فصل اول:

کلیات

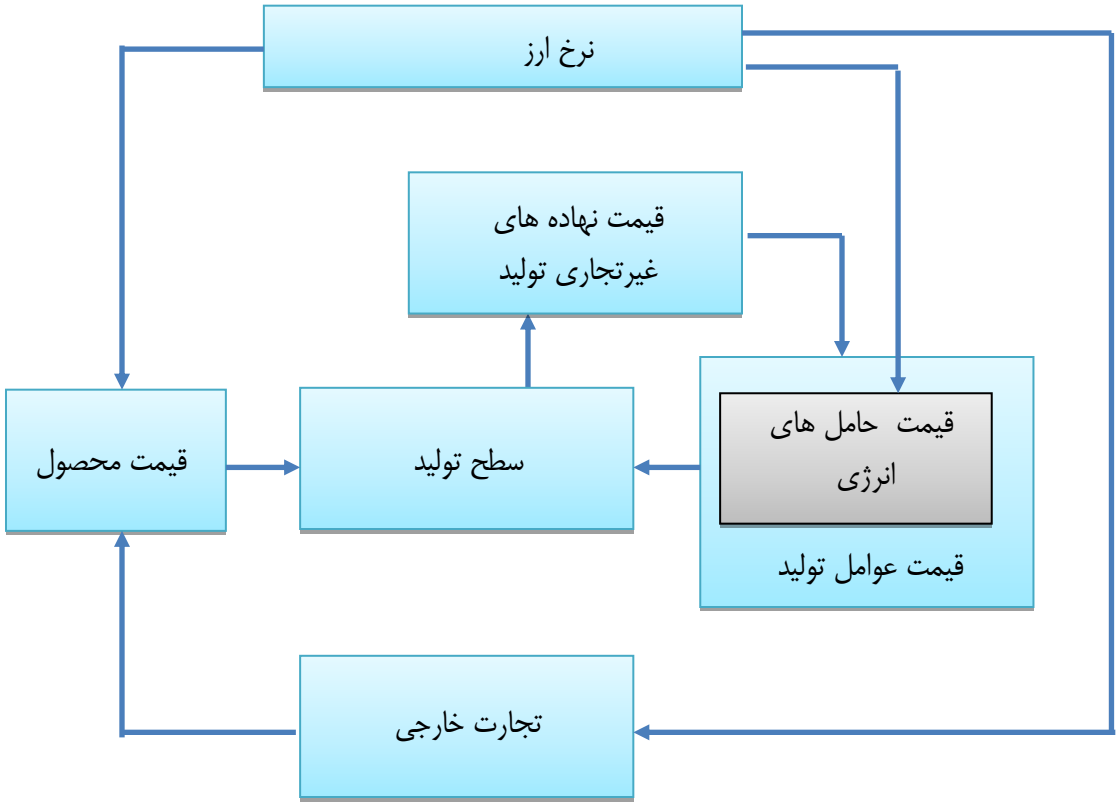
بیان مساله

اتکا به نفت و توانایی دولت برای مداخله مستمر در بازارها، انحراف قیمت ها را به یکی از ویژگی های مستمر اقتصاد ایران حداقل از ابتدای دهه پنجاه خورشیدی بدل ساخته است. پیروزی انقلاب اسلامی، بروز جنگ تحمیلی و طولانی شدن آن نیز سبب شد تا تفکرات دولت گرای ضد بازار، قدرت بیشتری پیدا کرده و با بسط مداخلات دولت در تمامی جنبه های حیات اقتصادی کشور، انحرافات قیمتی در اقتصاد ایران را شدت بیشتری بخشند. جلوه این انحرافات دراز دامن را در متغیر کلانی همچون ارزش پول ملی(نرخ ارز) تا قیمت محصولات و نهاده های مورد مصرف در بخش های مختلف اقتصاد ایران به کرات می توان مشاهده کرد. اما کاهش درآمد سرانه نفتی و هزینه سرسام آور مداخلات دولتی سبب شده تا وعده تلاش برای آزادسازی اقتصادی البته با عناوین متفاوت سکه رایج برنامه های تمامی دولت های دو دهه اخیر باشد. هرچند اجرای ناموفق هدفمند سازی یارانه ها در دولت دهم اعتماد عمومی به صحت برنامه ریزی های دولتی برای چنین امری را تاحد زیادی خدشه دار ساخته ولی بار هزینه مداخلات دولت در برخی از بازارها همچون بازارحامل های انرژی آنچنان سنگین است که دولت یازدهم را ناگزیر ساخته با فاصله ای چند ماهه برای ترمیم اعتماد عمومی بار دیگر در سال ۱۳۹۳ نسبت به آزادسازی (واقعی) قیمت حامل های انرژی و کاهش مداخلات خود در بسیاری دیگر از بازارها اقدام نماید.

یکی از مهمترین چالش های پیش رو در این راه خنثی سازی آثار کاهش ارزش ریال – ناشی از تورم حاصل از آزادسازی– بر حجم یارانه ها است به نحوی که تحمیل هزینه بر تولیدکنندگان و مصرف کنندگان از طریق تغییر قیمت های نسبی منجر به کاهش شکاف بین قیمت های داخلی و خارجی نیز بشود. چرا که در دور اول هدفمندسازی یارانه ها، کاهش ارزش ریال عملا سبب شد به رغم افزایش قیمت اسمی حامل های انرژی، شکاف واقعی قیمت حامل های انرژی در ایران و جهان افزایش پیدا کند. از دیگر سو نرخ ارز با تاثیرگذاری بر قیمت نهاده های وارداتی و قیمت نسبی محصولات صادراتی و وارداتی عملا عرضه و تقاضای داخلی را به صورت غیرمستقیم تحت تاثیر قرار می دهد.لذا با توجه به شرایط اقتصادکلان کشور نمی توان و نباید از تحولات متغیرهای کلانی چون نرخ ارز به سادگی عبور کرد و تصور نمود که بخش کشاورزی تنها تحت تاثیر قیمت نهاده های داخلی و قیمت داخلی محصولات قرار دارد.

اجرای قانون هدفمند سازی یارانه ها از جمله تغییر قیمت های انرژی از یک سو به طور مستقیم هزینه تولید در بخش کشاورزی را افزایش داده و با تغییر قیمت نسبی نهاده ها ترکیب عوامل تولید را در بخش دگرگون می کند و از دیگر سو با

تغییر متغیرهای کلان اقتصادی همچون تورم و نرخ ارز به صورت غیرمستقیم ضمن تغییر مجدد قیمت های نسبی، رقابت پذیری محصولات بخش کشاورزی در مقابل محصولات خارجی را نیز تحت تاثیر قرار می دهد. لذا بررسی آثارهدفمند سازی یارانه ها از جمله تاثیرات تغییرات قیمت حامل های انرژی و ارز بر بخش، زیر بخش ها و محصولات مختلف و امکان برنامه ریزی بر اساس نتایج حاصله ضروری است. تاثیرات متصور برای بخش کشاورزی در اثر اجرای فاز جدید قانون هدفمند سازی یارانه ها را می توان در قالب الگوی تصویری زیر نشان داد:



نمودار۱-۱: الگوی تصویری روابط بین نرخ ارز و قیمت حامل های انرژی با دیگر متغیرهای بخش کشاورزی

همانطور که در نمودار فوق مشاهده می شود تغییر قیمت حامل های انرژی و نرخ ارز قیمت نهاده های تولید و در نتیجه هزینه تولید را تحت تاثیر قرار داده و نهایتا سطح تولید محصولات کشاورزی را متاثر می سازند. از دیگر سو نرخ ارز بر

میزان صادرات و واردات محصولات کشاورزی اثر گذاشته و با تغییر خالص تجارت قیمت محصولات در داخل را تحت تاثیر قرار می دهد که خود قیمت داخلی محصول بر میزان تولید تاثیر گذار است.

روش تحقیق

اصولاً در تحلیل و مدلسازی اقتصاد سنجی دو نوع نگرش متفاوت را می توان از یکدیگر تفکیک کرد. این دو نوع نگرش عبارتند از:

تعادل جزئی

تعادل عمومی

در تعادل جزئی یک بازار از سایر بازارها مجزا شده و معادلات آن بدون در نظر گرفتن ارتباطات متقابل با بیرون مورد تحلیل قرار می گیرند. با فرض عدم وجود ارتباط متقابل بین بازارها و متغییرها، الگوی اقتصاد سنجی به صورت تک معادله مورد برآورد قرار گرفته و متغیرهای توضیحی به صورت برونزا در نظر گرفته می شوند. طبیعی است که دنیای واقعی چنین محدودیتی را ندارد و نتایج حاصل از مدل های تعادل جزیی با محدودیت هایی مواجه است. دیدگاه تعادل عمومی در نقطه مقابل روش فوق است. در دیدگاه تعادل سیستمی نگرش بر پدیده ها و توضیح علل بروز آنها به صورت سیستمی است. طبعا مدل های تعادل عمومی به واسطه آن که تغییرات همزمان متغییرها را مورد توجه قرار می دهد نتایج قابل اتکاتری را به نسبت مدل های تعادل جزیی در اختیار تحلیل گران قرار می دهد. اما در عمل به دلیل محدودیت های آماری به ویژه در کشورهای درحال توسعه مدل های تعادل جزیی همچنان از مقبولیت زیادی برخوردارند. از آنجایی که در این مطالعه بررسی آثار هدفمند سازی یارانه ها در سطح محصولات مورد توجه قرار دارد و مدل های تعادل عمومی به سبب سطح تفکیک جداول داده ستانده در ایران از چنین کاری ناتوان هستند، از مدل تعادل جزیی با درک همه محدودیت های آن استفاده می شود.

برای مدل کردن این الگو ما با استفاده از مدل های تعادل جزیی و با فرض اینکه تولید کننده در پی حداکثر سازی سود خود خواهد بود کار را آغاز می کنیم. در این صورت می توان تابع سود هر بنگاه کشاورزی را به صورت زیر نوشت:

$$\Pi = \Pi(p, r) = pY - rX$$

که در آن:

Π : سود بنگاه

p : قیمت محصول Y

Π : قیمت نهاده X می باشد.

از آنجایی که تولیدکنندگان، مقدار محصول تولیدی و مقدار نهاده های مصرفی را در حد بهینه و برای حداکثر سازی سود انتخاب کرده اند، لذا می توانیم رابطه بالا را به صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$\Pi^* = pY^* - rX^*$$

که در آن مقدار بردارهای بهینه با علامت * مشخص شده است. حال بر اساس لم هتلینگ خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \Pi^*}{\partial r_i} = -X_i(r, p)$$

یعنی در حالت حداکثر سازی سود مقدار تقاضای هر نهاده تابعی است از قیمت محصول تولیدی و قیمت نهاده مورد نظر و سایر نهاده ها. همین رابطه است که به ما امکان می دهد تا تاثیر تغییر قیمت حامل های انرژی را بر مقدار تقاضای این نهاده اندازه گرفته و آنگاه بر اساس روابط زیر تاثیر آن بر عملکرد و تولید هر محصول را اندازه گیری نماییم.

$$y_j = g(x_{in})$$

که در آن:

$\mathrm{y_j}$: عملکرد در واحد محصول j

$\mathrm{x_{in}}$: تقاضای نهاده i ام از n نهاده مورد نیاز تولید است.

$$A_j = A(P_j, P_k)$$

که در آن:

$\mathrm{A_j}$: سطح تولید محصول j

$\mathrm{P_J}$: قیمت محصول j

P_k : قیمت محصول k رقیب محصول j است.به این ترتیب عرضه داخلی محصولj را می توان به صورت زیر نمایش داد:

$$DS = A_j y_j = S(P_J, P_k, x_{in})$$

اما دیگر تاثیرات تغییر نرخ ارز و قیمت حامل های انرژی را می توان در واردات و صادرات محصولات مورد توجه قرار داد.

برای این امر توابع واردات و صادرات محصولj را به صورت زیر تصریح می کنیم:

$$Ij = I(\frac{Pj}{wPje} + DSj_t + Tj + E)$$

$$Xj = X(\frac{Pj}{wPje} + DSj_t + OGNP + E)$$

که در آنها :

I_j : مقدار واردات محصول j

X_j : مقدار صادرات محصول j

P_J : قیمت داخلی محصول j

wP_J : قیمت جهانی محصول j

e : نرخ ارز

DS_J : مقدارتولید داخلی محصول j

T_J : تعرفه واردات محصول j

$OGNP$: درآمد کشورهای واردکننده

و E: نوسانات نرخ ارز است.

مطالعات مبتنی بر مدل های تعادل جزئی حسب نحوه تعیین پارامترهایی که رابطه بین متغیرهای توضیحی و وابسته را مشخص می سازند به دو گروه تقسیم می شوند. گروه اول مطالعاتی که راسا اقدام به برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش های اقتصادسنجی می کنند و در مقابل در گروه دوم از نتایج دیگر مطالعات برای تعیین پارامترهای مدل استفاده شده

و با کالیبراسیون روابط کمی، کامل می شوند. ما در این مطالعه قصد داشتیم از روش کالیبراسیون خواهیم استفاده کنیم و تنها در مورد ضرایبی که مطالعات پیشین در مورد آنها وجود نداشته باشد اقدام به تخمین مدل نماییم ولی در عمل مجبور به برآورد تمامی توابع شدیم. محصولات مورد توجه در این مطالعه به تفکیک زیر بخش در جدول ۱-۱ ارائه شده است.

جدول۱-۱: محصولات مورد توجه در مطالعه

محصولات زراعی	محصولات باغی	محصولات دامی
گندم	مرکبات	تخم مرغ
یونجه	سیب	گوشت مرغ
ذرت	خرما	شیر
برنج	پسته	گوشت گاو
چغندرقند- نیشکر	انگور	گوشت گوسفند
پنبه		
کلزا		
حبوبات		
سیب زمینی		

اهداف

هدف اصلی:

تعیین تاثیرات هدفمندی سازی یارانه ها بر بخش کشاورزی

هدف فرعی:

تعیین تاثیر تغییرات نرخ ارز بر تولید محصولات مختلف کشاورزی

تعیین تاثیر تغییرات نرخ ارز بر واردات محصولات مختلف کشاورزی

تعیین تاثیر تغییرات نرخ ارز بر صادرات محصولات مختلف کشاورزی

تعیین تاثیر تغییرات قیمت حامل های انرژی بر هزینه تولید محصولات مختلف

تعیین تاثیر تغییرات قیمت حامل های انرژی بر مقدار تقاضای این حامل ها در محصولات مختلف

تعیین تاثیر تغییرات قیمت حامل های انرژی بر تولید محصولات مختلف کشاورزی

فصل دوم:

مروری بر مطالعات انجام شده در خصوص تاثیرات نرخ ارز بر تجارت محصولات کشاورزی

مقدمه

نرخ ارز یکی از متغیرهای کلیدی در تعیین کارآیی نظام اقتصادی در هر کشور است. این متغیر در تعدیل و تنظیم ورود و خروج سرمایه و صادرات و واردات کالا در یک اقتصاد نقش مهمی را ایفا می‌کند و یکی از عوامل مهم در حفظ قدرت رقابتی اقتصاد کشور در بازارهای بین المللی و در نتیجه توان صادرات غیرنفتی کشور است. همچنین می‌تواند قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی را در برابر سیل واردات کالاهای خارجی (که به وسیله درآمدهای ارزی حاصل از نفت تامین مالی می‌شوند) حفظ کند. بنابراین خطایی کوچک در تعیین نرخ ارز، می‌تواند هزینه‌های بزرگی برای اقتصاد کشور در پی داشته باشد.

تاکید بر متغیرهای اسمی به خصوص در شرایط تورمی می‌تواند در بردارنده خطاهای بزرگ نظری در درک صحیح از شرایط واقعی عملکرد اقتصاد و خطاهای بزرگ عملی در اعمال سیاست‌های اقتصادی شود. بر این اساس اقتصاددانان در شرایط تورمی تاکید خاصی بر متغیرهای واقعی (به عبارت ساده متغیرهای اسمی که تورم زدایی شده‌اند) دارند و جهت مقاصد تحلیلی و سیاستگذاری اقتصادی بجای آنکه بر متغیرهای اسمی تاکید کنند، به متغیرهای واقعی اهمیت می دهند.

به منظور بررسی اثر نرخ ارز بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی در این فصل ابتدا به بررسی نتایج مطالعات پیشین در این خصوص پرداخته و آنگاه با برآورد توابع صادرات و واردات محصولات منتخب نحوه اثر پذیری تجارت این محصولات از نرخ ارز را به صورت کمی مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهیم داد.

