی بسیاری از صنایع دیگر، سهم اندکی از سرمایه‌گذاری کل کشور(حدود ۵ درصد) را به خود اختصاص داده است. این در حالی است که سهم بخش‌های خدمات و صنعت به‌ترتیب ۶۵ و ۳۰ درصد برآورد شده است(بانک مرکزی، ۱۳۹۰).

۱منظور از سیری سلولی لستفاده از مواد غذایی مغذی است که بتواند تمام مایحتاج بدن را به صورت کامل تأمین کند.
۲منظور از سیری شکمی تغذیه با نیت سیر شدن است، هر چند که شامل تمام مایحتاج بدن نباشد، که در بلندمدت می‌تواند باعث فقر غذایی گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

با عدم سرمایه‌گذاری کافی در بخش کشاورزی، استهلاک این بخش افزایش، بهره‌وری کاهش و قیمت تمام شده‌ی مواد غذایی افزایش می‌یابد. در ادامه به بررسی کانال‌هایی که از طریق آنها قیمت مواد غذایی تحت تاثیر قرار می‌گیرد، پرداخته می‌شود.

الف) قیمت مواد غذایی و سرمایه‌گذاری: قیمت مواد غذایی تحت تاثیر عرضه و تقاضای مواد غذایی است. در کشورهای در حال توسعه اولا به علت رشد زیاد جمعیت و رشد شهرنشینی، تقاضا برای مواد غذایی نمی‌تواند کاهش یابد. ثانیا چون اکثر افراد در حداقل معیشت به سر می‌برند، هرگونه افزایش درآمد موجب افزایش مصرف می‌شود. از این رو کشش درآمدی تقاضا برای مواد غذایی در کشورهای کمتر توسعه یافته بسیار بالاتر از کشورهای توسعه یافته است. برای پاسخگویی به این تقاضای در حال رشد باید تولید مواد غذایی افزایش یابد. سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی به دلیل افزایش پیوسته‌ی تقاضا برای مواد غذایی و دیگر محصولات کشاورزی، می‌تواند موجب رشد تولید و اشتغال در این بخش شود. در واقع افزایش تقاضا موجب بالا رفتن سطح قیمت‌ها شده و افزایش سطح قیمت‌ها موجب افزایش انگیزه برای سرمایه‌گذاری و افزایش تولید در این بخش می‌گردد.

ب)قیمت مواد غذایی و سایر عوامل تاثیرگذار: با توجه به وابستگی اقتصاد به واردات مواد غذایی، شاخص قیمت مواد غذایی علاوه بر عوامل داخلی تحت تاثیر عوامل خارجی نیز قرار می‌گیرد. با توجه به این واقعیت، عرضه‌ی علاوه بر تولید و قیمت، تحت تاثیر سیاست‌های دولت در ارتباط با واردات مواد غذایی و سایر متغیرهای اثرگذار بر واردات از جمله نرخ ارز و درجه‌ی باز بودن اقتصاد در بخش مواد غذایی قرار خواهد داشت. کاهش ارزش پول داخلی در مقابل ارزهای خارجی، منجر به افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌گردد. در مقابل سیاست‌های تجاری که در جهت بازتر شدن اقتصاد در بخش مواد غذایی به مورد اجرا گذاشته می‌شود، می‌تواند شاخص قیمت مواد غذایی را کاهش دهد.

مطالعات صورت گرفته در زمینه‌ی قیمت مواد غذایی و عوامل موثر بر آن تاثیرپذیری قیمت محصولات کشاورزی و غذایی از سیاست‌های کلان را در سطح وسیعی مورد توجه قرار داده‌اند. در این باره، اردن و فاکلر (۱۹۸۹) تاثیر شوک‌های پولی بر قیمت محصولات کشاورزی را با استفاده از مدل VAR برای کشور آمریکا مورد بررسی قرار دادند و شوک‌های پولی را به عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار بر سطح قیمت و انگیزه‌های تولید از سوی کشاورزان در آمریکا معرفی کردند.

اما در کشورهای در حال توسعه، مطالعه‌ی الدرمن و شیولی (۱۹۹۵) در کشور غنا برای دوره‌ی (۱۹۹۳- ۱۹۷۰) گویای این واقعیت است که اصلاحات اقتصادی در سطح کلان شامل کسری

Archive of SID

www.SID.ir

بودجه، واقعی کردن نرخ ارز و آزادسازی بازار، تاثیر بیشتری بر ثبات قیمت مواد غذایی در مقایسه با افزایش سطح تولید داشته است.

کارگبو (۲۰۰۰) تاثیر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان را در کنار عوامل عرضه و تقاضا بر قیمت واقعی مواد غذایی در کشورهای جنوب و شرق آفریقا با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری برای دوره‌ی (۱۹۹۶- ۱۹۸۰) مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد، نرخ ارز، سیاست‌های پولی و تجاری در کنار تغییرات سطح تولید مواد غذایی تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت مواد غذایی داشته و استفاده از سیاست‌های کلان اقتصادی را به منظور ایجاد اصلاحات در زمینه‌ی سیاست‌های مرتبط با امنیت غذایی مورد تاکید قرار می‌دهد.

کارگبو (۲۰۰۵) تاثیر سیاست‌های پولی و متغیرهای کلان بر قیمت مواد غذایی در کشورهای غرب آفریقا را با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری برای دوره‌ی (۱۹۹۸- ۱۹۶۰) مورد بررسی قرار داد. نتیجه حاکی از اثرات قابل توجه تجارت، نرخ ارز و سیاست‌های پولی بر قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی تولید داخل این کشورها، می‌باشد.

بایر و همکاران (۲۰۰۹) تاثیر سوخت‌های زیستی بر قیمت مواد غذایی را برای دوره‌ی (۲۰۰۸- ۲۰۰۶) به صورت ماهانه مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که افزایش نزدیک به ۹۰درصد قیمت مواد غذایی دلایلی به جز سوخت‌های زیستی دارند.

ادنان های (۲۰۰۹) رابطه‌ی بین عرضه پول و قیمت محصولات کشاورزی پاکستان را با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو برای دوره‌ی زمانی (۲۰۰۷- ۱۹۷۰) مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان می‌دهد که علیت یک طرفه از عرضه‌ی پول به قیمت محصولات کشاورزی برقرار است. بنابراین عرضه‌ی پول در تعیین قیمت محصولات کشاورزی در اقتصاد مبتنی بر کشاورزی پاکستان خنثی نیست.

باکوکس و فرتو (۲۰۰۹) تاثیر سیاست‌های پولی بر قیمت محصولات کشاورزی در مجارستان از ژانویه ۱۹۹۷ تا آگوست ۲۰۰۴ را با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری مورد مطالعه قرار داده و به این نتیجه رسیدند که قیمت محصولات کشاورزی خیلی زودتر از محصولات صنعتی از تغییرات عرضه پول و نرخ ارز تاثیر می‌پذیرند.

زئوتیس و پاپاداس (۲۰۱۱) رابطه‌ی بین عرضه‌ی پول و افزایش قیمت خرده فروشی مواد غذایی از ژانویه ۱۹۷۰ تا دسامبر ۲۰۰۰ در یونان را مورد بررسی قرار دادند که نتایج حاکی از اثرات قابل توجه عرضه‌ی پول بر افزایش قیمت خرده فروشی مواد غذایی می‌باشد.

پولفورد (۲۰۱۲) تاثیر عوامل پولی بر سطح قیمت خرده فروشی مواد غذایی در ایالت متحده آمریکا از ژانویه ۱۹۷۴ تادسامبر ۲۰۰۷ را با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر و گرنجر مورد بررسی قرار

Archive of SID

www.SID.ir

داد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه‌ی علی بین نرخ وجوه فدرال و عرضه‌ی پول، عرضه‌ی پول و افزایش سطح قیمت خرده فروشی مواد غذایی و همچنین نرخ ارز و سطح قیمت خرده فروشی مواد غذایی وجود دارد.

در ایران هم، کیانی راد و کوپاهی(۱۳۷۹) با پیدا کردن رابطه میان سرمایه‌گذاری دولتی و ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی برای دوره‌ی (۱۳۷۴- ۱۳۵۲) با استفاده از روش آلمون، میزان سرمایه‌گذاری لازم در بخش کشاورزی برای سال‌های (۱۳۷۹ -۱۳۸۳) را پیش‌بینی کردند. نتایج نشان داد که ضریب تکاثر کوتاه مدت تغییر ارزش افزوده بر سرمایه‌گذاری دولتی در بخش کشاورزی برابر ۰/۰۵۷۷۴ است. ضریب شتاب درازمدت نیز گویای این واقعیت است که افزایش یک واحد (میلیارد ریال) در تغییر ارزش افزوده باعث افزایش ۰/۲۰۸ واحد (میلیارد ریال) در سرمایه‌گذاری دولت در بخش کشاورزی می‌شود.

ترکمانی و باقری (۱۳۸۱) ارتباط سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی با رشد ارزش افزوده در بخش کشاورزی را برای دوره‌ی (۱۳۷۵- ۱۳۴۴) با استفاده از روش جوهانسون مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای نسبت سرمایه گذاری خصوصی و دولتی به ارزش افزوده و رشد صادرات بخش کشاورزی بر رشد این بخش دارای اثر مثبت و متغیرهای رشد واردات کشاورزی و رشد اشتغال دارای اثر منفی بوده‌اند. متغیر رشد ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی تنها با سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی ارتباط دو طرفه و با سایر متغیرها ارتباط یک طرفه داشته است.

قطمیری و هراتی (۱۳۸۴) به بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده برای دوره‌ی (۱۳۷۹- ۱۳۳۸) پرداختند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی با نرخ واقعی ارز و حجم نقدینگی رابطه‌ی مثبت و با درجه‌ی باز بودن اقتصاد دارای یک رابطه‌ی عکس است. اما در مورد چگونگی تاثیر متغیر شاخص تولید سرانه‌ی داخلی مواد غذایی و درآمد سرانه‌ی واقعی بر شاخص قیمت مواد غذایی، نمی‌توان با قاطعیت اظهار نظر کرد.

شکوهی و ترکمانی (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای تاثیر سرمایه‌گذاری در تجهیزات و تحقیقات کشاورزی بر ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی را با استفاده از یک الگوی خود توضیح برای دوره‌ی (۱۳۸۴- ۱۳۵۰) مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که با یک درصد افزایش در اشتغال کشاورزی، ارزش افزوده‌ی این بخش ۰/۲۰ درصد کاهش می‌یابد. در حالی که با همین میزان افزایش در مقدار سرمایه گذاری تحقیقات، تجهیزی و غیرتجهیزی در بخش کشاورزی به ترتیب به میزان ۰/۰۵، ۰/۱۰ و ۰/۱۸ درصد بر ارزش افزوده این بخش اضافه می‌شود. یافته‌های الگوی تصحیح خطا نیز بیانگر سرعت کم تعدیل در بخش کشاورزی است.

Archive of SID

www.SID.ir

مقدسی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر شوک‌های بهره‌وری و شکاف تولید بر قیمت مواد غذایی ایران با استفاده از آزمون جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری برای دوره‌ی (۱۳۸۶- ۱۳۵۵) پرداختند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که شوک‌های بهره‌وری تاثیر معکوس و شکاف تولید بر رشد قیمت‌های مواد غذایی تاثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. همچنین از میان متغیرهای مورد بررسی، شوک منفی بهره‌وری، افزایش قیمت‌های مواد خوراکی را بیشتر متاثر ساخته است.

این نوشتار با هدف بررسی تاثیر سرمایه گذاری در بخش کشاورزی بر شاخص قیمت مواد غذایی ایران دارای ساختار زیر است. بخش دوم به تشریح مدل، روش و همچنین متغیرهای مورد استفاده تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم نتایج حاصل از برآورد مدل بررسی شده است. در نهایت بخش چهارم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری مطالعه اختصاص یافته است.