مروری بر مطالعات پیشین

مطالعات داخلی

میلانی و همکاران (۱۳۷۵)، در مطالعه ای به بررسی رابطه نرخ ارز با برخی متغیرهای کلان اقتصادی در ایران پرداختند. از نظر ایشان واسطه اتصال هرکشور با جهان خارج، چه در بازار کالاها و چه در بازار دارائی‌ها، نرخ ارز است. سودآوری تولید و سرمایه‌گذاری در هر کشور، بر مبنای هزینه انجام شده به ریال نسبت به سایر ارزها اندازه‌گیری می‌شود. ارزش پول ملی نسبت به پول‌های خارجی، یک رابطه قیمتی بین هر کشور و دیگر کشورها به شمار می‌رود. گرچه نرخ ارز همواره اهمیت دارد، اما زمانی که به طور نامناسب تعیین شده باشد، اهمیت بیشتری می‌یابد آمار و داده های مورد نیاز در پژوهش مذکور، از

حساب‌های ملی ایران و همچنین مجموعه اطلاعاتی (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۳) به دست آمده و در مورد نرخ ارز و برخی از سری های زمانی به آمار درج شده در آمارهای مالی بین المللی مراجعه شده است. در مورد نرخ ارز برای سالهای ۱۳۳۸ تا۱۳۵۷ از نرخ ارز رسمی و برای سال‌های پس از انقلاب از نرخ ارز بازار آزاد استفاده شده است. برای بررسی رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای اقتصادی از مدل اقتصاد سنجی هم انباشتگی استفاده شده است. براساس نتایج به دست آمده بین نرخ ارز و شاخص قیمتی خرده‌فروشی، رابطه بلندمدت وجود ندارد که به دلیل مشمول یارانه بودن بسیاری از کالاهای ملحوظ در شاخص خرده فروشی است. دلیل دیگر می‌تواند سیاست‌های تنظیم و کنترل بازار و نظام توزیع کوپنی باشد که توانسته از وارد شدن تکانه‌های حاصل از تغییرات نرخ ارز به داخل اقتصاد در سطح کالاهای مصرفی جلوگیری کند. در رابطه با نرخ ارز و تولید نتایج نشان می‌دهدکه رابطه بلندمدتی بین این دو متغیر وجود ندارد. نتایج نشان داد که رابطه بلندمدت معکوس بین نرخ ارز و حجم پول وجود دارد.

خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱)، در مطالعه ای به بررسی عوامل موثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران پرداختند. مدل انتخابی آنها با استفاده از داده های سری زمانی دوره ۷۸-۱۳۴۱ و ازطریق تکنیک همگرایی تخمین زده شده است. مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر می‌باشد:

$$LnXA_t = \beta_0 + \beta_1 LnP_t + \beta_2 LnY_t + \beta_3 LnCO_t + \beta_4 LnEX_t + \beta_5 D + u_t$$

که در آن، XA ارزش صادرات محصولات کشاورزی بر حسب دلار، P قیمت‌های نسبی که به صورت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای تولید و مصرف شده در داخل، Y تولید ناخالص داخلی، CO مصرف بخش خصوصی، EX نرخ ارز موثر صادراتی و D متغیر موهومی که برای سال‌های ۷۳-۱۳۶۸ عدد یک و برای بقیه سال‌ها عدد صفر به خود گرفته است. بر اساس نتایج به دست آمده از مدل، ضریب متغیر نرخ ارز موثر صادراتی در معادله عرضه صادرات محصولات کشاورزی مورد نظر معنی دار نشده و مقدار آن ۰/۰۶ دست آمده است. به عبارت دیگر ضریب نرخ ارز اختلاف معنی داری با صفر نداشته و تغییرات نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی بی تاثیر بوده است.

آهنگری و زینی‌وند (۱۳۸۳)، در مطالعه خود با استفاده از آمار سری زمانی، تاثیرکاهش ارزش پول و یارانه صادرات بر صادرات محصولات کشاورزی را ارزیابی و با یکدیگر مقایسه کردند. همچنین از آنجا که یارانه صادرات، کاهش ارزش پول را تحت تاثیر قرار می‌دهد و در جهت تشدید یا تضعیف آن عمل می‌کند، رابطه‌ی نرخ ارز رسمی تعدیل شده بوسیله‌ی یارانه صادرات (نرخ موثر ارز صادرات EERX)، با صادرات محصولات کشاورزی مورد بررسی قرار گرفت. علاوه بر این در این مطالعه رابطه‌ی خالص دو نرخ ارز رسمی و تعدیل شده بوسیله یارانه صادرات که تحت عنوان نرخ موثر ارز صادرات (EERX) معرفی شده است، نیز ارزیابی گردید. در مطالعه مذکور به منظور برآورد نرخ ارز موثر برای صادرات از روش زیر استفاده شد:

$$EERX = ER(1+SX-TX)$$

که در آن ER : نرخ رسمی ارز، SX نرخ یارانه صادرات، TX تعرفه صادرات به ازای هر واحد ارز حاصل از صادرات است. برای دستیابی به اهداف مطالعه دو مدل ارایه و آزمون شد، مدل اول با هدف نشان دادن رابطه‌ی دو متغیر نرخ رسمی ارز و یارانه صادرات با صادرات محصولات کشاورزی و مقایسه ضرایب دو متغیر مذکور برآورد گردید، در مدل دوم نیز رابطه نرخ موثر ارز صادرات با صادرات محصولات مذکور مورد ارزیابی قرار گرفت:

$$LnXAG = f\left[Ln\frac{Pf}{Pd}, LnOER(-1), LnSX, LnY_f, D_1, D_2, AR(-1)\right]$$

$$LnXAG = f\left[LnVAA, Ln\frac{Pf}{Pd}(-2), LnEERX(-1), D_1, D_2, AR(1)\right]$$

که درآنها، XAG صادرات محصولات کشاورزی (میلیون دلار به قیمت ثابت ۱۳۶۱)، $Pf/Pd(-2)$ نسبت قیمت‌های خارجی به قیمت‌های داخلی با وقفه دو ساله، $OER(-1)$ نرخ رسمی ارز با وقفه یک ساله، SX یارانه صادرات به ازای هر دلار، Y_f تولید ناخالص داخلی کشورهای OECD (میلیون دلار، به قیمت ثابت ۱۳۶۱)، $EERX(-1)$ نرخ موثر ارز صادرات محصولات کشاورزی با وقفه یکساله، VAA ارزش افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال، به قیمت ثابت ۱۳۶۱) و D_1 و D_2 متغیرهای مجازی سال‌های انقلاب و جنگ می‌باشد. نتایج بدست آمده نشان می دهد که کاهش ارزش پول

تاثیر بیشتری بر رشد صادرات در مقایسه با یارانه‌ی صادرات دارد. افزایش۱۰ درصد در نرخ موثر ارز صادرات با وقفه‌ی یکساله موجب رشد ۲,۹ درصدی صادرات محصولات کشاورزی در بلندمدت می‌شود. همچنین متغیرهای دیگر شامل تولید ناخالص خارجیان، نسبت قیمت‌های خارجی به داخلی و ارزش افزوده بخش کشاورزی در هر دو مدل با صادرات محصولات کشاورزی رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار دارد.

آرمن و قربانی (۱۳۸۴)، در مقاله‌ای به بررسی اثرگذاری تغییرات نرخ واقعی ارز بر سرمایه گذاری در ۸ زیر بخش صنعت ایران طی دوره ۷۹-۱۳۵۰ پرداختند. در این مطالعه برای بیان رفتار سرمایه‌گذاری، مدلی بر اساس اصل شتاب انعطاف‌پذیر ارائه شده که در آن از سطح مطلوب انباشت سرمایه و در نتیجه میزان سرمایه‌گذاری توسط متغیرهای ارزش افزوده، واردات کالاهای سرمایه‌ای، حاشیه نرخ ارز و نرخ ارز واقعی به عنوان متغیرهای توضیحی دریک الگوی داده‌های ترکیبی (سری زمانی-مقطعی) استفاده گردیده است تغییر ارزش واقعی پول، اثر دوگانه‌ای بر سرمایه‌گذاری دارد. نرخ ارز واقعی از طریق درآمد و هزینه، سرمایه‌گذاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. با افزایش نرخ ارز واقعی (کاهش ارزش واقعی پول داخلی) و گران شدن کالاهای سرمایه‌ای و مواد اولیه‌ی وارداتی، هزینه‌ی سرمایه‌گذاری افزایش می یابد لذا این امر منجر به کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری می‌گردد. از سوی دیگر، افزایش نرخ ارز واقعی باعث ارزان شدن کالاهای ساخت داخل در بازارهای جهانی و افزایش تقاضای خارجی و در نتیجه افزایش صادرات می شود. در تحقیق مورد اشاره فرض شده که بنگاه تولیدی در دراز مدت، سطح مطلوبی از انباشت سرمایه را در نظر دارد و می‌خواهد خود را به آن سطح برساند جهت اثرگذاری مورد انتظار تغییرات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری هر کدام از زیر بخش‌های صنعت متفاوت خواهد بود و بستگی به ویژگی‌های هر زیر بخش دارد. مدل مورد استفاده در مطالعه مذکور به صورت زیر است:

$$K^{*}_{(k+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 RR_t + \alpha_2 V_t + \alpha_3 EF_t + \alpha_4 PER_t + \alpha_5 RER$$

که در آن V_t نشانگر ارزش افزوده بخشی، RR_t هزینه استفاده از سرمایه، EF_t امکانات ارزی، PER_t حاشیه نرخ ارز و RER_t نرخ ارز است. در ادامه به منظور توضیح رفتار سرمایه‌گذاری از اصل شتاب انعطاف‌پذیر استفاده شد. در نهایت برای بیان مدل سرمایه‌گذاری از شکل لگاریتمی- خطی استفاده شد که مدل نهایی به صورت زیر می‌باشد:

$$LnI_t = \alpha_0 + \alpha_1 RR_{t-1} + \alpha_2 LnV_{t-1} + \alpha_3 LnEF_{t-1} + \alpha_4 LnPER_{t-1} + \alpha_5 LnRER_{t-1}$$

LnI_t لگاریتم سرمایه‌گذاری واقعی بخشی، LnV_{t-1} لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخشی، RR_{t-1} هزینه ی استفاده از سرمایه، $LnEF_{t-1}$ لگاریتم امکانات ارزی، $LnRER_{t-1}$ لگاریتم حاشیه نرخ ارز و $LnPER_{t-1}$ لگاریتم نرخ ارزواقعی است. از آنجا که هدف از این تحقیق، بررسی تغییرات نرخ ارز واقعی- نه اسمی- بر سرمایه‌گذاری در زیربخش‌های صنعت است، نرخ مذکور با استفاده از داده‌های بانک مرکزی و سالنامه‌های IFS به صورت زیر محاسبه شد:

$$RER = FREER\left(\frac{WPIA}{WPII}\right)$$

که در آن RER نرخ ارز واقعی، FREER نرخ ارز بازار آزاد، WPIA شاخص قیمت عمده فروشی آمریکا و WPII شاخص قیمت عمده فروشی ایران است. همچنین مقادیر حاشیه‌ی ارز نیز با استفاده از داده‌های بانک مرکزی به صورت زیر محاسبه شد:

$$PER = \frac{FREER}{OFFER}$$

که در آن RER حاشیه نرخ ارز واقعی، FREER نرخ ارز بازار آزاد و OFFER نرخ ارز رسمی است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که صنایع مواد غذایی، آشامیدنی و دخانیات نسبت به نرخ ارز واقعی حساسیتی ندارد و این موضوع به دلیل پایین بودن کشش تقاضای تولیدات این صنایع می‌باشد. همچنین سرمایه گذاری در صنایع ماشین‌آلات به دلیل عدم وجود کالاهای خارجی رقیب نسبت به نرخ ارز واقعی بی‌تفاوت است. در صنایع تولید فلزات نیز به دلیل حمایت‌های شدید دولت از این صنایع، سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ ارز واقعی حساسیتی ندارد. همچنین ضریب نرخ ارز واقعی در صنایع چوب و محصولات چوبی بی‌معنی می‌باشد.

ترکمانی و طرازکار (۱۳۸۴)، در مطالعه خود به بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته پرداختند. بدین منظور از الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) برای تخمین روابط بین قیمت صادراتی پسته و سایر متغیرهای مورد مطالعه استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز از نشریه‌های مختلف بانک مرکزی برای دوره ۷۹-۱۳۵۰جمع‌آوری گردیده است. مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر می‌باشد:

$$LnEP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnE_t + \alpha_2 LnX_t + \alpha_3 LnPR_t$$

که در آن، EP شاخص قیمت صادراتی پسته، E نرخ واقعی ارز، X صادرات پسته و PR تولید داخلی پسته است. بر اساس نتایج به دست آمده از تحقیق قیمت صادراتی پسته با نرخ ارز رابطه مثبت دارد. مقدار ضریب برآورد شده برای نرخ ارز (که معادل کشش می‌باشد)، ۰/۶۳ است که نشان می‌دهد افزایش نرخ ارز، قیمت صادراتی پسته بر حسب پول خارجی را می‌افزاید. علت این امر بدین دلیل است که با افزایش نرخ ارز، صادرکنندگان به انگیزه کسب سود بیشتر، سود نهایی خود را می‌افزایند و لذا بر قیمت صادراتی بر حسب پول خارجی افزوده می‌شود. همچنین با کاهش نرخ ارز صادرکنندگان جهت خنثی کردن تاثیر کاهش نرخ ارز، سود نهایی و یا به عبارتی قیمت صادراتی پسته خود را می‌کاهند. همچنین با توجه به نتایج به دست آمده قیمت صادراتی پسته با مقدار صادرات رابطه مثبت دارد، ولی قیمت صادراتی پسته با تولید داخلی رابطه ندارد. قیمت صادراتی پسته (بر حسب پول خارجی) نسبت به تغییرات نرخ ارز چه در کوتاه‌مدت و چه دردرازمدت، حساسیت بیشتری در مقایسه با سایر عوامل موثر لحاظ شده در مدل داشته است.

ختائی و غربالی مقدم (۱۳۸۴)، در مطالعه خود به بررسی رابطه پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران پرداختند. الگوی پیشنهادی در این مقاله برگرفته از مدل ادوارز و به صورت زیر است:

$$GDP = f\left(\frac{P^* E}{P}, M2, PUBINV, PRIINV\right) + W_{1t}$$

که در آن GDP تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، $E\frac{P^*}{P}$ نرخ ارز حقیقی، M_2 حجم نقدینگی، PUBINV سرمایه-گذاری بخش دولتی به قیمت ثابت سال ۶۹، PRIINV سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۶۹ و W_{1t} اجزای اخلال هستند. براساس نتایج به دست آمده از تحقیق بین نرخ ارز حقیقی و تولید ناخالص داخلی رابطه منفی ضعیفی وجود دارد. به بیان دیگر اگر هدف دولت از کاهش ارزش پول داخلی رشد تولید حقیقی باشد، ساختار و شرایط اقتصادی ایران، این اجازه را نخواهد داد و با افزایش یک درصد در نرخ ارز حقیقی (تضعیف پول ملی) با فرض ثبات سایر عوامل، در بلندمدت ۰/۰۷ (معادل کشش نرخ ارز) درصد تولید ناخالص داخلی حقیقی کاهش می‌یابد. همچنین اگر در مدل فوق به جای نرخ ارز حقیقی از نرخ ارز اسمی استفاده شود، ضریب نرخ ارز معادل ۰/۱۰۱- به دست می‌آید که نشان می‌دهد با

افزایش یک درصد نرخ ارز اسمی (تضعیف پول ملی)، با فرض ثبات سایر عوامل در بلندمدت، ۰/۱۰ درصد تولید ناخالص داخلی حقیقی کاهش می‌یابد. همچنین نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای برداری متناظر با برآوردها نشان می دهد که ضریب جمله تصحیح خطا کوچک و منفی بوده و ضمن معنی دار بودن از ضرایب تعدیل خوبی در حرکت به سمت تعادل بلند مدت برخوردار است.