مواد و روش‌ها

به منظور بررسی تاثیر عوامل مختلف بر قیمت مواد غذایی ایران با تاکید بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی از داده‌های گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، حساب‌های ملی بانک مرکزی و پایگاه داده بانک جهانی استفاده شده است. الگوی نظری مورد استفاده‌ی این مطالعه، الگوی تعدیل شده‌ی کارگبو(۲۰۰۰) است. در این الگو، افزون بر متغیرهای مورد استفاده‌ی کارگبو، از سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی به منظور بررسی تاثیر آن بر قیمت مواد غذایی و نیز از متغیر جمعیت استفاده شده است[۱]. شکل کلی الگوی مورد استفاده را می‌توان به صورت زیر تصریح نمود:

$$LNFPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNI_t + \alpha_2 X_t + U_t \quad (۱)$$

$LNFPI_t$: لگاریتم شاخص قیمت موادغذایی در دوره t

LNI_t : لگاریتم سرمایه‌گذاریدر بخش کشاورزی در دوره t

X_{it} : بردار سایر متغیرهای توضیحی که شامل متغیرهای زیر است:

$LNYP_t$:لگاریتم درآمد سرانه واقعی در دوره t

$LNEER_t$: لگاریتم شاخص نرخ مؤثر ارز در دوره t

$LNFOI_t$: لگاریتم شاخص تولید مواد غذایی در دوره t

$LNXMF_t$: لگاریتم نسبت حجم صادرات و واردات مواد غذایی به تولید ناخالص داخلی در دوره t

$LNPOP_{\mathrm{t}}$: لگاریتم جمعیت در دوره t

۱- بعد زمانی مطالعه (۱۳۸۸- ۱۳۳۸) بود، ولی نتایج تخمین‌های صورت گرفته نشان داد که به علت وجود بحران‌های زیاد در طول سال‌های (۱۳۸۸- ۱۳۳۸) بهترین و معنادارترین نتایج در بازه زمانی (۱۳۸۸- ۱۳۶۵) حاصل می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جهت بررسی این رابطه در بلندمدت و کوتاه‌مدت از رهیافت از الگوهای پویای خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده ARDL استفاده شده است. این الگو دارای مزیت‌های زیادی است. از جمله اینکه لازم نیست کلیه‌ی متغیرها از یک درجه تجمعی[1] یکسان برخوردار باشند. همچنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد.

فرم کلی الگوی پویای خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL)بصورت زیر است:

$$Q(L,s)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \theta_t\,(L,n_t)X_{it} + \delta W_t + U_t \qquad (۲)$$

$$Q(L,s) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_5 L^s) \qquad (۳)$$

$$\theta_t(L,n_t) = \theta_{10} + \theta_{11}L + \theta_{12}L^2 + \cdots + \theta_{1,nt}L^{nt} \qquad (۴)$$

که در آن

L : عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول به طوریکه $LX_t = X_{t-1}$

Y_t : متغیر وابسته مدل

X_{it} : بردار متغیرهای توضیحی شامل متغیرهای اصلی وتوضیحی مدل

k: تعداد متغیرهای توضیحی

$n_1, n_2, \ldots, n_t$: تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی

S : تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل

W_t : بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، روند زمانی یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های معین

معادله‌ی یاد شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزش‌های $s = 0,1,2,\ldots,d$ و $n_t = 0,1,2,\ldots,d$ و i=0,1,2,..,k یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین گردیده و تمام مدل‌ها در دوره‌ی (t = d+1,…,n) تخمین زده می‌شوند. در مرحله‌ی بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)[2] شوارتز- بیزین(SBC)[1] حنان- کوئین(HQC)[2]

1Integrated

2- Akaike Information Criterion.

Archive of SID

www.SID.ir

یا ضریب تعیین تعدیل شده‌ی ($\overline{R^2}$)[3] وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در این بررسی از معیار شوارز بیزین (SBC) به منظور تعیین بهینه وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتر برخوردار خواهد بود(پسران و شین (۱۹۹۹)).

با توجه به روش برآورد، فرمARDL رابطه‌ی (۱) به‌صورت زیر قابل تصریح است:

$$LNFPI_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{s} \alpha_i\, LNFPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{n1} \theta_{1j}\, LNI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \theta_{2j}\, LNYP_{t-j} + \sum_{j=0}^{n3} \theta_{3j}\, LNEER_{t-j} + \sum_{j=0}^{n4} \theta_{4j}\, LNFOI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n5} \theta_{5j}\, LNXMF_{t-j} + \sum_{J=0}^{n6} \theta_{6j}\, LNPOP_{t-j} + u_t \quad (۵)$$

برای آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت از روش باند استفاده شده است؛

$$\Delta y_t = C_0 + \sum_{i=1}^{p} C_{1i}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} C_{2i}\Delta x_{1t-i} + \cdots + \sum_{i=1}^{q_n} C_{n+1i}\Delta x_{nt-i} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{1t-1} + \cdots + \lambda_{n+1} x_{nt-1} + Bw_t + V_t \quad (۶)$$

بر اساس این آزمون، زمانی رابطه‌ی بلندمدت وجود خواهد داشت که ضرایب متغیرهای y_{t-1} و x_{1t-1} تا x_{nt-1} بطور همزمان در معادله فوق معنی‌دار باشند.

برای آزمون این موضوع می‌توان فرضیه زیر را در نظر گرفت:

$$\begin{cases} H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \cdots = \lambda_{n+1} = 0 \\ H_1: \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \ldots, \lambda_{n+1} \neq 0 \end{cases}$$

در صورتی که فرضیه‌ی صفر به نفع فرضیه‌ی مقابل رد شود، می‌توان وجود رابطه‌ی بلندمدت را پذیرفت. آماره‌ی F به دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۷) مقایسه می‌شود.

1- Schwarz Bayesian Criterion.
2- Hannan-Quinn Criterion
3- Adjusted R-Square.

Archive of SID

www.SID.ir

در روش $ARDL$ بعد از تایید وجود رابطه‌ی بلندمدت و تخمین این رابطه، مرحله‌ی دوم تخمین مدل تصحیح خطا می‌باشد. اگر x و y دو متغیر باشند که رابطه‌ی تعادلی بلندمدت زیر بین آنها برقرار است، در این صورت u_t یا خطای تعادل را می‌توان محاسبه نمود.

$$y_t = Bx_t + u_t$$
$$u_t = y_t - Bx_t$$

حال این خطا را می‌توان برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت y به تعادل بلندمدت آن مورد استفاده قرار داد. برای این منظور الگوی تصحیح خطای زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

اگر متغیرهای x و y انباشته از درجه یک باشند، Δx_t و Δy_t ایستا خواهند بود و همچنین با توجه به اینکه $\hat{u}_1$ و $\hat{u}_{t-1}$ به دلیل وجود رابطه‌ی بلندمدت ایستا هستند، بنابراین ε_t نیز ایستا خواهد بود.