تشکینی و باستانی (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به تخمین توابع تقاضای واردات به تفکیک کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی برای دوره زمانی ۸۲–۱۳۳۸ و با استفاده از تکنیک اقتصاد سنجی رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) پرداختند. درمطالعه مذکور برای پاسخگویی به این سوال که متغیرهای کلیدی اثرگذار بر واردات کدامند، به تخمین تابع تقاضای واردات به منظور شناسایی عوامل موثر بر آن پرداخته شد. البته با توجه به نقش و جایگاه متفاوت کالاهای وارداتی مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای، تخمین تابع تقاضای واردات به تفکیک این نوع واردات انجام شد. فرم لگاریتم– خطی مجموعه معادلات تقاضا برای واردات کالاهای وارداتی مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای بصورت زیر بیان گردید:

$$LICON_t = \alpha_0 + \alpha_1 LICON_{t-1} + \alpha_2 LP_t + \alpha_3 LCONS_{t-1}$$
$$LICAP_t = \beta_0 + \beta_1 LICAP_{t-1} + \beta_2 LP_t + \beta_3 LGDP_t$$
$$LIINT_t = \gamma_0 + \gamma_1 LIINT_{t-1} + \gamma_2 LP_t + \gamma_3 LGDP_t$$

LICON : لگاریتم واردات کالاهای مصرفی، LICAP: لگاریتم واردات کالاهای سرمایه‌ای، LIINT: لگاریتم واردات کالاهای واسطه‌ای، LP_t: لگاریتم نسبت قیمت‌های وارداتی به داخلی،LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی، LCONS: لگاریتم هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی و دولتی می‌باشد.

نتایج تخمین نشان می دهد که:

۱– واردات کالاهای مصرفی به شدت تحت تاثیر قیمت‌های نسبی است.

۲– واردات کالاهای سرمایه‌ای تحت تاثیر تولید ناخالص داخلی و قیمت‌های نسبی است.

۳– واردات کالاهای واسطه‌ای تحت تاثیر تولید ناخالص داخلی و قیمت‌های نسبی است و حساسیت واردات کالاهای مصرفی نسبت به قیمت‌های نسبی بسیار بیشتر از حساسیت واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای است.

در توجه به این یافته ها نویسندگان معتقدند که باتوجه به ساختار وابسته بخش‌های مختلف اقتصادی ایران به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، واردات این بخش از کالاها اجتناب ناپذیر است.

پهلوانی و همکاران (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ی خود به بررسی اثر درآمد ملی، نرخ ارز و قیمت‌های نسبی وارداتی بر تابع تقاضای واردات و همچنین اثر درآمد جهانی ، نرخ ارز و قیمتهای نسبی صادراتی بر تابع تقاضای صادرات با استفاده از روش همگرایی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) طی دوره۸۵ – ۱۳۳۸پرداختند. در این مطالعه ضمن تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات و شناسایی عوامل مؤثر بر آنها، فرایند تعدیل و سرعت واکنش صادرات و واردات نسبت به متغیرهای تأثیرگذار نیز بررسی شد. همچنین، تأثیر نرخ ارز و نوسانات آن در تابع تقاضای صادرات ایران، اثر قیمت‌های نسبی صادراتی و میزان تأثیرگذاری قیمت های نسبی وارداتی نیز بررسی گردید. به همین منظور، متناسب با مطالعه بهمنی اسکویی و گوسواوی (۲۰۰۴) تابع تقاضای واردات با جایگزینی قیمت‌های نسبی به صورت زیرمورد توجه قرار گرفت:

$$LnM_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 Lny_t + \alpha_2 Ln\left(\frac{PM}{PD}\right)_t + \alpha_3 LnE_t$$

در این رابطه M^d نشانگر تقاضای واردات کالاها و خدمات، y_t تولید ناخالص داخلی، PD شاخص قیمت کالاهای داخلی، PM شاخص ضمنی قیمت کالاهای وارداتی، E نشان دهنده‌ی نرخ ارز است. همچنین تابع تقاضای صادرات به صورت زیر در نظر گرفته شد:

$$LnX_t^d = \beta_0 + \beta_1 Lnyw_t + \beta_2 Ln\left(\frac{PX}{PXW}\right) + \beta_3 LnE_t$$

بر اساس نتایج برآورد، درآمد ملی تاثیر مثبت و معنادار و قیمت‌های نسبی وارداتی و نرخ ارز تاثیر منفی و معنادار بر تابع تقاضای واردات ایران داشته است. مقدار ضریب نرخ ارز (معادل مقدار کشش) در تابع تقاضای واردات در بلندمدت ۰/۳۱- می‌باشد که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در ارزش نرخ ارز، منجر به کاهش ۰/۳۱ درصدی در واردات می‌شود. همچنین ضریب نرخ ارز (معادل مقدار کشش) در تابع تقاضای صادرات ۰/۵۱ محاسبه شده است. در تابع تقاضای صادرات متغیرهای درآمد جهانی و نرخ ارز تاثیر مثبت و معنادار و قیمت‌های نسبی صادراتی، تاثیر منفی و معنادار بر تابع صادرات داشته است. همچنین سرعت تعدیل در توابع تقاضای صادرات و تقاضای واردات نسبتا بالا است.

احسانی و همکاران (۱۳۸۸)، در مقاله خود اثر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران طی سال‌های ۸۳-۱۳۳۸ را مورد بررسی قرار دادند. آنها برای کمی کردن بی ثباتی نرخ ارز از دوشاخص انحراف معیار شرطی و انحراف معیارمیانگین متحرک استفاده کردند. روش اقتصادسنجی مورد استفاده آنها تکنیک جوهانسن-جوسیلیوس و روش خودبازگشت با وقفه-های توزیعی گسترده (ARDL) بود. در مطالعه مذکورفرض شده که ایران یک کشور در حال توسعه و عرضه‌کننده کوچک و گیرنده قیمت است و محصولات خود را در بازار رقابت کامل به فروش می رساند و کشش تقاضای صادراتی برای کالای تولید داخلی نامحدود است. از اینرو تابع عرضه صادرات مورد بحث قرار گرفته و به دلیل اتخاذ استراتژی جایگزینی واردات، صادرات به عنوان یک پسماند از تقاضای داخلی محسوب شده است. لذا مدل عرضه‌ی صادرات غیرنفتی به صورت زیر معرفی شده است:

$$LnNXO_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnGDP_t + \alpha_2 LnPC_t + \alpha_3 LnCQ_t + \alpha_4 LnEXR_t + \alpha_5 LnVEXR_t + u$$

که در آن $LnNXO$ لگاریتم صادرات غیرنفتی واقعی به قیمت ثابت۱۳۷۶، LnGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ به عنوان شاخصی برای حجم فعالیت‌های اقتصادی، $LnPC_t$ لگاریتم قیمت‌های نسبی، lnCQ لگاریتم تقاضای داخلی، lnEXR لگاریتم نرخ ارز و lnVEXR لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز می‌باشد. همچنین قابل یادآوری است که در این مطالعه lnEXR لگاریتم نرخ ارز موزون واقعی می باشد، و برای محاسبه نرخ ارز واقعی از رابطه زیر استفاده شد:

$$REXR_t = NEXR \times \frac{P_t^f}{P_t^d}$$

که در آن، NEXR و REXR به ترتیب نرخ ارز رسمی و نرخ ارز واقعی و P^d و P^f نیز به ترتیب شاخص قیمت خرده-فروشی ایران و آمریکا است. به منظور بررسی روابط بلند مدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی مدل صادرات غیر نفتی با دوالگوی خود بازگشت با وقفه‌های توضیحی وتکنیک جوهانسن و جوسلیوس برآورد شد. در هر دو معادله شاخص‌های GARCH و انحراف معیار میانگین متحرک، ضریب تولید ناخالص داخلی مثبت و معنی‌دار و منطبق با تئوری است. ضریب برآورد شده برای نرخ ارز با استفاده از روش جوهانسن در دو بردار متفاوت به ترتیب ۲/۰۳ و

۱/۷۳ محاسبه شد. همچنین مقدار ضریب نرخ ارز (معادل کشش) در روش ARDL در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب معادل ۰/۲۷۳ و ۱/۰۳ به دست آمد.

دادرس و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر سیاست‌های پولی و نرخ ارز بر عرضه، قیمت، صادرات بخش کشاورزی ایران در دوره ۸۴-۱۳۴۰ با استفاده از تحلیل همجمعی و توابع واکنش ضربه ای پرداختند. متغیرهای منتخب شامل تولید و صادرات بخش کشاورزی، نرخ بهره، نرخ تورم، قیمت نهاده‌ها و محصولات کشاورزی، نرخ آزادسازی تجاری، عرضه پول، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی می‌باشد. در بررسی تکانه‌های متغیرهای بخش کشاورزی و اقتصاد کلان مشخص شد که تکانه‌های اعمال شده از سوی قیمت محصولات و نهاده‌های بخش کشاورزی اثر معناداری بر متغیرهای اقتصاد کلان نداشته، ولی در مقابل تکانه‌ی اعمال شده از سوی متغیرهای اقتصاد کلان به قیمت محصولات کشاورزی موثر است. برای کنترل تورم، قیمت محصولات کشاورزی و قیمت نهاده‌های کشاورزی تنها نمی‌توان بر سیاست‌های پولی تکیه نمود و در بلندمدت بایستی سیاست‌های کلان دیگر اقتصادی سیاست‌های ارزی، مالی و تجاری را مدنظر قرار داد و استراتژی بلندمدت و کوتاه‌مدت سیاست قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی باید با توجه به معیارهای رابطه مبادله میان محصولات کشاورزی و رابطه مبادله میان بخش کشاورزی و بخش های دیگر اقتصادی تعیین شود.

هوشمند و همکاران (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از سیستم معادلات همزمان(2SLS) و آمار سری زمانی ۸۸-۱۳۵۰ به بررسی عوامل موثر و تعیین‌کننده صادرات غیر نفتی ایران پرداختند. الگوی مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر می‌باشد:

$$X_D = f(REER, WY, LXD, D59-67)$$

که در آن X_D: تقاضای صادرات (حجم کل صادرات غیر نفتی حقیقی بر حسب میلیون دلار)، PEER: نرخ ارز حقیقی که به صورت $REER = E \times P^F / P^d$ محاسبه شده، E: نرخ ارز اسمی، P^F شاخص قیمت کالاها در خارج(آمریکا)، P^d شاخص قیمت کالاها در داخل، WY: درآمد جهانی واقعی، LXD: متغیر تاخیری مقدار تقاضای صادرات، $D59-67$ متغیر تاثیرات جنگ تحمیلی است.

همچنین الگوی تابع عرضه صادرات مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر می‌باشد:

$$X_S = f(DD, \frac{P_x}{P}, FDI, INF, LXS, D59-67)$$

که در آن X_S : عرضه صادرات، P_X: شاخص قیمت کالاهای صادراتی ایران، P: شاخص قیمت عمده فروشی کالاها، DD: مازاد تقاضای داخلی، FDI: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، INF: سرمایه گذاری زیر بنایی دولت و LXS: متغیر تاخیری مقدار عرضه صادرات می‌باشد. طبق نتایج ضریب لگاریتم متغیر نرخ ارز حقیقی در تابع تقاضای صادرات در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده و مقدار ضریب آن (معادل مقدار کشش) ۰/۰۹ است که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در مقدار ارزش دلار، تقاضای صادرات غیر نفتی را ۰/۰۹ درصد افزایش می‌دهد. ضریب لگاریتم تاخیری متغیر صادرات نیز مثبت و معنی دار و ضریب متغیر مجازی نیز منفی و مطابق انتظار به دست آمد. همچنین در تابع عرضه صادرات، ضریب لگاریتم متغیر قیمت‌های نسبی صادراتی و ضریب لگاریتم متغیر سرمایه گذاری زیر ساختی دولت در ارتباط با صادرات غیر نفتی دارای ضریب مثبت و معنی‌داری می‌باشد. ضریب لگاریتم متغیر تاخیری عرضه صادرات غیر نفتی نیز کاملاً معنی دار بدست آمد.

کرباسی و احمدی (۱۳۸۹)، در مطالعه خود به بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر حجم و قیمت صادراتی کشمش ایران پرداختند که بدین منظور از اطلاعات سری زمانی مربوط به دوره ۸۷-۱۳۴۹ و همچنین الگوی خود توضیحی با وقفه های توزیعی (ARDL) استفاده نمودند. برای دستیابی به هدف تحقیق، معادله زیر، که تحت عنوان معادله قیمت صادرات مطرح است، مورد استفاده قرار گرفت:

$$Ln(XQ_T) = \beta_0 + \beta_1 Ln(E_t) + \beta_2 Ln(XP_t) + \beta_3 Ln(DP_t)$$

شاخص قیمت صادراتی XP ، نرخ ارز رسمی E ، میزان صادرات XQ و DP تولید داخلی است. معادله نشان می دهد حجم صادارت کشمش تابعی از نرخ واقعی ارز، قیمت صادراتی و میزان تولید داخلی انگور است. برای تخمین قیمت صادراتی این محصول تابعی به صورت زیر تعریف شد:

$$Ln(XP_t) = \beta_0 + \beta_1 Ln(E_t) + \beta_2 Ln(XQ_t) + \beta_3 Ln(DP_t)$$

برای تحلیل روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرها نیز از رهیافت مدل‌های خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. برطبق نتایج به دست آمده موید عدم وجود رابطه بلند مدت میان متغیر های حجم صادرات، قیمت صادراتی و نرخ واقعی ارز می باشد. در کوتاه مدت نیز حجم صادرات کشمش با نرخ واقعی ارز و قیمت صادراتی رابطه مثبت و معنی دار داشته و از طرفی حجم صادارت و میزان تولید داخلی انگور رابطه منفی، ولی معنی دار دارند. نتایج نشان داد نرخ ارز در مقایسه با سایر متغیرهای مورد نظر، بر قیمت صادراتی کشمش در کوتاه مدت کمترین تاثیر را دارد. ضریب نرخ ارز

(معادل مقدار کشش) در تابع حجم صادرات در کوتاه مدت ۰/۳۴۸ و در تابع قیمت صادراتی ۰/۰۹۱ می‌باشد. با این وجود اعمال سیاست‌های کنترل و تثبیت نرخ ارز در جهت ثبات قیمت‌های صادراتی بی‌تأثیر نخواهد بود.

پاکروان و همکاران (۱۳۸۹)، در مطالعه خود به بررسی عوامل موثر بر عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران پرداختند. آنها تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی در ایران را این گونه معرفی کردند:

$$\ln \chi_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{PX_t}{PW_t}\right) + \alpha_2 \ln YW + \alpha_3 \ln ER + \alpha_4 \ln W_t + \alpha_5 D_1 + \alpha_6 D_2 + \alpha_7 D_3 + U_{1t}$$

که در مدل بالا، X^d_tمقدار تقاضای صادرات، PX_t شاخص قیمت صادراتی کالا، PW_t شاخص قیمت صادراتی کالاهای رقیب (شاخص قیمت محصولات کشاورزی مبادله شده در جهان)، YW متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای واردکننده محصولات کشاورزی ایران، ER نرخ ارز سایه‌ای، W_t مقدار تولید کالا در سایرکشورها، D_1 متغیرمجازی آغاز جنگ تحمیلی، D_2 متغیر مجازی پیروزی انقلاب اسلامی، D_3متغیر مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۲، U_{1t} جمله اخلال معادله می باشد. تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی نیز به صورت زیر تعریف شد:

$$\ln X_t^S = \beta_0 + \beta_1 \ln PX_t + \beta_2 \ln P_t + \beta_3 \ln Y_t + \beta_4 \ln QX + \beta_5 \ln ER + \beta_6 D_1 + \beta_7 D_2 + \beta_8 D_3 + U_{4t}$$

که در مدل بالا، X_t^S مقدار عرضه صادرات کشاورزی، PX_t شاخص قیمت صادراتی محصولات کشاورزی، P_t شاخص قیمت داخلی، Y_t تولید داخلی محصولات باغی در بخش کشاورزی، QX درآمدهای نفتی، ER نرخ واقعی ارز، D_1 متغیر مجازی آغاز جنگ تحمیلی، D_2 متغیر مجازی پیروزی انقلاب اسلامی، D_3 متغیر مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۲ و U_{1t} جمله اخلال معادله (معادله قبل از تعدیل)است. برای محاسبه نرخ سایه‌ای ارز از نظریه برابری قدرت خرید (ppp) در دو حالت مطلق و نسبی استفاده گردید. با بهره‌گیری از روش مطلق برابری قدرت خرید (ppp)، نرخ سایه‌ای ارز (نرخ برابری ریال در برابر دلار) از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$E = \frac{P_{ig}}{P_{dg}}$$

که P_{Ig} و p_{dg} به ترتیب قیمت یک اونس طلا در بازار داخلی (برحسب ریال) و بازار جهانی (برحسب دلار) است. با بهره-گیری از روش نسبی برابری قدرت خرید (PPP)، نرخ سایه‌ای ارز (نرخ برابری ریال در برابر دلار) از رابطه زیر به دست می‌آید.

$$E = \frac{P_i}{P^*_i} \times E_\circ$$

که در آن $p_{_I}$ شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی و P_I^* شاخص قیمت مصرف‌کننده خارجی و E_0 نرخ آزاد ارز در سال مبدا است. از آنجا که شاخص قیمت مصرف‌کننده از توان و قدرت بیشتری برای بیان قدرت خرید مصرف‌کننده برخوردار است و از سوی دیگر قیمت طلا در ایران به دلیل سیاست‌های دخالتی دولت از پویایی کافی برخوردار نیست، در این تحقیق از روش نسبی برای محاسبه نرخ سایه‌ای ارز استفاده شد. نتایج مطالعه نشان داد که بین نرخ واقعی ارز و میزان تقاضای صادرات محصولات کشاورزی، رابطه مستقیم وجود دارد. بنابر نظریه‌های اقتصادی، کاهش ارزش پول کشور صادرکننده از طریق کاهش قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول خارجی موجب افزایش تقاضای صادرات می‌گردد. مقدار ضریب نرخ ارز در سطح ۱۰ درصد معنی دار شده و مقدار عددی آن ۱/۰۴ بدست آمده است و حاکی از آن است، یک درصد افزایش در مقدار نرخ ارز، مقدار تقاضای صادراتی از محصولات کشاورزی ایران را ۱/۰۴ درصد افزایش می دهد. همچنین در تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی، ضریب نرخ ارز واقعی با توجه به انتظاری که از پیش می‌رفت، در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده و مقدار آن ۰/۸۱- می‌باشد که این ضریب با این علامت حاکی از آن است که ۱ درصد افزایش در نرخ ارز واقعی، قیمت صادراتی را ۰/۸۱- درصد کاهش می‌دهد. زیرا با افزایش نرخ ارز، میزان عرضه صادراتی افزایش می‌یابد و این مازاد عرضه باعث کاهش قیمت صادراتی محصولات کشاورزی خواهد شد. همچنین نرخ ارزواقعی به عنوان مهمترین عامل تاثیرگذار بر تقاضای صادرات ایران می باشدکه حاکی از اهمیت فوق‌العاده نظام ارزی در هر کشور در جهت رشد و برقراری ثبات سیاسی و اقتصادی است.