$\hat{u}_{t-1}$ خطای بلندمدت برآورد شده برای دوره‌ی t-1 است. بنابراین ضریب این متغیر نشان می‌دهد که در دوره‌ی t چه مقدار از خطای دوره قبل تعدیل شده و در تغییرات y_t منظور می‌شود. در صورت وجود رابطه‌ی بلندمدت انتظار می‌رود ضریب α_2 در فاصله‌ی ۰ و ۱- قرار داشته باشد. هرچه این ضریب به ۱- نزدیک‌تر باشد، سرعت تعدیل بیشتر و دستیابی به تعادل بلندمدت سریع‌تر خواهد بود(نوفرستی ۱۳۷۸، صص ۱۰۰-۱۰۲).

نتایج و بحث

در این مطالعه جهت انجام آزمون ریشه واحد از روش دیکی- فولر تعمیم یافته[1] (ADF) و فیلیپس پرون[2] و KPSS[3] استفاده شده است.

فرضیه‌ی صفر در آزمون‌های دیکی- فولر و فیلیپس- پرون نامانا بودن متغیرهاست.

فرضیه‌ی صفر در آزمون KPSS نامانا بودن متغیرهاست.

مطابق جدول (۱) هیچ یک از متغیرها، مانا از درجه ۲ نیستند و اکثر آنها مانا از درجه ۱ می‌باشند. همان گونه که قبلا نیز بیان شد، برای آزمون هم‌انباشتگی، از روش آزمون باند، پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. برای انجام این آزمون ابتدا مدل تصحیح خطای نامقید به صورت زیر تصریح شده است:

$$DLNFPI_t = b_1 + \pi_{11} LNFPI_{t-1} + \pi_{12} LNI_{t-1} + \pi_{13} LNYP_{t-1} + \pi_{14} LNEER_{t-1} \quad (۸)$$

1- Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test
2- Philips - Perron
3- Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin

Archive of SID

www.SID.ir

$$+\pi_{15}\mathrm{LNFOI}_{t-1}+\pi_{16}\mathrm{LNXMF}_{t-1}+\pi_{17}\mathrm{LNPOP}_{t-1}+\sum_{i=1}^{\rho-1}\Gamma_{11,i}\,DLNFPI_{t-i}$$
$$+\sum_{i=0}^{\rho-1}\Gamma_{12,i}\,DLNI_{t-i}+\sum_{i=0}^{\rho-1}\Gamma_{13,i}\,DLNYP_{t-i}\sum_{i=0}^{\rho-1}\Gamma_{14,i}\,DLNEER_{t-i}$$
$$+\sum_{i=0}^{\rho-1}\Gamma_{15,i}\,DLNFOI_{t-i}+\sum_{i=0}^{\rho-1}\Gamma_{16,i}DLNXMF_{t-i}$$
$$+\sum_{i=0}^{\rho-1}\Gamma_{17,i}DLNPOP_{t-i}+\varepsilon_{1t}$$

نتایج آزمون هم‌انباشتگی برای مدل و نیز مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و شین برای K=7 در جدول (۲) ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، برای معادله‌ی (۸) مقدار F محاسبه شده برابر ۱۱/۴ می باشد که بیشتر از مقدار بحرانی در سطح ۵درصد می‌باشد. بنابراین یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت مواد غذایی و تعیین کننده‌های آن وجود دارد.

نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که ضریب متغیر سرمایه‌گذاری از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و علامت آن از نظر تئوری مورد تایید است. بقیه‌ی متغیرها از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار هستند.

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که در بلندمدت اثر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بر شاخص قیمت مواد غذایی منفی و معنی‌دار است و مقدار این اثر قابل توجه است. به گونه‌ای که به ازای یک درصد افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی به اندازه‌ی ۱/۷۰ درصد کاهش می‌یابد. همچنین در بلندمدت اثر درآمد سرانه، نرخ ارز و جمعیت بر قیمت مواد غذایی مثبت و معنی‌دار است. اثر شاخص تولید مواد غذایی و درجه باز بودن اقتصاد در زمینه‌ی مواد غذایی نیز منفی و معنادار است.

نتایج از نظر کمی نشان می‌دهد که شاخص قیمت مواد غذایی نسبت به تغییرات متغیرهای سرمایه‌گذاری، درآمد سرانه، شاخص تولید مواد غذایی، جمعیت و درجه باز بودن اقتصاد در زمینه مواد غذایی در بلندمدت با کشش است و نسبت به تغییرات متغیر شاخص نرخ موثر ارز بی‌کشش است. به این معنی که تاثیر تغییرات سرمایه‌گذاری، درآمد سرانه، شاخص تولید مواد غذایی، درجه باز بودن اقتصاد در زمینه‌ی مواد غذایی و جمعیت بر شاخص قیمت مواد غذایی بیشتر از تاثیر تغییرات شاخص نرخ موثر ارز بر شاخص قیمت مواد غذایی است.

Archive of SID

www.SID.ir

در الگوی کوتاه‌مدت، ضرایب تمامی متغیرها از نظر علامت سازگار با مبانی نظری است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که تاثیر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بر شاخص قیمت مواد غذایی بعد از یک دوره منفی است. بدین صورت که اگر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی دوره‌ی جاری افزایش یابد، شاهد کاهش قیمت مواد غذایی در دوره‌ی بعد خواهیم بود و همچنین بیانگر این مطلب است که در صورت افزایش درآمد سرانه، بعد از یک دوره و در صورت افزایش جمعیت در همان دوره و دوره‌ی بعد شاهد افزایش قیمت مواد غذایی خواهیم بود. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش تولید مواد غذایی و افزایش شاخص درجه باز بودن اقتصاد در بخش مواد غذایی شاهد کاهش قیمت مواد غذایی خواهیم بود.

در این مدل جمله تصحیح خطا منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۵۶- می‌باشد و نشان می‌دهد که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۵۶درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیص در این جدول ارائه شده است. به طوری که مطابق آزمون های صورت گرفته، فرضیه‌ی عدم وجود خودهمبستگی در مدل، عدم وجود ناهمسانی، فرضیه‌ی وجود فرم تابعی مناسب در سطح ۵ درصد قابل رد نمی‌باشند. نتایج آزمون‌های فوق نشان‌دهنده‌ی این است که نتایج به‌دست آمده از مدل با درجه بالایی از اطمینان همراه می‌باشد.

در نهایت برای انجام آزمون ثبات ضرایب از روش CUSUM و CUSUMSQ استفاده شده است. نتایج این آزمون در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده است. در آزمون CUSUM و CUSUMSQ فرضیه‌ی صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. فاصله‌ی اطمینان در این دو آزمون دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. چنانچه آماره‌ی آزمون CUSUM و CUSUMSQ در بین این دو خط قرار گیرد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر ثبات ضرایب و یا عدم وجود شکست ساختاری، پذیرفته می‌شود. بر اساس این نتایج ضرایب متغیرها در طول دوره مورد بررسی دارای ثبات می‌باشند.

نتیجه‌گیری

با توجه به مدل تخمین زده شده، تولید داخلی مواد غذایی و درجه باز بودن اقتصاد در بخش مواد غذایی بر شاخص قیمت مواد غذایی تاثیر منفی دارد. طبیعتا با افزایش تولید داخلی مواد غذایی، عرضه‌ی مواد غذایی افزایش یافته و قیمت مواد غذایی کاهش می‌یابد. با افزایش تولید داخلی مواد غذایی، به خودکفایی در این بخش نزدیک‌تر شده و در این حالت قیمت مواد غذایی تابع عرضه داخلی و تقاضای مواد غذایی می‌شود و تا حدی از نوسانات مربوط به نرخ ارز و واردات مواد غذایی

Archive of SID

www.SID.ir

مصون می‌ماند. همچنین با افزایش درجه باز بودن اقتصاد در بخش مواد غذایی قیمت این مواد کاهش می‌یابد. با توجه به فزونی واردات مواد غذایی به صادرات این مواد در ایران با افزایش درجه باز بودن، واردات مواد غذایی افزایش، عرضه افزایش و در نتیجه قیمت مواد غذایی کاهش می‌یابد.
همچنین با توجه به نتایج حاصله، تاثیر نرخ ارز، جمعیت و درآمد سرانه بر قیمت مواد غذایی مثبت است. با افزایش نرخ ارز صادرات مواد غذایی افزایش و قیمت مواد غذایی افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش نرخ ارز واردات مواد غذایی کاهش و عرضه‌ی مواد غذایی کاهش و در نتیجه قیمت مواد غذایی افزایش می‌یابد. رشد جمعیت، تقاضا برای مواد غذایی را افزایش می‌دهد که اگر این افزایش تقاضا همراه با افزایش تولید نباشد، قیمت مواد غذایی افزایش می‌یابد. در کشورهای در حال توسعه چون اکثر افراد در حداقل معیشت به سر می‌برند، هرگونه افزایش درآمد موجب افزایش مصرف می‌شود و از آنجا که در ایران مصرف مواد غذایی سهم قابل توجهی از کل مصرف خانوارها را (۲۸.۴۹ درصد مصرف خانوار شهری و ۴۳.۳۰ درصد مصرف خانوار روستایی) به خود اختصاص داده است، افزایش درآمد سرانه می‌تواند تقاضای مواد غذایی و به دنبال آن قیمت مواد غذایی را به طور قابل توجهی افزایش دهد. بنابراین دولتمردان برای کنترل قیمت مواد غذایی، می‌توانند تولید مواد غذایی را با گسترش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی افزایش داده و یا با افزایش درجه باز بودن اقتصاد از طریق کاهش تعرفه‌ها و محدودیت‌ها با افزایش قیمت مواد غذایی مقابله کنند.
با این حال، آمارها حاکی از آن است که نسبت تشکیل سرمایه در بخش کشاورزی به ارزش افزوده‌ی این بخش در طی سال‌های گذشته به‌طور متوسط برابر با ۰/۱۱ بوده است. در حالی که این نسبت برای بخش صنعت و خدمات به ترتیب برابر با ۰/۲۵ و ۰/۴۲ است و این نسبت برای کل اقتصاد برابر با ۰/۳۲ است. مشاهده می‌شود که با وجود اهمیت بخش کشاورزی، سهم اندکی از سرمایه‌گذاری به این بخش اختصاص داده شده است. لذا به منظور بالا بردن این سهم باید سرمایه‌گذاری زیربنایی دولتی در این بخش افزایش یابد تا بستری برای سرمایه‌گذاری خصوصی شود و همچنین انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در این بخش را افزایش دهد تا با افزایش عرضه محصولات کشاورزی و کاهش قیمت تمام شده این محصولات، قیمت مواد غذایی نیز کاهش یابد.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع:

۱. آقانصیری م.۱۳۹۱. مروری بر روند سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی در ۴ برنامه توسعه کشور.ماهنامه بررسی مسائل و سیاستهای اقتصادی. شماره ۴و۵. ۶۱- ۷۸.

۲. امینی ع. فلیحی ن. ۱۳۷۷ .بررسی وضعیت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی. مجله برنامه و بودجه. شماره ۳۳. ۹۵- ۱۱۹.

۳. باقری م. ترکمانی ج. ۱۳۷۹. بررسی وضعیت و ارتباط بین سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در بخش کشاورزی با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی. ،مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.

۴. بانک مرکزی ج.ا.ا.بانک اطلات سریهای زمانی اقتصادی.

۵. بانک مرکزی ج.ا.ا. جدول سریهای زمانی حسابهای ملی سالانه ایران.

۶. بانک مرکزی ج.ا.ا. نشریه گزارش اقتصادی و ترازنامه، سالهای مختلف.

۷. برانسون و.۱۳۷۶ .تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان. ترجمه شاکری ع. تهران. نشر نی.

۸. ترکمانی ج. باقری م. ۱۳۸۱.بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی با رشد ارزش‌افزوده در بخش کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۴۰. ۱- ۲۴.

۹. حجتی م.۱۳۸۰.توسعه کشاورزی و امنیت سرمایه‌گذاری. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۳۳. ۷-۱۳.

۱۰. درویشیع.۱۳۷۲ . ظرفیت وتوان توسعه پایدار کشاورزی. مجله اقتصادکشاورزی و توسعه. ۵. ۳۰- ۵۲.

۱۱. دینی ترکمانی ع.۱۳۷۹. امنیت غذایی و برآورد آن در ایران. پژوهشنامه بازرگانی.۱۴.۲۷- ۳۵.