فخرایی و احمدی (۱۳۹۰)، به بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات درآمدهای صادرات غیرنفتی ایران در طی دوره‌ی ۸۶-۱۳۵۰را با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه های توزیعی *(ARDL)* پرداختند. آنها با استفاده از تابع زیر:

$$IX = f(CC, CG, RA, RE, RXM, IO, IEER)$$

که در این رابطه، IX: نشانگر شاخص بی ثباتی درآمد ارزی صادرات غیرنفتی، CC شاخص تمرکز کالایی،CG شاخص تمرکز جغرافیایی، RA نسبت درآمد صادرات کالاهای کشاورزی و سنتی از کل درآمد صادرات غیرنفتی، RE نسبت درآمد صادرات کالاهای صنعتی از کل درآمد صادرات غیرنفتی، RXM نسبت درآمد صادرات کلوخه‌های کانی و فلزی از کل درآمد صادرات غیرنفتی، IO شاخص بی‌ثباتی درآمد ارزی صادرات نفت وIEER شاخص بی ثباتی نرخ ارز مؤثر واقعی است. معیار بی ثباتی درآمد ارزی صادرات غیرنفتی ایران در این مطالعه بر اساس شاخص LX_t به صورت زیر تعریف شده است:

$$LX_t = [(VXR_t - TVXR_t)/TVXR_t] \times 10$$

نتایج تحقیق نشان می دهد که در بلند مدت و کوتاه مدت رابطه مثبتی بین تمرکز جغرافیایی، بی‌ثباتی نرخ ارز موثر واقعی و بی‌ثباتی درآمدهای ارزی صادرات نفت با بی‌ثباتی درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی ایران وجود دارد. کشش درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی نسبت به متغیرهای مذکور در بلندمدت به ترتیب ۷/۹۹، ۱۵/۲ و ۰/۸۳ و در کوتاه مدت ۲/۴۴، ۴/۶۴ و ۰/۲۵ است.

مرتضوی و همکاران (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات پسته ایران طی دوره زمانی ۸۶-۱۳۳۸پرداختند. روش بکار رفته جهت تخمین مدل براساس همگرایی جوهانسن-جوسیلیوس و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) است. همچنین به منظور مدلسازی نوسانات نرخ ارز، از الگوی ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته (GARCH) استفاده گردید. الگوی مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر تعریف شده است:

$$LnEV = \beta_0 + \beta_1 LnWP + \beta_2 LnFI + \beta_3 LnRE + u$$

که در آن, EV ارزش صادرات پسته, WP قیمت عمده فروشی پسته, FI میانگین وزنی درآمد ناخالص واردکنندگان پسته و RE نرخ ارز واقعی است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که با ثابت بودن سایر شرایط یک درصد افزایش درقیمت داخلی پسته (WP) به طورمتوسط ارزش صادرات پسته (EV) را به میزان ۰/۲ درصد افزایش خواهد داد. که البته خلاف انتظارات تئوریک است و نویسندگان مقاله به آن اشاره ای نکرده اند. افزایش درآمد کشورهای واردکننده (FI) نیز با افزایش EV همراه است. نتایج بدست آمده نشان داد که نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت اثر منفی و معنی‌دار بر ارزش صادرات پسته خواهد داشت.

مرتضوی و همکاران (۱۳۹۰)، در مطالعه دیگری به بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین صادرات خرما و متغیرهای مهم اقتصادی از جمله نرخ ارز پرداختند. برای نیل به این هدف تابع ارزش صادرات خرما با استفاده از الگوی تحلیل همجمعی موسوم به ARDL برآورد گردید. مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر می‌باشد:

$$LnX_t = \lambda_0 + \lambda_1 LnER_t + \lambda_2 LnQ_t + \lambda_3 LnEP_t + \lambda_4 LnI_t + u_t$$

که در آن X ارزش صادرات خرما، ER نرخ ارز واقعی، Q ارزش افزوده بخش کشاورزی، EP قیمت صادراتی محصول و I میانگین وزنی درآمد کشورهای واردکننده می‌باشد. نتایج نشان داد که قیمت صادراتی و ارزش افزوده بخش کشاورزی تاثیری مثبت و معنی‌داری بر ارزش صادرات دارند. همچنین متغیر نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش صادرات خرما دارد. مقدار ضریب برآورد شده برای متغیر نرخ ارز (کشش نرخ ارز) در بلندمدت ۱/۵۱۵ می‌باشد و نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در ارزش نرخ ارز میزان صادرات خرما را ۱/۵ درصد افزایش می‌دهد. با توجه به ضریب برآوردی تصحیح خطای الگو, در هر دوره حدود ۶۶ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

سلمانی و رضازاده (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران طی دوره ۸۵-۱۳۵۰پرداختند. مدل تحقیق که برگرفته از مطالعه چیت و همکاران (۲۰۰۸) است با استفاده از تکنیک هم انباشتگی جوهانسن و مدل تصحیح خطا به شکل زیر برآورد شده است:

$$LnEX_t = \beta_0 + \beta_1 LnGDP_t + \beta_2 LnGDP_t^* + \beta_3 LnTOT + \beta_4 LnVOL + u_t$$

که در رابطه فوق EX نشان‌دهنده صادرات (غیرنفتی) واقعی و GDP، GDP^* ، TOT و VOL به ترتیب نشان دهنده تولید ناخالص داخلی واقعی ایران، تولید ناخالص داخلی واقعی خارجی (آمریکا)، رابطه مبادله (قیمت‌های نسبی) و شاخص نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی می‌باشند. متغیرهای نرخ ارز واقعی از حاصلضرب نرخ ارز اسمی در نسبت شاخص قیمت تولیدکننده آمریکا به شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به دست آمده است. برای محاسبه شاخص نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی از مدل ARCH و GARCH استفاده شد. نتایج تخمین مدل نشان می دهد که در بلند مدت همه متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل تاثیر معنی داری بر صادرات واقعی دارند. ضریب برآورد شده برای نوسانات نرخ ارز در بلندمدت ۰/۹۶- می‌باشد که معادل کشش صادرات نسبت به نوسانات نرخ ارز می‌باشد. در واقع یک درصد افزایش در نوسانات و بی-

ثباتی نرخ ارز، ۰/۹۶ درصد صادرات غیرنفتی را کاهش می‌دهد. برآورد مدل تصحیح خطا نیز نشان میدهد که سرعت تعدیل خطای کوتاه مدت به سمت رابطه تعادلی بلندمدت پایین می باشد.

ربیعی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه خود به بررسی اثر متغیرهای اقتصاد کلان شامل قیمت محصولات کشاورزی, نرخ بهره, نرخ ارز, حجم پول, تولید ناخالص داخلی و یارانه بر درآمد بخش کشاورزی ایران در یک چارچوب همگرایی در کوتاه-مدت و بلندمدت پرداختند. به منظوربررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای کلان اقتصادی و درآمدبخش کشاورزی ابتدا درجه انباشتگی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولرتعمیم یافته تعیین شد و سپس وجود بردار همگرایی بین متغیرها با استفاده از مدل همگرایی یوهانسن با داده‌های سالانه ۸۷-۱۳۵۵ بررسی شد. مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر ارائه گردیده است:

$$LnY_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnP_t + \alpha_2 LnGDP_t + \alpha_3 LnIR_t + \alpha_4 LnER_t + \alpha_5 LnM2_t + \alpha_6 LnS_t$$

که در آن LnY لگاریتم درآمد (ارزش افزوده) بخش کشاورزی، LnP لگاریتم قیمت محصولات کشاورزی که از تقسیم ارزش افزوده بخش کشاورزی در دو حالت جاری و ثابت به دست می‌آید، LnGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی (به جز نفت)، LnIR لگاریتم نرخ بهره، LnER لگاریتم نرخ ارز واقعی، LnM2 لگاریتم عرضه پول (حجم نقدینگی) و LnS لگاریتم یارانه پرداختی به بخش کشاورزی می‌باشد. نتایج نشان داد که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای اقتصادکلان منتخب و درآمد بخش کشاورزی وجود دارد. نرخ بهره و نرخ ارز درکوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب رابطه منفی و مثبت با درآمد بخش کشاورزی دارند، به طوری که یک درصد افزایش در نرخ بهره به کاهش ۰/۴۲ درصدی درآمد بخش کشاورزی در درازمدت منجر خواهد شد. ضریب نرخ ارز ۰/۰۸ محاسبه شده که نشان می‌دهد در بلندمدت رابطه‌ی مستقیمی بین نرخ واقعی ارز و درآمد بخش کشاورزی برقرار می‌باشد که مطابق انتظارات تئوریک است، به گونه‌ای که افزایش یک درصدی در نرخ ارز کشور درآمد بخش کشاورزی ایران را به میزان ۰/۰۸ درصد رونق خواهد بخشید.

عباسیان و همکاران (۱۳۹۱)، در مقاله ای خود به بررسی تاثیر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی در ایران پرداختند. بدین منظورآنها چگونگی تاثیر غیر مستقیم عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی از طریق تاثیر بر

سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه گذاری خصوصی و صادرات را بیان نموده و سپس براساس مطالعات انجام شده در زمینه عدم اطمینان نرخ ارز و ارتباط آن با رشد اقتصادی و هم چنین رشد سرمایه‌گذاری، الگوی نهایی را برای ایران مشخص کردند.

$$LnEX = f(LnEX, LnINVPF, LnM2) + w_t$$

که در آن LnGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶، LnEX لگاریتم صادرات به قیمت ثابت ۱۳۷۶، LnINVP لگاریتم سرمایه گذاری و خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶، LnINVPF لگاریتم سرمایه گذری خارجی به قیمت ثابت ۱۳۷۶، LnM_2 لگاریتم حجم نقدینگی و W_t اجزای اخلال می‌باشد. همچنین الگوی رشد صادرات در مطالعه آنان به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$LnEX = (LnGDP, h^2) + w_t$$

که در رابطه‌ی فوق h^2 عدم اطمینان نوسانات نرخ ارز واقعی می‌باشد. همچنین تابع الگوی رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی براساس اصل شتاب انعطاف‌پذیر به صورت زیر است:

$$LnINVP = f(LnTA, LnINVG, Dum, h^2) + w_t$$

که در رابطه‌ی فوق LnINVP لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش دولتی و LnTA لگاریتم نرخ مالیات بر شرکت‌ها می‌باشد. همچنین الگوی رشد سرمایه‌گذاری خارجی نیز به صورت زیر می‌باشد:

$$LnINVPF = (LnP, LnTAREF, h^2) + w_t$$

که در آن LnP لگاریتم تورم و LnTAREF لگاریتم نرخ تعرفه می‌باشد. براساس نتایج تخمین مدل رشد صادرات، ضریب بی‌ثباتی نرخ ارز (معادل کشش بی‌ثباتی نرخ ارز) ۰/۰۷ محاسبه شده است و نشان می‌دهد که اگر بی‌ثباتی نرخ ارز یک درصد افزایش یابد، صادرات کل ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد. همچنین ضریب بی‌ثباتی نرخ ارز در مدل رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ۰/۶۱۳- محاسبه شده که نشان دهنده اثر منفی بر آن می‌باشد. در نهایت و براساس مدل رشد اقتصاد ایران، درصد تغییرات بدست آمده برای رشد اقتصاد نسبت به عدم اطمینان نرخ ارز واقعی ۰/۰۰۸ می‌باشد. بر اساس ضریب

محاسبه شده اگر یک واحد نوسان در نرخ ارز واقعی ایجاد شود، رشد اقتصادی ۰/۸ درصد کاهش خواهد یافت که تقریبا نزدیک به یک درصد است.

فولادی (۱۳۹۱)، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی به بررسی اثرات تغییر نرخ ارز بر سطح قیمت‌ها، تولید، صادرات و واردات بخش‌های مختلف اقتصادی پرداخت. او در این مقاله دو سناریوی افزایش ده درصدی نرخ ارز و کاهش ده درصدی نرخ ارز را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد با افزایش ده درصدی نرخ ارز میزان تولید ناخالص داخلی و خالص صادرات و واردات افزایش و مصرف بخش دولتی و خصوصی نیز افزایش می‌یابد، ولی سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت. همچنین با کاهش نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و همچنین خالص صادرات کاهش می یابد.

نجفی علمدارلو و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ی با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی, عوامل موثر بر صادرات محصولات کشاورزی درکشورهای حوزه اکو را در دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۲مورد بررسی قرار دادند. مدلی که آنها برای صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای حوزه اکو به کار بردند، به صورت زیر است:

$$AX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Pop_{it} + \alpha_2 GNP_{it} + \alpha_3 RER_{it} + \alpha_4 GRER_{it} + \alpha_5 EXI_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در رابطه فوق، i نشان‌دهنده‌ی کشور و t نشان دهنده زمان است. AX نشان دهنده‌ی میزان صادرات محصولات کشاورزی، POP جمعیت، GNP تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰، RER نرخ ارز واقعی، GRER مقدار نوسانات نرخ ارز حقیقی و EXI شاخص قیمت کالاهای صادراتی هر یک از کشورهای عضو اکو می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای شاخص قیمت صادراتی, تولید ناخالص ملی و نرخ ارز اثر مثبت و نوسانات نرخ ارز و جمعیت کشورها اثر منفی بر روی صادرات محصولات کشاورزی دارند. براساس نتایج به دست آمده از مدل پویا، مقدار ضریب نرخ ارز را ۰/۰۲ و در مدل ایستا ۰/۰۴ نشان می‌دهد. با توجه به اثر مثبت نرخ ارز حقیقی بر صادرات محصولات کشاورزی, می‌توان با افزایش آن به صادرات محصولات کشاورزی کمک کرد. اما نکته‌ای که باید به آن توجه کرد این است که وقتی از نرخ ارز شناور استفاده می‌شود, بایستی میزان نوسانات آن نیز در نظر گرفته شود, چرا که اثر منفی بر روی صادرات خواهد داشت. ضریب نوسانات نرخ ارز حقیقی در مدل پویا ۰/۰۱- و مقدار ضریب این متغیر در مدل ایستا ۰/۰۰۵- محاسبه شده است.