۱۲. شاکری ع. موسوی م .۱۳۸۷. ارائه راهکارهای افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی. ۳. ۱- ۲۶.

۱۳. شکوهیم. ترکمانی ج. ۱۳۸۶. بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری در تجهیزات و تحقیقات کشاورزی برارزش‌افزوده بخشکشاورزی.ویژه‌نامه ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. ۴۰۳- ۴۱۰.

۱۴. صامتیم. فرامرزپور ب. ۱۳۸۳. بررسی موانع سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۴۵. ۹۱- ۱۱۲.

۱۵. عبداللهی م .۱۳۸۵. سرمایه‌گذاری و چالشهای بازار مالی در بخش کشاورزی. مجله روند. ۱۹۹-۴۹.۶۹.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۶. قطمیری م. هراتی ج. ۱۳۸۴. بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت موادغذایی با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده در مورد ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران. ۲۳. ۲۲۱- ۲۳۵.

۱۷. کیانی راد، ع. کوپاهی م. ۱۳۷۹. تجزیه و تحلیل سرمایه‌گذاری دولتی در بخش کشاورزی و پیش‌بینی آن برای دوره ۱۳۸۳- ۱۳۷۹. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۳۲. ۱۰۳- ۱۱۶.

۱۸. گاتاک، س. ۱۳۸۰. درآمدی بر اقتصاد توسعه. ترجمه افشاری ز. تهران. دانشگاه الزهرا(س).

۱۹. مقدسی ر. شرافتمند ح. باغستانی ع. ۱۳۸۹. بررسی تأثیر شوکهای بهره‌وری و شکاف تولید بر قیمت مواد غذایی ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی. ۴. ۵۰۹-۵۱۷.

۲۰. مهرابی بشرآبادی ح. موسوی محمدی ح. ۱۳۸۹. آثار سیاستهای حمایتی بخش کشاورزی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی درایران. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۷۰. ۲۵-۳۲.

۲۱. مهربانیان ا. عباسلو ا. ۱۳۸۷. افزایش قیمتهای مواد غذایی(دلایل و پیامدها). تهران. موسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۲۲. نوفرستی. م. ۱۳۸۷. ریشه‌واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. چاپ اول. موسسه خدمات فرهنگی رسا.

23. Adnan hye, Q.M. 2009.Relationship between Money Supply and Agricultural Prices: A Case Study of Pakistan Economy. University of Karachi - Applied Economics Research Centre.
24. Alderman, H. and Shively, G. 1998. Economic Reform and Food Prices: Evidence from Markets in Ghana. World Development. 24(3): 521-534.
25. Baier, S., Clements, M. Griffiths, C.and Ihrig, J. 2009. Biofuels Impact on Crop and Food Prices: Using an Interactive Spreadsheet. International FinanceDiscussion Papers.967.
26. Bakucs, L.Z. and Ferto, I. 2009. Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in a Transition Economy: The Case of Hungary. Economists Conference. Beijing. China.
27. Dickey, D. A. and Fuller, W. A. 1979..Distribution of the Estimates for the Auto Regresive Time Series with a Unit Root.Journal of the American Statistical Association. 74: 427-431.

Archive of SID

www.SID.ir

28. Engle, R. and Granger, C. W. J. 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and testing. Econometrica. 55(2): 76-251.
29. Kargbo, J.M. 2000.Impact of Monetary and Macroeconomic Factors on Food Prices in Eastern and Southern Africa.Applied Economics. 23(11): 1373-1389.
30. Kargbo, J.M. 2005.Impact of Monetary and Macroeconomic Factors on Food Prices in West Africa.Agrekon. 44(2): 205-224.
31. Lachaal, L. and Womack, A.W. 2001.Impact of Trade and Macroeconomic Linkages on Canadian Agriculture.American Journal of Agricultural Economics, Vol. 80, No. 3, PP. 534-542.
32. Magnus, F. and Erice F. 2006. Bounds Testing Approach: an Examination of Foreign Direct Investment, Trade and Growth Relationships. MPRA Paper.352.
33. Orden, D. and Fackler, P.L. 1989.Identifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR Models.American Journal of Agricultural Economics. 71(2): 495-502.
34. Pesaran, M.H. and Pesaran, B. 1997.Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis.Oxford.Oxford University press.
35. Pesaran, M. H. and Shin, Y. 1999. An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In (ed) S. Strom, Econometric and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. chapter 11. Cambridge,Cambridge University Press.
36. Pesaran, M.H. Shin, Y. and Smith, R.J. 2001.Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.Journal of Applied Econometrics.16: 289-326.
37. Pulford, A.L. 2012.Monetary Factors and the U.S. Retail Food Price Level. A Thesis Presented for the Degree Master of Science in Agribusiness. Faculty of the Agribusiness Department California Polytechnic State University, San Luis Obispo.
38. Robertson, J.C. and Orden, D. 1990. Monetary Impacts on Prices in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand. American Journal of Agricultural Economics. 72(1): 160-171.
39. Shively, G.E. 1996. Food Price Variability and Economic Reform: An ARCH Approach for Ghana. American Journal of Agricultural Economics. 78(1): 126-136.

Archive of SID

www.SID.ir

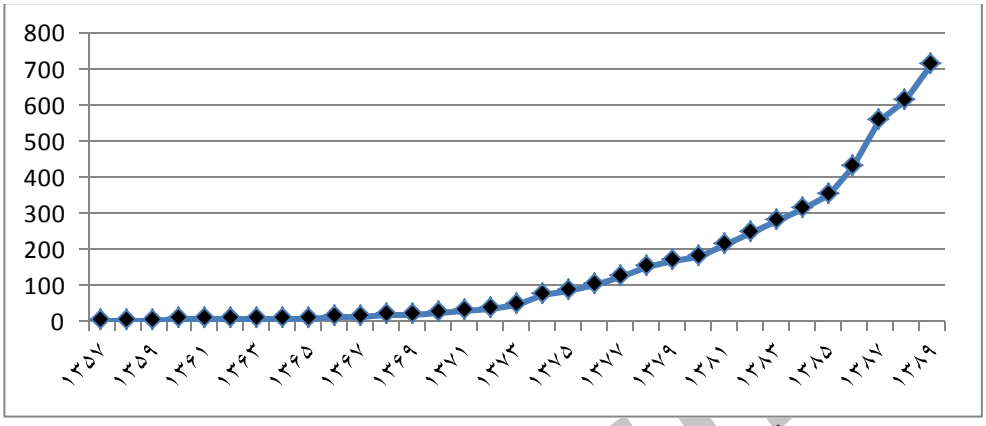
40. Ziotis, N. and Papadas.T. 2011.Supply of Money and Food Prices: The Case of Greece. Agricultural Economics Review. 12(1): 36-44.