مطالعات خارجی

هوتاکر و مگی[1] (۱۹۶۹)، در مطالعه ای با براورد توابع تقاضای واردات و عرضه صادرات، کشش‌های درآمدی و قیمتی در تجارت جهانی را محاسبه کردند. برای این منظور آنها استدلال کردند که به لحاظ تئوریکی می‌توان تابع واردات را مبتنی به برخی از فروض از طریق حداکثر کردن مطلوبیت استخراج کرد. فروض مورد نظرآنها عبارت بودند از: ۱- تمامی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در شرایط رقابت کامل عمل می‌کنند ۲- مصرف‌کنندگان به دنبال حداکثر مطلوبیت و تولیدکنندگان به دنبال حداکثر کردن سود هستند. با توجه به این فروض، آنها تابع تقاضای واردات را از طریق حداکثرسازی مطلوبیت با توجه به قید بودجه استخراج کردند. برای این منظور فرض می‌شود که مصرف‌کنندگان یک کشور با n کالای مصرفی مواجه‌اند، به طوریکه $x_{11}, x_{21}, \ldots, x_{n1}$ در داخل کشور و کالاهای $x_{12}, x_{22}, \ldots, x_{n2}$ در خارج تولید می‌شوند. تابع مطلوبیت جمعی کشور مزبور تابعی از کالاهای تولیدشده در داخل و خارج است. چنان که قیمت کالاهای تولیدشده در داخل را با $p_{11}, \ldots, p_{n1}$ و قیمت کالاهای تولیدشده در خارج را با $p_{12}, \ldots, p_{n2}$ نشان دهیم، در این حالت می‌توان کل هزینه‌ای را که کشور مورد نظر با توجه به بودجه‌اش صرف خرید کالا در داخل و خارج می‌کند، به صورت زیر نشان داد:

$$y = p_{11}x_{11} + \ldots + p_{n1}x_{n1} + p_{12}x_{12} + \ldots + p_{n2}x_{n2} = \sum_{i}^{n} p_{i1}x_{i1} + \sum_{i=1}^{n} p_{i2}x_{i2}$$

با حداکثرکردن تابع مطلوبیت جمعی نسبت به قید بودجه‌ی کشور، با استفاده از تکنیک لاگرانژ، تابع تقاضای واردات در شکل مرسوم سنتی آن به صورت زیر خواهد بود:

$$LogM_{it} = A_i + A_{1i}LogY_{it} + A_{2i}Log\left(PM_{iy} \Big/ WPI_{it}\right) + u_{it}$$

[1] Hothaker and Magee

که در این رابطه، M_{it} مقدار واردات کشور i در زمان t، Y_{it} شاخص GNP کشور، PM_{it} شاخص قیمت وارداتی کشور i در زمان t، WPI_{it} شاخص قیمت عمده فروشی کشور i در زمان t و u_{it} پسماند حاصل از برآورد مدل برای کشور i در زمان t را نشان می‌دهد.

خان[1] (۱۹۷۴)، بر اساس داده‌های سالانه‌دوره ۶۹-۱۹۵۱ برای کشورهای آرژانتین، برزیل، شیلی، کلمبیا، کاستاریکا، اکوادور، غنا، هند، مراکش، پاکستان، پرو، فیلیپین، سریلانکا، ترکیه و اروگوئه، تابع تقاضای واردات و عرضه صادرات را برآورد کرده-است. در الگوی تقاضای وی، متغیرهای تولید ناخالص ملی حقیقی و نسبت ارزش واردات یک کشور به قیمت داخلی همان کشور بر مقدار تقاضای واردات موثر هستند. همچنین در الگوی عرضه صادراتی فرض شده‌است که متغیرهای درآمد واقعی دنیا (تولید ناخالص ملی در کشورهای عضو OECD) و نسبت ارزش صادرات یک کشور به قیمت جهانی از عوامل موثر بر تقاضای صادرات هستند. هر دو الگوی تقاضای واردات و عرضه صادرات به صورت لگاریتمی مضاعف برآورد شده است. نتیجه مطالعه وی نشان می‌دهد که قیمت نقش مهمی در تعیین عرضه‌ی صادراتی و تقاضای وارداتی در کشورهای در حال توسعه ندارد.

همفیل[2] (۱۹۷۹)، در مطالعه ای به بررسی تاثیر دریافتی‌های ارزی و ذخائر ارزی بر واردات گروهی از کشورهای کمتر توسعه یافته پرداخت. مدل بکار گرفته شده به صورت زیر است:

$$M_t = C_0 + C_1 R_{t-1} + C_2 F_t + C_3 \Delta F_t + e_t$$

که در آن M مقدار واردات، R ذخائر بین‌المللی کشور واردکننده و F سطح دریافتی‌های ارزی است. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای دریافتی ارزی و ذخائر ارزی دوره قبل و تغییرات ذخائر ارزی به ترتیب تاثیر بیشتری بر واردات دارند. در واقع همفیل در مطالعه خود به این نظریه که واردات در کشورهای در حال توسعه تابعی از قیمت‌های نسبی و درآمد واقعی است، انتقاد نمود. به عقیده او، این تفکر در مورد بسیاری از کشورهای کمتر توسعه یافته، به علت وجود محدودیت‌های بازرگانی و ارزی زیر سوال می‌رود. همفیل عنوان می‌کند که در این کشورها حجم قابل ملاحظه‌ای از واردات را کالاهای سرمایه‌ای و تجهیزات تشکیل می‌دهند که هیچگونه جانشین داخلی برای آنها وجود ندارد، لذا با توجه به محدودیت ذخایر ارزی و وجود تقاضای ارز در هر نرخ ارز جاری، هرگاه درآمدهای حاصل از صادرات کاهش یابد، مقامات کشور محدودیت‌های مقداری

[1] Khan
[2] Hemphill

واردات را تشدید می‌کنند. در نهایت همفیل با این استدلال که در کشورهای کمتر توسعه یافته، به دلیل محدودیت‌های ارزی، ساز و کار بازار عمل نمی‌کند، با حداقل سازی هزینه‌ای که سیاستگذاران برای حداقل ساختن تفاوت واردات مطلوب تعادلی از واردات جاری و هموارسازی واردات متحمل می‌گردند، تقاضای واردات را برای این کشورها فقط به صورت تابعی از متغیرهای مالی (دریافت‌های ارزی و ذخایر بین‌المللی) معرفی کرده و از دو متغیر مهم قیمت‌های نسبی واردات و درآمد واقعی داخلی صرف نظر می‌کند.

موران[1] (۱۹۸۹)، به تبعیت از همفل کاری مشابه انجام داد، اما وی دو متغیر درآمد و قیمت‌های نسبی وارداتی را نیز در مدل وارد و از فرم لگاریتمی دو طرفه به صورت زیر، جهت براورد تقاضای واردات در کوتاه‌مدت استفاده نمود:

$$Lm_t = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \beta_2 LP_t + \beta_3 LF_t + \beta_4 LR_{t-1} + \beta_5 LM_{t-1} + u_t$$

در این رابطه L لگاریتم طبیعی، Y_t درآمد ملی، P_t قیمت‌های نسبی وارداتی، F_t درآمدهای ارزی، M_{t-1} ذخایر ارزی و واردات دوره قبل هستند.

هاشم پسران (۱۹۸۹)، در یک الگوی تجاری برای کشورهای صادرکننده نفت، تابع تقاضای واردات را به صورت زیر در نظر گرفته است:

$$M = EP \times m\left(a + y, E \times {P^*}/{P^n}\right)$$

که در این الگو، M ارزش واردات اسمی، m واردات حقیقی، E نرخ ارز، P^* و P^n به ترتیب قیمت کالاهای خارجی و داخلی و a+y جذب واقعی داخلی است.

فینی و همکاران[2] (۱۹۹۲)، در مورد تاثیر سیاست آزادسازی تجاری بر تقاضای واردات کشورهای در حال توسعه با تفکیک دو گروه از کالاهایی که با محدودیت مقداری مواجه بوده و کالاهایی که آزادانه وارد کشور می‌شوند، نشان دادند که

[1] Moran
[2] Faini & et. al

کشش‌های درآمدی برآورد شده در کشورهای در حال توسعه در کل بالاتر از یک بوده و قیمت‌های نسبی با کشش کمتر از یک روبرو هستند. از دیگر دستاوردهای این تحقیق آن است که در شرایط کمبود ارزی تاثیر کشش‌های قیمتی و درآمدی کمتر مشهود است.

آبوت و صدیقی[1] (۱۹۹۶)، از رویکرد هم جمعی جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) و مدل‌های تصحیح خطای انگل گرنجر (۱۹۸۷) برای برآورد مدل تقاضای واردات برای کشورهای انگلستان استفاده کرده‌اند. نتایج پژوهش انها نشان داد که مخارج مصرفی دارای بیشترین اثر بر روی تقاضای واردات (۱/۳) بوده است، که این اثرگذاری توسط مخارج سرمایه‌گذاری (۰/۳) و مخارج صادراتی (۰/۱) دنبال شده است. متغیر قیمت نسبی (نسبت قیمت وارداتی به قیمت داخلی) دارای ضریبی برابر ۲۰/۱ بوده است.

سینها[2] (۱۹۹۷)، در مطالعه‌ای به بررسی تقاضای واردات کل تایلند به عنوان تابعی از قیمت واردات، قیمت متقاطع و درآمد واقعی داخلی در دوره ۹۰-۱۹۵۳ پرداخت. نتایج براساس رویکرد آزمون هم‌انباشتگی چندمتغیره جوهانسن (۱۹۸۸) بیانگر هم‌انباشتگی متغیرهای تحت بررسی بود. همچنین نتایج تخمین نشان داد که تقاضا برای واردات نسبت به قیمت خودش و قیمت متقاطع چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت بی‌کشش است. در حالیکه این تقاضا برای واردات نسبت به درآمد واقعی داخلی در کوتاه‌مدت بی‌کشش و در بلندمدت بسیار باکشش است.

بهمنی اسکوئی[3] (۱۹۹۸)، مدل تقاضای واردات و صادرات را برای شش کشور کمتر توسعه یافته (LDCs) با استفاده از رویکرد بلندمدت آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) تخمین زد. دوره نمونه داده‌های فصلی از ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۰ را شامل می‌شد. نتایج نشان داد که میزان واردات، قیمت‌های نسبی، درآمد واقعی داخلی و نرخ ارز موثر اسمی هم انباشته هستند. تخمین تابع تقاضای واردات برای این کشورها نشان داد که تقاضای واردات آنها نسبت به قیمت‌های نسبی باکشش است میزان واردات نسبت به درآمد واقعی نیز باکشش است در نهایت واردات نسبت به متغیر نرخ ارز موثر اسمی، حساس نیست.

بهمنی اسکویی و نیرومند[4] (۱۹۹۸)، الگوی تقاضای واردات و عرضه صادرات را برای دوره ۹۲-۱۹۶۰ برآورد نموده‌اند. در الگوی تقاضای واردات، آن‌ها متغیرهای درآمدهای ملی سرانه داخلی، نسبت قیمت وارداتی به قیمت داخلی از عوامل موثر

---

[1] Abbott & Seddighi
[2] Sinha
[3] Bahmani-Oskooee
[4] Bahmani-Oskooee, M. and F. Niroomand

بر تقاضای واردات و در الگوی عرضه صادراتی، آن‌ها متغیرهای درآمد جهانی و نسبت قیمت صادراتی به قیمت جهانی صادرات از عوامل موثر بر عرضه صادراتی می‌باشد. برآورد مدل برای حدود ۳۰ کشور نشان داد که کاهش قیمت می‌تواند، توازن تجاری را بهبود بخشد. آن‌ها در الگوهای تقاضای وارداتی خود از ارزش واردات که با قیمت وارداتی تورم زدایی شده، قیمت وارداتی (شاخصی از ارزش واردات)، سطح قیمت داخلی (شاخص قیمت داخلی یعنی شاخص قیمت مصرف کننده) و درآمد داخلی (تولید ناخالص ملی یا داخلی حقیقی) استفاده کردند. در الگوی عرضه صادراتی نیز از ارزش صادرات که با قیمت صادراتی تورم زدایی شده، قیمت صادرات (شاخصی از ارزش صادرات)، سطح قیمت جهانی (بر حسب ارزش هر واحد صادرات در کشورهای صنعتی) و درآمد جهانی (شاخصی از تولیدات صنعتی در کشورهای صنعتی) استفاده نمودند.

محمد و تانگ[1] (۲۰۰۰)، نیز از تکنیک هم‌جمعی جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) استفاده کرده و عوامل تعیین کننده تقاضای واردات کل کشور مالزی را در دوره ۹۸-۱۹۷۰ محاسبه کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد، در حالی که تمام اجزای مخارج دارای اثر بی‌کشش بر روی تقاضای واردات بلندمدت است، مخارج سرمایه‌گذاری دارای بالاترین همبستگی (۰/۷۸) با واردات است که این میزان در رابطه با مخارج مصرفی نهایی برابر ۰/۷۲ بوده است. مخارج صادرات دارای کمترین همبستگی با واردات (۰/۳۸۵) است. همچنین، آنها دریافتند که رابطه‌ی منفی و بی‌کششی بین قیمت‌های نسبی و تقاضای واردات وجود دارد. نتایج در سطح یک درصد از لحاظ آماری معنادار بوده‌اند.

ریجال و همکاران[2] (۲۰۰۰)، نیز عوامل تعیین‌کننده تقاضای واردات نپال را با استفاده از داده‌های سالانه مربوط ۹۷-۱۹۶۸ مورد بررسی قرار دادند. آزمون‌های ریشه واحد (دیکی-فولر تعمیم یافته) به منظور تحلیل مرتبه جمعی بودن سری‌های تحت بررسی و آزمون‌های هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) و جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) به منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج نشان داد که واردات واقعی، درآمد واقعی داخلی، شاخص قیمت واردات و شاخص قیمت داخلی، ناپایا ولی هم انباشته هستند. همچنین تخمین مکانیسم تعدیل جزئی نشان داد واردات نپال نسبت به قیمت خودش و قیمت متقاطع چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت بی کشش، اما نسبت به درآمد واقعی داخلی باکشش است.

---

[1] Mohammad & Tang
[2] Rijal & et.al

محمد و عثمان[1] (۲۰۰۱)، رابطه بلندمدت بین واردات و اجزای مخارج پنج کشور ASEAN (مالزی، اندونزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) را با استفاده از تحلیل هم‌جمعی چند متغیره (جوهانسن (۱۹۸۸) و جوهانسن و دیگران (۱۹۹۱)) بررسی کرده‌اند. در این مطالعه داده‌های سالانه در دوره ۹۸-۱۹۶۸ برای این کشورها (به جز سنگاپور که در دوره ۹۸-۱۹۷۴ بررسی شد) مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که تقاضای واردات با عوامل تعیین کننده‌اش برای پنج کشور هم‌جمع هستند.

مین و همکاران [2](۲۰۰۲)، تقاضای وارداتی کره‌جنوبی را با استفاده از رویکرد جوهانسن و جوسیلوس(۱۹۹۰)دردوره ۹۸-۱۹۶۳ برآورد کردند. آنها شواهدی مبنی بر اثر باکشش بلندمدت مخارج مصرفی نهایی بر تقاضای واردات (۱/۰۴) و همچنین، اثر بی‌کشش مخارج صادراتی بر تقاضای واردات (۰/۴۹) به دست آوردند. هر دوی این نتایج در سطح یک درصد از لحاظ آماری معنادار بودند. در حالی که انها رابطه‌ای منفی بین اثر مخارج سرمایه‌گذاری و تقاضای واردات یافتند، اما این اثر از لحاظ آماری، بی معنا بود. همچنین، آنها دریافتند که قیمت‌های نسبی بر تقاضای واردات در سطح یک درصد اثری منفی می‌گذارد.

تانگ[3] (۲۰۰۲)، در مورد رفتار تقاضای واردات کل برای هند با استفاده از رویکرد جوهانسن (۱۹۸۸) در طول داده‌های سالانه از ۹۹-۱۹۷۰ تحقیق کرد. این مطالعه نشان داد که میزان واردات، درآمد واقعی داخلی و قیمت‌های نسبی هم انباشته هستند. کشش‌های قیمتی و درآمدی به ترتیب ۰/۳۴- و ۱/۴ تخمین زده شدند.

دخیل و یوسف[4] (۲۰۰۲)، نیز تلاش نمودند که تقاضای واردات عربستان سعودی را طی دوره زمانی ۱۹۶۸ تا ۱۹۹۸ تحلیل نمایند.در این مطالعه تحلیل هم‌انباشتگی جوهانسن و دو رویکرد متفاوت تصحیح خطا (مدل‌های تصحیح خطای انگل-گرنجر و هندری) به منظور مقایسه عملکردشان در برازش داده‌های عربستان سعودی به کار گرفته شد. نتایج نشان داد که در هر دو مدل، قیمت‌های داخلی، قیمت‌های وارداتی و درآمد واقعی داخلی در تعیین تقاضای واردات اهمیت اساسی داشته و براساس آزمون‌های هم‌انباشتگی یک رابطه بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد. نتایج همچنین نشان داد که تقاضای

[1] Mohammad & Othman
[2] Min & et. al
[3] Tang
[4] Aldakhil & Al-Yousef

واردات کل برای عربستان سعودی، نسبت به قیمت‌های داخلی و درآمد واقعی داخلی باکشش و نسبت به قیمت‌های واردات بی‌کشش است.

تانگ و نایر[1] (۲۰۰۲)، رفتار تقاضای واردات کل برای مالزی را با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها (پسران و همکارانش، ۲۰۰۱) و با به کارگیری داده‌های سالانه از ۹۸-۱۹۷۰ مورد بررسی دوباره قرار دادند. نتایج آزمون کرانه‌ها نشان داد که میزان واردات، درآمد واقعی داخلی و قیمت‌های نسبی هم انباشته هستند. همچنین کشش‌های درآمدی و قیمتی به ترتیب ۱/۵ و ۱/۳- تخمین زده شدند.

تانگ (۲۰۰۳)، در مطالعه خود از روش‌های همجمعی استفاده نمود تا رابطه بلند مدت تابع تقاضای واردات کشور چین را برای دوره ۱۹۹۹-۱۹۷۰ تجزیه و تحلیل کند. خصوصیات متعارف تابع تقاضای واردات نشان می‌دهد که میزان کالاهای وارداتی به حجم فعالیت‌های داخلی کشور و قیمت‌های نسبی بستگی دارد. او در الگوی تجربی خود از واردات، مخارج مصرفی نهایی، مخارج کالاهای سرمایه‌ای، صادرات، قیمت‌های نسبی و متغیر زمان استفاده کرد. نتایج مطالعه نشان می-دهد، تابع تقاضای واردات کشور چین نسبت به قیمت‌های نسبی و درآمد بی‌کشش است. رویکرد GDP تجزیه شده که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته نشان می‌دهد که صادرات عامل عمده موثر روی رفتار تابع واردات کشور چین در بلند مدت است و صادرات بیشتر به واردات می‌انجامد. اما مخارج روی کالاهای سرمایه‌ای و مخارج مصرفی نهایی دارای اثر بلندمدت ناچیزی هستند.

فوسو و جوزف[2] (۲۰۰۳)، مطالعه‌ای در زمینه تقاضای واردات با عنوان تقاضای واردات کل و اجزای مخارج درآمد ملی انجام دادند. در این تحقیق رفتار تقاضای واردات کشور غنا با استفاده از روش خود توضیحی وقفه های توزیع شده یا ARDL طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۲ با استفاده از عناصر مخارج درآمد ملی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج، تقاضای واردات را نسبت به همه عناصر مخارج درآمد ملی و همچنین قیمت‌های نسبی بی‌کشش نشان می‌دهد. در بلند مدت صادرات و سرمایه‌گذاری، عناصر اصلی تعیین کننده حرکات تقاضای واردات کشور غنا هستند و در کوتاه مدت مصرف خانوارها و بخش دولتی عوامل اصلی تعیین کننده واردات می‌باشند. تقاضای واردات نسبت به تغییرات قیمت حساسیت کمی دارد. در

[1] Tang & Nair
[2] Faso & Joseph

آیدین، چیپلاک و یوسل[1] (۲۰۰۴)، در مطالعه‌ای به برآورد الگوهای عرضه صادراتی و تقاضای وارداتی در اقتصاد ترکیه پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که صادرات تحت تاثیر معنی‌دار متغیرهای هزینه‌ی نیروی کار، قیمت کالای صادراتی و درآمد ملی قراردارد. از طرفی درآمد سرانه ملی و نرخ ارز حقیقی از عوامل موثر بر واردات هستند. تجزیه و تحلیل نتایج نشان می دهد که نرخ ارز حقیقی به طور معنی داری واردات را تحت تاثیر قرار می دهد ولی در مورد صادرت این گونه نیست

هو[2] (۲۰۰۴)، نیز تابع تقاضای واردات ماکائو را با استفاده از داده‌های فصلی دردوره ۸۶-۱۹۷۰ با بکارگیری تکنیک‌های هم‌جمعی حداکثر راستنمائی و تصحیح خطا برآورد نمود. اوکشش‌های جزئی معناداری بین تقاضای واردات و سرمایه‌گذاری (۰/۱۳۹۶)، صادرات (۱/۴۸۱) و قیمت‌های نسبی (۰/۳۰۴۱-) به دست آورد .

دوتا و احمد[3] (۲۰۰۴)، در مطالعه‌ای به بررسی تابع تقاضای واردات برای هند طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۷۱ با استفاده از رویکرد نوین هم‌انباشتگی جوهانسن و مدل‌سازی تصحیح خطا پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت منحصر به فرد میان متغیرهای الگو می‌باشد. نتایج برآورد شده معادله کوتاه‌مدت حاکی ازآن است که تابع واردات بیشتر نسبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی (۱/۴۸) حساس بوده و نسبت به تغییرات قیمت وارداتی از حساسیت پایینی (۰/۴۷-) برخوردار است. این امر بیانگر این است که کاهش قیمت‌های وارداتی از طریق حذف موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای به یک افزایش متعارف و مناسبی در جریان وارداتی منجر نخواهد شد. این موضوع همچنین بیانگر ماهیت غیررقابتی بودن واردات در هند است. ضریب تعدیل (۰/۱۲-) حاکی از سرعت تعدیل پایین کوتاه‌مدت به سوی بلندمدت است.

نارایان و نارایان[4](۲۰۰۵)، رویکرد هم‌جمعی آزمون Bound را برای برآورد مدل تقاضای واردات مجزاسازی شده بلندمدت فیجی با استفاده از قیمت‌های نسبی، مصرف کل، مخارج سرمایه‌گذاری و متغیرهای مربوط به مخارج مصرفی در دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۰ به کار بردند. نتایج نشان‌دهنده رابطه هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها (زمانی که تقاضای واردات متغیر وابسته بود) بوده است. همچنین، آنها دریافتند که تقاضای واردات در سطح یک درصد در رابزه با تمام متغیرهای توضیحی در دوحالت کوتاه‌مدت و بلندمدت از لحاظ آماری معنادار و بی‌کشش بوده است. نتایج به دست آمده، کشش‌های بلندمدتی برابر

---

[1] Aydin., Ciplak & Yucel
[2] Ho
[3] Dutta and Ahmed
[4] Narayan & Narayan

با ۰/۶۹ را برای مخارج صادراتی و مخارج مصرفی کل و همچنین، برای قیمت‌های نسبی برابر ۰/۳۸ و برای مخارج سرمایه‌گذاری برابر ۰/۱۷ گزارش کرده است.

فریمپونگ و اوتنگ-آبایی[1] (۲۰۰۶)، در پژوهش خود، تقاضای واردات غنا را دوره ۲۰۰۲-۱۹۷۰ با استفاده از اجزای مخارج کجزاسازی شده درآمد ملی کل بررسی کرده‌اند. در این راستا آنها از رویکرد جدید آزمون Bound توسعه یافته برای هم-جمعی استفاده کرده‌اند و یک مدل تصحیح خطا را برای تفکیک اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت در ارتباط با تقاضای واردات برآورده کرده‌اند. نتیج نشان داده است که تقاضای وارداتی بی‌کشش برای تمام اجزای مخارج و قیمت‌های نسبی وجود دارد. سرمایه‌گذاری و صادرات در بلندمدت از جمله عوامل اصلی تعیین کننده تحرک موجود در واردات کشور غنا می‌باشند. مخارج مصرفی دولتی و خانوار در کوتاه‌مدت از جمله عوامل اصلی تعیین کننده‌ی تقاضای واردات هستند. تقاضای واردات نسبت به تغییرات قیمت چندان حساس نیست.

فیدان[2] (۲۰۰۶)، در مطالعه خود اثر نرخ ارز را بر تجارت کشاورزی ترکیه طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار داد. به این منظور ابتدا توابع عرضه صادراتی و تقاضای وارداتی محصولات کشاورزی کشور ترکیه را برآورد نمود و سپس با استفاده از الگوی VAR روابط بلندمدت و کوتاه مدت میان نرخ ارز و سایر متغیرهای موثر بر صادرات و واردات کشاورزی را بررسی نمود. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که نرخ ارز واقعی در کوتاه مدت در مقایسه با بلند مدت اثرات کوچکتری بر صادرات و واردات کشاورزی دارد.

در جمع بندی یافته های حاصل از مرور مطالعات پیشین می توان به نکات زیر اشاره کرد:

- در مطالعات مختلف با استفاده ار الگوهای متفاوت تاثیر نرخ ارز بر صادرات و واردات محصولات مختلف در دامنه بالنسبه قابل توجهی دچار نوسان بوده به نحوی که برای مثال کشش صادراتی نرخ ارز در مطالعات مختلف بین صفر تا ۱/۵ تغییر پیدا کرده است.
- تاثیر تغییر نرخ ارز بر صادرات و واردات در کوتاه مدت و بلند مدت می تواند متفاوت باشد.
- دربسیاری از مطالعات به هم خطی احتمالی بین حضور همزمان نرخ ارز ، قیمت جهانی و یا قیمت های نسبی در میان متغیرهای توضیحی توجهی نشده است.

[1] Frimpong & Oteng-Abayie
[2] Fidan

- نوسانات نرخ ارز یکی از متغیرهای مهمی است که در تعدادی از مطالعات مورد توجه قرار گرفته است. هرچند نتیجه یکی از مطالعات حاکی از تاثیر اندک ولی مثبت نوسان نرخ ارز بر صادرات می باشد ولی نتایج دیگر مطالعات بیانگر تاثیر منفی این نوسانات بر صادرات است.

فصل سوم

برآورد توابع واردات و صادرات محصولات منتخب کشاورزی در ایران

برآورد توابع واردات محصولات کشاورزی منتخب در ایران

گندم

مصرف غلات به تنهایی ۲۰ تا ۳۰ درصد از هزینهٔ متوسط یک خانوار ایرانی را دربر می‌گیرد. در بین غلات، انواع نان با مصرف متوسط ۴۸۶ کیلوگرم در سال پر مصرف ترین کالای خوراکی در بین خانوارهای ایرانی بوده است. این نکات نشان دهنده اهمیت فزاینده گندم و فراورده‌های آن برای کشور می‌باشد. همچنین واردات گندم از مقدار ۵۱۷۹ هزار تن در ابتدای برنامه اول به ۱۵۳ هزار تن در سال چهارم برنامه چهارم کاهش یافت. بررسی وضعیت رشد واردات گندم کشور در دوره زمانی ۹۰-۱۳۶۰ نشان می‌دهد که بیشترین مقدار رشد واردات این محصول مربوط به سال‌های ۱۳۸۷ (افزایش ۱۳ برابری همزمان با خشکسالی در کشور) و ۱۳۸۵ (افزایش ۸ برابری) می‌باشد. همچنین بررسی‌ها نشان می‌دهد که بالاترین درصد کاهش در واردات این محصول مربوط به سال‌های ۱۳۹۰ (کاهش ۹۵ درصدی)، ۱۳۸۳ (کاهش ۸۰ درصدی) و ۱۳۸۶ (کاهش ۷۷ درصدی) می‌باشد که اکثرا ناشی از ذخیره سازی واردات زیاد سال های قبل است. (نگاه کنید به جدول۷۳-۳)

به منظور برآورد تابع واردات محصول گندم، ابتدا درجه ایستایی متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. براساس مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج، تابع واردات گندم در مطالعه حاضر، به صورت زیر می‌باشد:

$$LnIM = f\left(Ln\left(\frac{P_m}{P_d}\right), LnQ, LnT, LnOil, E\right)$$

که در این رابطه، $LnIM$ لگاریتم مقدار واردات گندم، $Ln\left(\frac{P_m}{P_d}\right)$ لگاریتم نسبت شاخص قیمت وارداتی به شاخص قیمت داخلی (که در مطالعه حاضر و در تمامی محصولات به صورت LnP نشان داده خواهد شد)، LnQ لگاریتم مقدار تولید گندم در داخل، $LnTar$ لگاریتم تعرفه وارداتی گندم، $LnOil$ لگاریتم درآمدهای نفتی و E لگاریتم نوسانات نرخ ارز را نشان می‌دهد. به لحاظ نظری و براساس تئوری‌های اقتصادی انتظار بر این است که ارتباط میان میزان واردات گندم با قیمت نسبی، نرخ تعرفه و میزان تولید داخلی آن، معکوس باشد. به عبارت دیگر انتظار بر این است که با افزایش قیمت نسبی واردات، نرخ تعرفه و میزان تولید داخلی گندم، میزان واردات این محصول کاهش یابد. همچنین به لحاظ تئوریکی انتظار بر این است که ارتباط میان میزان واردات محصولات کشاورزی با درآمد نفتی ارتباطی مستقیم بوده و بر این اساس با افزایش

آن مقدار واردات گندم افزایش یابد. قبل از ورود به برآورد مدل لازم است نحوه محاسبه متغیر نوسان نرخ ارز که در توابع واردات و صادرات دیگر محصولات نیز کاربرد دارد را بیان کنیم.

اندازه‌گیری نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ ارز

در مطالعه حاضر جهت اندازه‌گیری نوسانات ناشی از نااطمینانی نرخ واقعی ارز از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی استفاده شده است. اساس استفاده از مدل‌های خانواده GARCH این است که ناهمسانی واریانس در الگوی میانگین یا رفتاری متغیر مورد مطالعه تایید شود. بنابراین ابتدا باید الگوی میانگین برآورد شده و بعد از تایید وجود ناهمسانی در واریانس پسماندها، الگوی واریانس شرطی به منظور استخراج نوسانات متغیر برآورد شود.

در برآورد الگوی میانگین انواع الگوهای خودتوضیح و خودتوضیح جمعی میانگین متحرک در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته است. در این مطالعه نیز با استفاده از معیار SBC الگوی خودتوضیح مرتبه دوم به عنوان الگوی میانگین مناسب شناسایی شد که نتایج ارائه شده در جدول ۱-۳ حاکی از برازش مناسب آن است.

جدول ۱-۳: برآورد معادله میانگین نرخ ارز

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
LnE(-1)	۱/۳۸	۱۰/۰۳	۰/۰۰
LnE(-2)	-۰/۳۷	-۲/۶	۰/۰۱
C	-۰/۰۵	-۰/۹	۰/۳۷
F=7164.02(0.00)			R2 =0.99

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از شناسایی و برازش الگوی میانگین، باید از ثابت و یا متغیر بودن واریانس جمله خطا و یا به عبارت دیگر از اثر ARCH نیز آگاهی یافت. به منظور بررسی اثر ARCH در سری‌های زمانی به طور معمول از آزمون ضریب لاگرانژ[1] (LM) استفاده می‌گردد. نتایج مربوط به این آزمون در جدول 2-3 ارائه شده است. بر اساس هر دو آماره آزمون مذکور فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH رد شده و فرضیه مقابل آن مبنی بر وجود اثرات ARCH در سری تحت بررسی پذیرفته می‌شود. وجود اثر ARCH به معنی آن است که واریانس جمله خطا ناهمسان بوده و ثابت نیست. به عبارت دیگر امکان استفاده از الگوهای واریانس شرطی برای استخراج نوسانات نرخ ارز واقعی وجود دارد.

جدول ۲-۳: آزمون واریانس ناهمسانی

	آماره	آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری
ARCH-LM آزمون	F-statistic	۳/۶۸	۰/۰۶
	Obs*R-squared	۳/۵۶	۰/۰۵

ماخذ: نتایج تحقیق

با تعیین الگوی مناسب میانگین برای سری نرخ ارز واقعی و همچنین حصول اطمینان نسبت به وجود پدیده ناهمسانی واریانس شرطی یا اثر ARCH در سری تحت بررسی، درگام بعدی لازم است تا معادله واریانس مشخص گردد.
بدین منظور آماره‌های آکائیک و شوارتز بیزین معیار قرار گرفتند و الگوی EGARCH(1,1) به عنوان الگوی بهینه برآورد گردید. آماره‌های گزارش شده نشان دهنده برازش مناسب مدل هستند. حال می‌توان از نتایج برآورد مذکور استفاده کرده و شاخص نوسانات نرخ ارز واقعی را استخراج کرد.

[1]-LM Test

جدول ۳-۳: برآورد الگوی EGARCH(1,1)

متغیر	ضریب	آماره z	سطح معنی‌داری
w	−۱۰/۷۵	−۱۴/۰۱	۰/۰۰
$\left[\lvert z_{t-1}\rvert - \sqrt{2/\pi}\right]$	۰/۵۴	۰/۸۸	۰/۳۷
$\ln(h_{t-1})$	−۰/۹۲	−۷/۱۸	۰/۰۰
z_{t-1}	−۰/۰۱	−۰/۰۸	۰/۹۳
F=1956.9(0.00)		R2 =0.99	

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از بررسی نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد که سطح بی‌ثباتی نرخ ارز از سال ۱۳۶۰ تا سال ۱۳۷۱ به عنوان اولین دوره زمانی اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز رو به افزایش بوده و با اجرای این سیاست، نوسانات مقدار کمی کاهش یافته است که این سطح کاهش تا سال ۱۳۷۴ ادامه دارد. پس از آن مجددا نوسانات نرخ ارز رو به افزایش بوده و در سال ۱۳۸۲ به نقطه اوج خود رسیده است. اما پس از آن و با اجرای مجدد سیاست یکسان سازی نرخ ارز، مقدار نوسانات تا سال ۱۳۸۶ کاهش یافته، اما مجددا و با ایجاد تحریم‌های اقتصادی علیه کشور، با سرعت پایینی رو به افزایش می‌باشد.

نتیجه بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل واردات گندم که، در جدول ۴-۳ گزارش شده نشان می‌دهد تنها متغیرهای درآمدهای نفتی بر اساس دو آزمون ADF و PP در سطح ایستا بوده و مابقی متغیرها با یک بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند

جدول٤-٣: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات گندم

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	-۱/۹۷	-۳/۶۷	۰/۲۹۵	-۲/۰۱	-۳/۶۷	۰/۲۸	I (۱)
$\Delta(LnIM)$	-۴/۹۵	-۳/۷۲	۰/۰۰۰	-۴/۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	
LnP	-۱/۳۸	-۳/۶۷	۰/۵۷۴	-۱/۳۹	-۳/۶۷	۰/۵۷	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۵/۲۵	-۳/۶۸	۰/۰۰۰	-۷/۶۱	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnQ	-۲/۰۷	-۳/۶۷	۰/۲۵۵	-۱/۸۷	-۳/۶۷	۰/۳۳۹	I (۱)
ΔLnQ	-۷/۵۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۱۴/۳۱	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnT	-۰/۵۸	-۳/۶۷	۰/۸۵	-۰/۵۸	-۳/۶۷	۰/۸۵	I (۱)
$\Delta(LnT)$	-۵/۳۴	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۵/۳۴	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
$LnOil$	-۴/۴۴	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

بنابراین با توجه به نتایج آزمون ایستایی و الگوریتم الگوسازی فمبای (۱۹۹۸) می‌توان مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) ارائه شده توسط پسران و پسران را به عنوان مدل مناسب جهت برآورد تابع واردات گندم انتخاب نمود. به همین منظور و براساس مطالعه جلیل و محمود (۲۰۰۹)، ابتدا وقفه بهینه جهت برآورد مدل با استفاده از برآورد یک مدل Var و مقایسه آماره‌های آکائیک[2] (AIC)، شوآرتز- بیزین[3] (SCB) و یا حنان کویین[4](HQ) تعیین شده و سپس وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت با استفاده از ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته (مقدار واردات گندم) بررسی می‌شود. بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده نشان می‌دهد که به منظور برآورد تابع واردات محصول گندم، از یک وقفه برای متغیرها استفاده می‌شود. نتایج تعیین وقفه بهینه با استفاده از برآورد مدل Var در جدول ۵-۳ گزارش شده است.

[1] -Auto regressive Distributed Lag Method
[2] -Akaike Information Criterion
[3]- Schwarz Bayesian Criterion
[4] -Hannan-Quinn Criterion

جدول۵-۳: تعیین وقفه بهینه واردات گندم با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۱۴۵/۷۰	۳۱/۷۰	-۵۱/۲۲	----	----
۲	۵۵/۳۰	-۲۲/۶۹	-۷۴/۶۵	CHSQ(۳۶)= ۱۸۰/۸۱	۵۸/۱۱
۱	۱۸/۱۳	-۲۳/۸۶	-۴۴/۲۲	CHSQ(۷۲)= ۲۵۵/۱۴	۸۲/۰۰
۰	-۹۰/۴۸	-۹۶/۴۸	-۱۰۰/۴۷	CHSQ(۱۰۸)= ۴۷۲/۳۷	۱۵۱/۸۳

ماخذ: نتایج تحقیق

با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات گندم در جدول ۶-۳ ارائه شده است. همانطور که در جدول ۶-۳ مشاهده می شود همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار هستند. $\overline{R}^2$=۰/۸ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی (۸۰ درصد) از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد قابل تفسیر است. نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات محصول گندم، به ترتیب مربوط به نرخ ارز ۰/۱۱- و مقدار تولید ۳/۶۱- می‌باشد. در عین حال طبق انتظار تئوریکی، قیمت‌های نسبی، سطح تولید و تعرفه واردات اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات محصول گندم دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات ۰/۶۲۹ درصد کاهش می‌یابد. همچنین در مورد متغیر نوسانات نرخ ارز، با افزایش یک درصدی در بی‌ثباتی و نا اطمینانی نرخ ارز، مقدار واردات ۰/۱۱ درصد کاهش می‌یابد.

جدول۶-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات گندم

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/۲۷۶	۰/۱۵۲	۱/۸۴	۰/۰۸
LnP	-۰/۶۲۹	۰/۲۵۲	-۲/۴۹	۰/۰۲
LnQ	-۳/۶۱	۰/۸۷۶	-۴/۱۲	۰/۰۰۰
LnTAR	-۱/۲۳۲	۰/۴۵۳	-۲/۷۱	۰/۰۱۲
LnOIL	۳	۱/۰۱	۲/۹۴	۰/۰۰۷
LnE	-۰/۱۱	۰/۰۵۲	-۲/۱۱	۰/۰۵
C	-۲۸/۴۸	۲۲/۵۳	-۱/۲۶۴	۰/۲۱۹
		F=۹/۸۱	SCB = -۳۹/۴۵	R2 =۰/۸

ماخذ: نتایج تحقیق

در ادامه برای اطمینان از وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، معنی‌داری و وجود رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس چنان چه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه متغیر وابسته (مقدار واردات گندم) کوچکتر از یک باشد، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگوی مورد نظر تایید می-شود. لذا برای انجام این آزمون و محاسبه‌ی آماره‌ی آن، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و نتیجه آن بر مجموع انحراف معیار ضرایب یاد شده تقسیم گردد. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۶-۳، مقدار آماره t در آزمون بنرجی، دولادو و مستر برای محصول گندم به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{۰/۲۷۶ - ۱}{(۰/۱۵۲)} = \frac{-۰.۷۲۴}{۰/۱۵۲} = -۴/۷۶$$

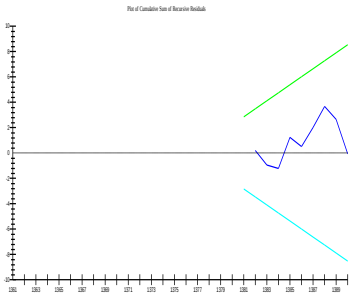
آماره محاسباتی از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول ۷-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

جدول۷-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات گندم ایران

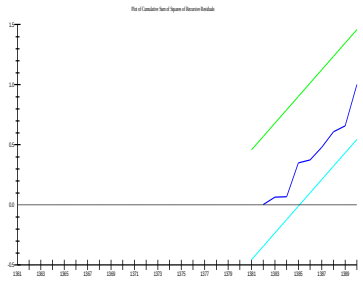
	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۰/۱۷۸	۰/۶۷۳	۰/۰۷۹	۰/۷۸۵
آزمون فرم تابعی	۱/۵۸۹	۰/۲۰۷	۰/۷۷۴	۰/۴۰۴
آزمون نرمالیته	۱/۴۹۴	۰/۴۷۴	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۲/۲۲۰	۰/۱۴۴	۲/۷۶۲	۰/۱۳۶

ماخذ: نتایج تحقیق

به منظور اطمینان از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی و همچنین اطمینان از ثبات پارامترهای مدل وادات گندم، از روشی که توسط براون[1] و همکاران(۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می‌شود. در این آزمون از آماره جمع انباشته (CUSUM) و آماره مربع جمع انباشته (CUSUMSQ) استفاده می‌شود. چنانچه آماره مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گیرد، فرضیه صفر مبتنی بر عدم تغییر ساختاری رد نخواهد شد. نمودارهای ۱-۳ و ۲-۳ نتایج حاصل از دو آزمون جمع انباشته و آماره مربع جمع انباشته را نشان می‌دهند. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد می‌شود. بنابراین می‌توان وجود شکست ساختاری در مدل را رد کرد چنین تفسیر نمود پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات گندم پایدار و با ثبات هستند.



نمودار۱-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب



نمودار۲-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب

[1] Brown

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول ۸-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد در صورتی که سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات گندم در بلندمدت ۰/۸۶۹ درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب مطابق انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات گندم نسبت به متغیر قیمت‌های نسبی را نشان می‌دهد. همچنین بررسی ضریب متغیر تولید داخلی که نشان‌دهنده کشش واردات نسبت به تولید است، حاکی از آن است که اگر سطح تولید داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات محصول گندم ۴/۹۸ درصد کاهش خواهد داشت. در واقع بالا بودن ضریب متغیر تولید نشان دهنده اهمیت توجه به سطح عملکرد گندم کشور به منظور خودکفایی در این محصول استراتژیک می‌باشد. کشش متغیر تعرفه واردات برای محصول گندم نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در تعرفه واردات این محصول، مقدار واردات آن حدود ۱/۷۰۲ درصد کاهش خواهد یافت. همچنین یک درصد افزایش در درآمدهای نفتی کشور، در بلندمدت منجر به افزایش واردات گندم به میزان ۴/۱۴ درصد خواهد شد. در نهایت، ضریب متغیر نوسانات نرخ ارز معنادار بوده و مقدار کشش آن نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در نوسانات نرخ ارز، مقدار واردات ۰/۱۵۸ درصد کاهش می‌یابد.

جدول۸-۳: رابطه بلندمدت تابع واردات گندم ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnP	-۰/۸۶۹	۰/۳۷۳	-۲/۳۲	۰/۰۲۹
LnQ	-۴/۹۸	۱/۷۸	-۲/۷۹۵	۰/۰۱
LnT	-۱/۷۰۲	۰/۵۸۴	-۲/۹۱۴	۰/۰۰۸
LnOil	۴/۱۴	۱/۸۳۳	۲/۲۶۲	۰/۰۳۳
LnE	-۰/۱۵۸	۰/۰۴۲	-۳/۷۶۱	۰/۰۰۰
C	-۳۹/۳۴	۳۴/۵۳	-۱/۱۳۹	۰/۲۶۶

ماخذ: نتایج تحقیق

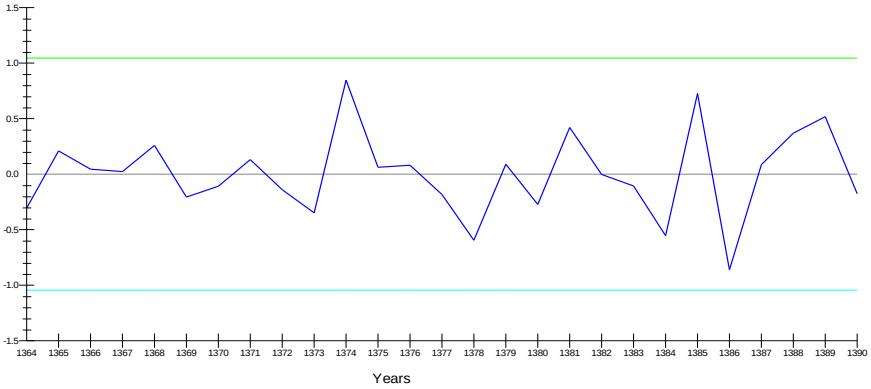
همچنین بررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات گندم که در جدول۹-۳ ارائه شده است نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد، لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول۹-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	۰/٤۱٥	۰/٥۷۱	۰/۷۲۷	۰/٤۸۱
OLS RES (-2)	-۰/٥۹۰	۰/٦۰۰	-۰/۹۸۳	۰/۳٤٥
OLS RES (-3)	-۰/۹۹۲	۰/۸۳۲	-۱/۱۹۱	۰/۲٥٦
OLS RES (-4)	-۰/۸۲٤	۱/۰٥۲	-۰/۷۸۳	۰/٤٤۹
OLS RES (-5)	۰/٦۰۹	۰/۹۸۲	۰/٦۲۰	۰/٥٤۷
OLS RES (-6)	-۱/۷۱٤	۱/۰۷٤	-۱/٥۹٥	۰/۱۳۷
			F =۲/۳۱٥	۰/۲٦۲

ماخذ: نتایج تحقیق

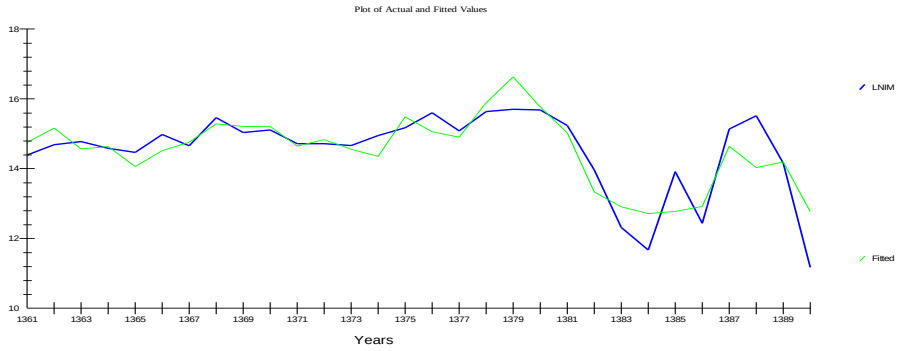
همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت نمودار ۳-۳ مورد بررسی قرار گرفت بر این اساس می توان گفت که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) قرار دارد که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۳-۸ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۳-۳: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات گندم

مقایسه مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات گندم در نمودار۴-۳ نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات گندم با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حکایت از آن داردکه متغیرهای

پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات گندم را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ٤-٣: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات گندم کشور

یکی از فواید اصلی الگوی تصحیح خطا نمایان ساختن ساختار پویایی کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی برآورد ضرایب الگوی بلندمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول متغیرهای دیگر الگو قرار داده، سپس با کمک روش برآورد حداقل مربعات، ضرایب الگو را برآورد نمود. در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت برای متغیر واردات گندم مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول ۱۰-۳ ارائه گردیده است. مقادیر آماره های R^2 و F نشان می دهند که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح بوده و همچنین معنی‌داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی‌دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۷۲ درصد از عدم تعادل بوجود آمده درمدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد.