Archive of SID

www.SID.ir

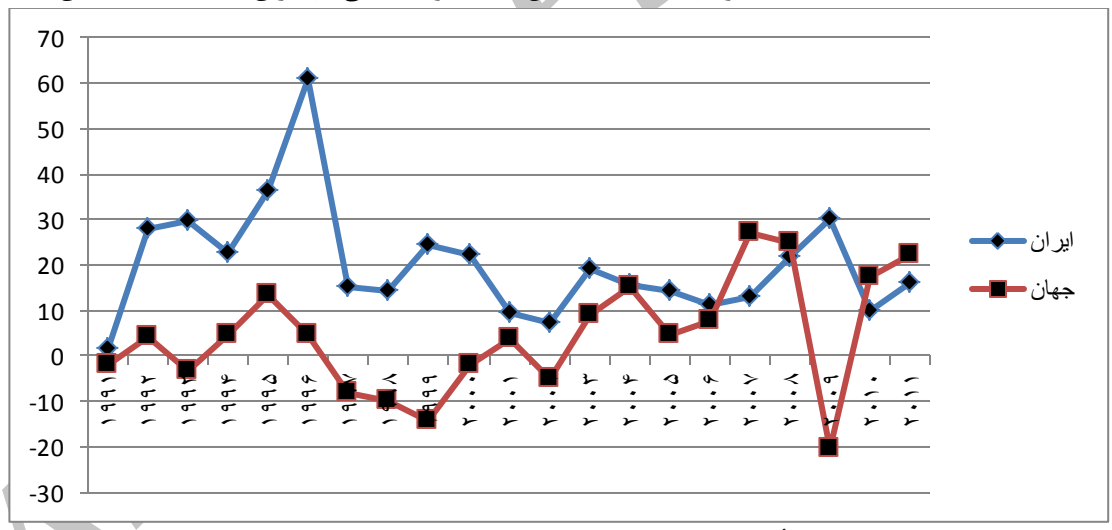
پیوست‌ها:

نمودار۱- روند شاخص قیمت مواد غذایی در ایران(سال پایه: ۱۳۷۶).



مأخذ: بانک مرکزی، بانک اطلاعات سریهای زمانی اقتصادی

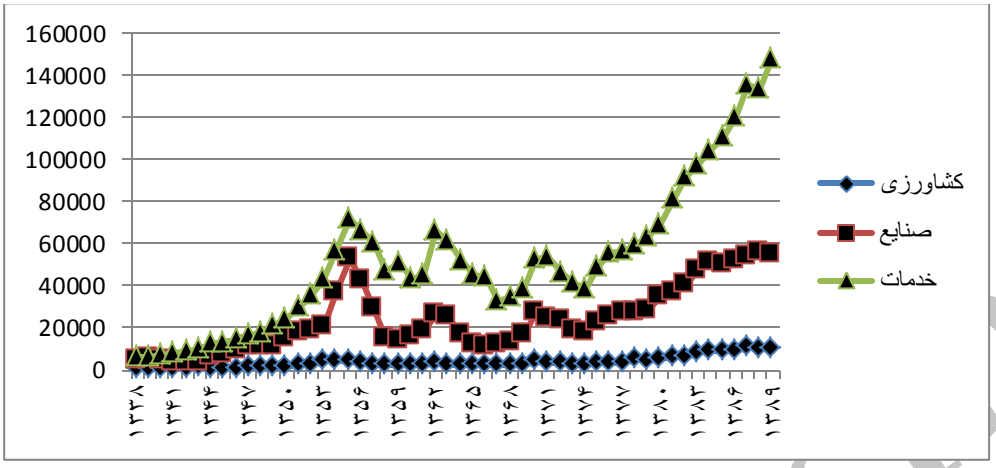
نمودار ۲- رشد شاخص قیمت مواد غذایی در ایران در مقایسه با جهان.



مأخذ: بانک مرکزی، بانک اطلاعات سریهای زمانی اقتصادی

www.SID.ir

نمودار ۳-روند سرمایه‌گذاری در بخشهای مختلف اقتصاد به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال).



مأخذ: بانک مرکزی، حسابهای ملی (سالهای مختلف)

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- آزمونهای ریشه واحد فیلیپس پرون و دیکی- فولر تعمیم یافته در سطح و تفاضل متغیرها

درجه انباشتگی	متغیر	آزمون دیکی- فولر		آزمون فیلیپس- پرون		آزمون KPSS		
		آماره ADF	مقدار بحرانی ۰.۰۵	آماره PP	مقدار بحرانی ۰.۰۵	آماره LM- STAT در سطح	مقدار بحرانی ۰.۰۱	مقدار بحرانی ۰.۰۵
سطح	LNFPI	-۱.۳۶	-۳.۵۶	-۱.۶۸	-۳.۵۶	۰.۰۹۴	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶
	LNI	-۲.۴۷	-۳.۵۶	-۲.۲۹	-۳.۵۶	۰.۰۴۸	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶
	LNYP	-۱.۹۲	-۳.۶۰	-۱.۹۲	-۳.۵۶	۰.۱۴۴	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶
	LNEER	-۲.۳۱	-۲.۹۷	-۲.۱۸	-۲.۹۷	۰.۱۶۵	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶
	LNFOI	-۳.۳۸	-۳.۵۹	-۳.۲۲	-۳.۵۷	۰.۱۰۳	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶
	LXMF	-۱.۷۲	-۲.۷۹	-۱.۷۶	-۲.۹۷	۰.۱۲۶	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶
	LPOP	-۷.۴۶**	-۳.۵۷	-۶.۳۶**	-۳.۵۸	۰.۱۶۸	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶
تفاضل	D(LNFPI)	-۳.۹۴*	-۳.۵۶	-۳.۹۸*	-۳.۵۶			
	D(LNI)	-۸.۴۰*	-۳.۵۶	-۸.۵۲**	-۳.۵۶			
	D(LNYP)	-۶.۷۷*	-۳.۵۷	-۶.۷۳**	-۳.۵۷			
	D(LNEER)	-۷.۱۶*	-۲.۹۷	-۷.۱۵*	-۲.۹۷	۰.۱۳۹	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶
	D(LNFOI)	-۷.۴۳**	-۳.۵۷	-۸.۷۳**	-۳.۵۷			
	D(LNXMF)	-۷.۸۹**	-۲.۹۸	-۷.۸۱**	-۲.۹۷			
	D(LNPOP)					۰.۱۶۷	۰.۲۱۶	۰.۱۴۶

مأخذ: محاسبات تحقیق.