جدول۱۰-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات گندم ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnP	-۰/۶۲۹	۰/۲۵۲	-۲/۴۹۱	۰/۰۰۰
dLnQ	-۳/۶۱	۰/۸۷۶	-۴/۱۲	۰/۰۰۰
dLnTar	-۱/۲۳	۰/۴۵۳	-۲/۷۱	۰/۰۱۲
dLnOil	۳	۱/۰۱	۲/۹۴	۰/۰۰۷
dLnE	-۰/۱۱	۰/۰۵۲	-۲/۱۱	۰/۰۵
dC	-۲۸/۴۸	۲۲/۵۳	-۱/۲۶۴	۰/۲۱۹
Ecm (-1)	-۰/۷۲۳	۰/۱۷۴	-۴/۱۴	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnIM + ۰/۸۶۹ \times LnP + ۴.۹۸ \times LnQ + ۱/۷۰۲ \times LnTar - ۴/۱۴ \times LnOil + ۰/۱۵ \times LnEx + ۳۹/۳۴ \times C$$

ماخذ: نتایج تحقیق

ذرت

ذرت، پس از گندم و برنج، سومین فرآورده مهم کشاورزی جهان محسوب می شود. این فرآورده کشاورزی ارزشمند، علاوه بر آنکه حدود ۷۰ درصد از خوراک طیور را فراهم می‌آورد، دانه‌ای سودمند برای تولید روغن خوراکی، نشاسته و گلوکز و چند فرآورده دیگر است. با افزایش جمعیت و نیاز روزافزون مردم به گوشت مرغ و تخم‌مرغ که اهمیت و جایگاه ویژه‌ای در سبد خانوار دارد، سطح زیر کشت ذرت در جهان به طور مداوم در حال افزایش می‌باشد. ذرت از لحاظ سطح زیرکشت بعد از گندم و برنج، سومین گیاه زراعی مهم دنیاست. در ایران نیز کشت ذرت از اهمیت فراوانی برخوردار است. بخش مهمی از عرضه ذرت توسط واردات تامین می‌شود. بررسی واردات محصول ذرت کشور در دوره زمانی ۹۰-۱۳۶۰ نشان می‌دهد که بخش اعظمی از ذرت مورد نیاز کشور از طریق کشورهای سوئیس، انگلیس، امارات، هلند، برزیل، آرژانتین، هند، اوکراین و روسیه وارد شده است. همچنین بالاترین مقدار رشد واردات این محصول در دوره مورد نظر مربوط به سال‌های ۱۳۶۸(افزایش ۱۲۸ درصدی)،۱۳۸۲ (افزایش ۵۴ درصدی) و ۱۳۷۴ (افزایش ۴۲ درصدی) می‌باشد. از سوی دیگر بالاترین سطح کاهش در واردات این محصول مربوط به سال‌های ۱۳۶۷ (کاهش ۴۷ درصدی)، ۱۳۷۷ (کاهش ۴۶ درصدی) و ۱۳۷۲ (کاهش ۳۳ درصدی) می‌باشد.(نگاه کنید به جدول۷۳-۳)

نتایج بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل واردات ذرت که در جدول ۱۱-۳ گزارش شده نشان می‌دهد که به جز متغیر درآمدهای نفتی که بر اساس هر دو آزمون ADF و PP در سطح ایستا می‌باشد، مابقی متغیرها با یک بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند.

جدول ۱۱-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات ذرت

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	۲/۱۴	-۳/۷۲	۰/۹۹۹	-۰/۹۳	-۳/۶۷	۰/۷۶۳	I (۱)
$\Delta(LnIM)$	-۸/۰۴	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۱۳/۸۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnP	-۱/۴۹	-۳/۶۷	۰/۵۲۴	-۱/۶۲	-۳/۶۷	۰/۴۶	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۵/۴۷	-۳/۶۸	۰/۰۰۰	-۶/۰۲	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnQ	-۱/۲	-۳/۶۷	۰/۶۶	-۱/۲۹	-۳/۶۷	۰/۶۲	I (۱)
ΔLnQ	-۵/۲۳	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۵/۲۳	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnT	-۲/۳۹	-۳/۶۷	۰/۱۵۲	-۲/۶۱	-۳/۶۷	۰/۱۳۰	I (۱)
ΔLnT	-۶/۷۸	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۶/۷۹	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
$LnOil$	-۴/۴۴	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده(جدول ۱۲-۳) نشان داد که براساس آماره شوآرتز به منظور برآورد مدل تابع واردات ذرت، لازم است تا از یک وقفه برای متغیرها استفاده شود.

جدول۱۲-۳: تعیین وقفه بهینه واردات ذرت با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۶۲/۳۸	-۵۱/۶۱	-۱۲۷/۵۴	----	----
۲	-۱۱/۹۹	-۸۹/۹۹	-۱۴۱/۹۵	CHSQ(36)= ۱۴۸/۷۶	۴۷/۸۱
۱	-۴۹/۸۷	-۹۱/۸۷	-۱۱۹/۸۵	CHSQ(72)= ۲۲۴/۵۲	۷۲/۱۶
۰	-۱۶۵/۹۹	-۱۷۱/۹۹	-۱۷۵/۹۸	CHSQ(108)= ۴۵۶/۷۵	۱۴۶/۸۱

ماخذ: نتایج تحقیق

با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات ذرت در جدول ۱۳-۳ ارائه شده است. همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. $\bar{R}^2$=۰/۸۴ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که ۸۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل، توضیح داده می‌شود. معنی‌داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر

مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو رد می‌شود. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و به صورت درصد تفسیر خواهد شد. نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات محصول ذرت، به ترتیب مربوط به متغیر تعرفه وارداتی (مقدار کشش ۰/۰۴۲-) و درآمدهای نفتی (مقدار کشش ۰/۴۶۵) است. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات محصول ذرت دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات در دوره فعلی ۰/۱۵۸ درصد افزایش، می‌یابد. همچنین در مورد متغیر تولید ذرت، با افزایش یک درصدی در مقدار تولید این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه مدت ۰/۱۰۲ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۱۳-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات ذرت

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/۴۸۴	۰/۱۱۹	۴/۰۶	۰/۰۰۰
LnQ	-۰/۱۰۲	۰/۰۴۳	-۲/۳۷	۰/۰۲۷
LnP	۰/۱۵۸	۰/۰۴۷	۳/۳۱۲	۰/۰۰۰
LnP(-1)	-۰/۵۲۷	۰/۳۳۹	-۱/۵۵	۰/۱۴۲
LnT	-۰/۰۴۲	۰/۰۱	-۴/۱۷	۰/۰۰۰
LnE	-۰/۰۴۸	۰/۰۱۸	-۲/۶	۰/۰۱۴
LnOIL	۰/۴۶۵	۰/۱۵۱	۳/۰۶	۰/۰۰۶
C	۰/۱۱۵	۰/۴۹۳	۰/۲۳۳	۰/۸۱۹
			SCB = -۷/۴۱	R^2 =۰/۸۴

ماخذ: نتایج تحقیق

در ادامه برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL ارائه شده، معنی‌داری و وجود رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار گرفت. براساس نتایج ارائه شده در جدول۱۳-۳، مقدار آماره t برای محصول ذرت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{۰/۴۸۴ - ۱}{(۰/۱۱۹)} = \frac{-۰/۵۱۶}{۰/۱۱۹} = -۴/۳۳$$

از آنجایی که مقدار آماره محاسباتی از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول

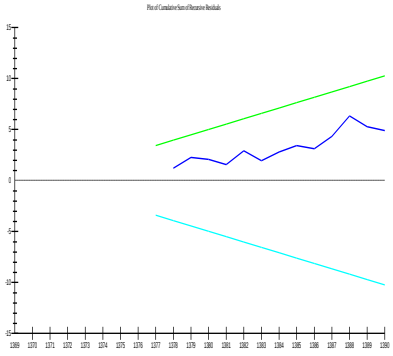
۳-۱۴ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

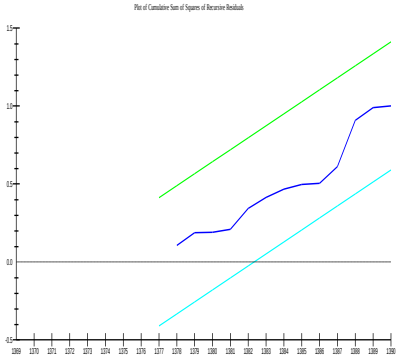
جدول ۱۴-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات ذرت ایران

	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۱/۴۸	۰/۲۲۳	۰/۹۳۹	۰/۱۶۴
آزمون فرم تابعی	۱/۵۶	۰/۲۱۱	۰/۹۹۵	۰/۷۰۸
آزمون نرمالیته	۱/۰۹	۰/۵۷۷	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۳۳۸	۰/۵۶۱	۰/۳۱۲	۰/۴۶

ماخذ: نتایج تحقیق

نمودارهای ۳-۵ و ۳-۶ نتایج حاصل از دو آزمون جمع انباشتهCUSUM و آماره مربع جمع انباشته CUSUMSQ را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است، لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد می‌شود. بنابراین بر این اساس می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات ذرت پایدار و با ثبات هستند.





نمودار ۵-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب **نمودار۶-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب**

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول ۱۵-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت‌های نسبی، مقدار واردات ذرت در بلندمدت ۰/۷۱۴ درصد کاهش می‌یابد که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی صحیح می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات ذرت نسبت به متغیر قیمت نسبی را نشان می‌دهد. همچنین بررسی ضریب متغیر تولید داخلی که نشان دهنده‌ی کشش واردات نسبت به تولید است، حاکی از آن است که اگر سطح تولید داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات محصول ذرت ۰/۱۹۸ درصد کاهش خواهد داشت. در واقع ضریب پایین متغیر تولید نشان دهنده سطح پایین تولید محصول ذرت در سال‌های اخیر و سهم اندک تولید داخلی از کل مصرف مورد نیاز مردم می‌باشد. همچنین یک درصد افزایش در مقدار درآمدهای نفتی کشور، در بلندمدت منجر به افزایش واردات ذرت به میزان ۰/۹۰۲ درصد خواهد شد. در نهایت بررسی متغیر نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد که در اثر افزایش یک درصدی در این متغیر، مقدار واردات ذرت ۰/۰۹۳ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۱۵-۳: رابطه بلندمدت تابع واردات ذرت ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnQ	-۰/۱۹۸	۰/۰۹۹	-۲	۰/۰۶
LnP	-۰/۷۱۴	۰/۲۲۵	-۳/۱۶	۰/۰۰۸
LnT	-۰/۰۸۲	۰/۰۳۷	-۲/۲۱	۰/۰۵
LnE	-۰/۰۹۳	۰/۰۲۵	-۳/۷۰	۰/۰۰۵
$LnOil$	۰/۹۰۲	۰/۴۹۸	۱/۸۰۸	۰/۰۹
C	۰/۲۲۴	۰/۹۳۹	۰/۲۳۸	۰/۸۱۵

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین بررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات ذرت که در جدول۱۶- ۳ ارائه شده است نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد، لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول ۱۶-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

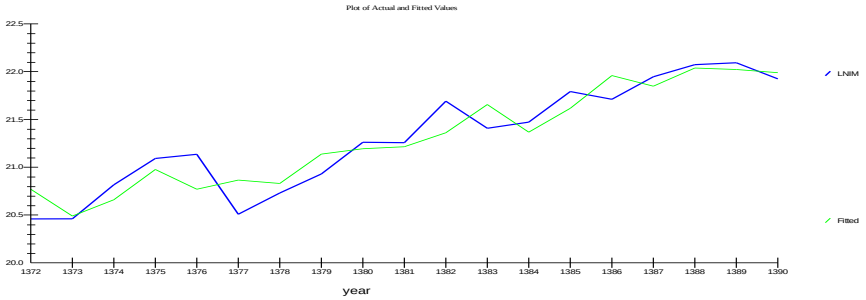
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	-۰/۸۷۵	۰/۵۶۳	-۱/۵۵	۰/۱۴۵
OLS RES (-2)	-۰/۹۵۲	۰/۶۰۷	-۱/۵۶	۰/۱۴۱
OLS RES (-3)	-۰/۸۰۳	۰/۵۲۰	-۰/۵۴۴	۰/۵۹۲
OLS RES (-4)	-۰/۸۱۷	۰/۴۸۷	-۰/۷۱۹	۰/۴۷۹
OLS RES (-5)	-۰/۸۷۸	۰/۵۹۸	-۱/۴۶	۰/۱۶۶
OLS RES (-6)	-۰/۴۵۰	۰/۵۴۱	-۰/۸۳۲	۰/۴۲۰
			F =۱/۹۹۱	۰/۲۶۳

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند تابع واردات ذرت به صورت شکل ۷-۳ ارائه شده است. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۱۵-۳ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.

نمودار ۷-۳: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات ذرت

مقایسه مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات ذرت کشور نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات ذرت با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات ذرت را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار۸-۳: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات ذرت کشور

در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلند مدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلند مدت برای متغیر واردات ذرت مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول ۱۷-۳ ارائه گردیده است. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۱۷-۳، آماره R^2 و F بالا قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده را تایید نموده و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و همچنین معنی‌داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۶۳ درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می‌باشد که تقریبا زمانی حدود بیش از یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جدول ۱۷-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات ذرت ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnP	۰/۱۵۸	۰/۰۴۷	۳/۳۱۲	۰/۰۰۰
dLnQ	-۰/۱۰۲	۰/۰۴۳	-۲/۳۷	۰/۰۲۷
dLnT	-۰/۰۴۲	۰/۰۱	-۴/۱۷	۰/۰۰۰
dLnE	-۰/۰۴۸	۰/۰۱۸	-۲/۶	۰/۰۱۴
dLnOil	۰/۴۶۵	۰/۱۵۱	۳/۰۶	۰/۰۰۶
dC	۰/۱۱۵	۰/۴۹۳	۰/۲۳۳	۰/۸۱۹
Ecm (-1)	-۰/۵۱۵	۰/۲۴۹	-۲/۰۶	۰/۰۵۶

$$ECM = LnIM + ۰/۷۱۴ \times Lnp + ۰/۱۹۸ \times LnQ - ۰/۹۰۲ \times LnOil + ۰/۰۸۲ \times LnT + ۰/۰۹۳ \times LnE - ۰/۲۲۴ \times C$$

ماخذ: نتایج تحقیق

شکر

صنعت قند کشور از سال ۱۲۷۴ شمسی با احداث کارخانه‌ای توسط یک شرکت بلژیکی در محل کهریزک تهران آغاز به کار کرد و هم اکنون بالغ بر ۱۱۳ سال از عمر این صنعت در ایران سپری شده است. کشورهای برزیل، هند، چین، آمریکا، تایلند، مکزیک، استرالیا، فرانسه، پاکستان و آلمان جزو بزرگترین تولیدکنندگان شکر در جهان و کشورهای برزیل، تایلند، استرالیا، فرانسه، امارات متحده عربی، هند و گواتمالا جزو بزرگترین صادرکنندگان شکر در جهان به شمار می روند. اما نگاهی به آمار نشان می دهد که ایران در حال حاضر جزو ۱۰ واردکننده بزرگ شکر در جهان محسوب می شود. کشورهای روسیه، اندونزی، آمریکا، امارات، اوکراین، کره جنوبی، چین، ژاپن و نیجریه نیز از دیگر واردکنندگان عمده شکر در جهان هستند.

بررسی واردات محصول شکر در دوره زمانی ۹۰-۱۳۶۰ نشان می‌دهد که بخش اعظمی از مقدار واردات این محصول از طریق کشورهای امارات، برزیل، انگلیس، سوئیس، تایلند و ترکیه انجام می‌شود. بیشترین مقدار رشد واردات کشور مربوط به سال‌های ۱۳۶۱ (افزایش ۶ برابری) و ۱۳۸۴ (افزایش ۳/۷ برابری) می‌باشد. همچنین بالاترین سطح کاهش واردات این محصول مربوط به سال‌های ۱۳۸۹ (کاهش۷۹ درصدی)،۱۳۸۲ (کاهش۶۵ درصدی)،۱۳۶۲ (کاهش۶۴ درصدی) و ۱۳۸۲ (کاهش ۴۸ درصدی) می‌باشد.(نگاه کنید به جدول۷۳-۳)

نتایج بررسی ایستایی متغیرهای تابع واردات شکر با استفاده از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF و آزمون فیلیپس-پرون PP استفاده در جدول۱۸-۳ نشان می‌دهد که متغیرهای قیمت نسبی، مقدار تولید، مقدار تعرفه واردات شکر و متغیر نوسانات نرخ ارز با یک بار تفاضل گیری ایستا شده و مابقی متغیرها نیز در سطح پایا می‌باشند.

جدول ۱۸-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات شکر

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	-۲/۵۷	-۲/۶۲	۰/۱۰۹	-۳/۲۵	-۲/۶۲	۰/۰۲۶	I (۰)
$\Delta(LnIM)$	-۳/۵۰	-۲/۹۸	۰/۰۱۶	–	–	–	
LnP	-۱/۹۴	-۲/۶۲	۰/۳۱	-۱/۹۸	-۲/۶۲	۰/۲۹۳	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۴	-۳/۶۷	۰/۰۰۴	-۳/۹۱	-۳/۶۷	۰/۰۰۵	
LnQ	-۲/۱۲	-۲/۶۲	۰/۲۳۶	-۲/۱۲	-۲/۶۲	۰/۲۳۵	I (۱)
ΔLnQ	-۸/۴۵	-۳/۶۹	۰/۰۰۰	-۶/۱۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnT	-۲/۲۱	-۲/۶۲	۰/۲۳۵	-۲/۱۵	-۲/۶۲	۰/۲۲۵	