*و ** به ترتیب نشانگر رد فرضیه H_0در سطح اطمینان ۵٪ و ۱٪ است.

فرضیه صفر در آزمونهای دیکی-فولر و فیلیپس- پرون نامانا بودن متغیرهاست.

فرضیه صفردر آزمونKPSS نامانا بودن متغیرهاست.

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از آزمون باند

تعداد متغیرها	F محاسباتی	مقدار بحرانی کران پایین F [I(0)]	مقدار بحرانی کران بالا F[I(1)]	نتیجه
K=7 عرض از مبدا غیرمقید و بدون روند	11.4	2.32	3.50	رابطه بلندمدت وجود دارد

مأخذ: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳- نتایج تخمین ضرایب بلندمدت

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	آماره t	احتمال
LNI	-۱.۷۰۱۶*	-۲.۷۹۱۱	۰.۰۳۸
LNEER	۰.۸۶۳۴۰**	۳.۸۰۷۵	۰.۰۶۳
LNXMF	-۱.۳۱۳۱**	-۲.۲۱۸۹	۰.۰۷۷
LNPOP	۳۲.۸۴۵۰**	۲.۴۱۲۰	۰.۰۶۱
LNYP	۱.۸۸۷۹**	۳.۷۸۷۴	۰.۰۶۳
LNFOI	-۸.۸۷۱۳**	-۲.۶۹۰۷	۰.۱۱۵
C	-۳۲۵.۸۴۵۳**	-۲.۵۵۲۶	۰.۰۵۱

*و** به ترتیب نشانگر رد فرضیه صفر در سطوح معناداری ۵٪ و ۱۰٪ است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

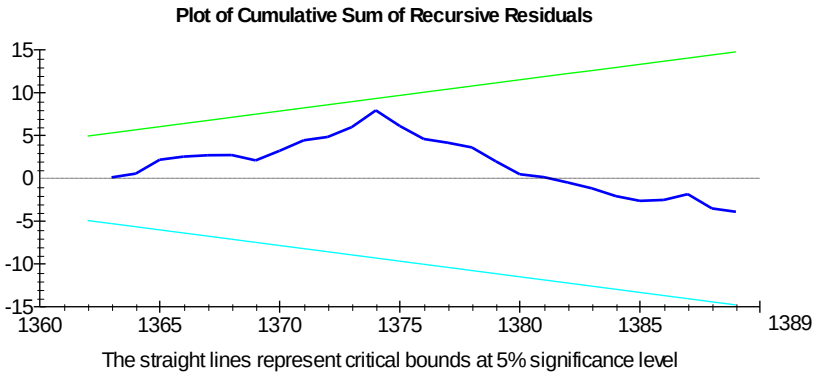
جدول ۴- نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و جمله تصحیح خطا با استفاده از بر مبنای معیار شوارتز بیزین ARDL(1,2,1,2,2,2,2)

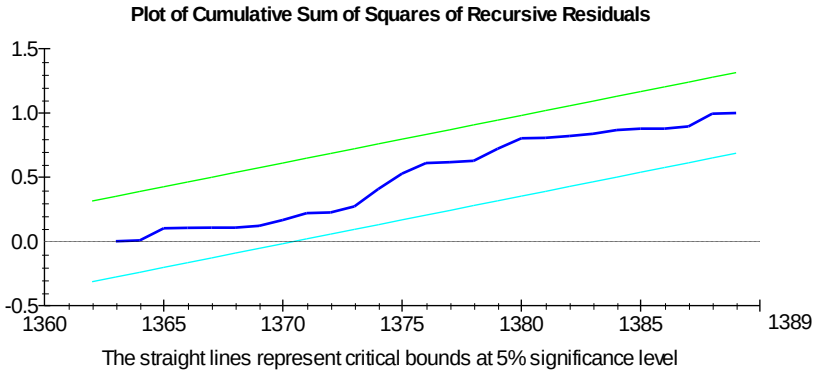
متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	آماره t	احتمال
dLNI	۰.۱۱۱۲۷	۰.۹۱۲۴۶	۰.۳۸۱
dLNI1	-۰.۶۰۲۷۱	-۲.۲۵۷۵	۰.۰۴۵
dLNEER	۰.۲۴۴۴۰	۰.۸۸۲۱۳	۰.۳۹۷
dLNXMF	۰.۲۴۸۴۸	۱.۳۶۵۰	۰.۲۰۰
dLNXMF1	-۰.۵۷۶۵۱	-۳.۳۴۲۶	۰.۰۰۷
dLNPOP	۱۵.۷۳۳۷	۱.۸۱۴۶	۰.۰۹۷
dLNPOP1	۲۹۱۶۱۱	۲.۹۰۷۵	۰.۰۱۴
dLNYP	-۰.۱۳۸۰۸	-۰.۶۴۲۹۱	۰.۵۳۳
dLNYP1	۱.۰۶۰۵	۲.۰۴۸۴	۰.۰۶۵
dLNFOI	۰.۱۹۲۹۷	۰.۳۶۵۸۵	۰.۷۲۱
dLNFOI1	-۱.۶۱۹۲	-۱.۹۵۵۹	۰.۰۷۶
dC	۱۴۸.۴۳۹۸	۲.۱۵۶۷	۰.۰۵۴
ecm(-1)	-۰.۵۶۸۰۴	-۲.۵۵۵۷	۰.۰۳۴
آزمونهای تشخیص	$D.W = 2.44 R^2 = 0.99 \quad \bar{R}^2 = 0.97$ $F(12,11) = 10.83\ [.00]$ Serial Correlation:F=.46 [.50] Heteroscedasticity:F=.006[.93] FunctionalForm:.83[.37]		

مأخذ: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir





نمودار ۴- آزمون ثبات ضرایب CUSUM و CUSUMSQ

مأخذ: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir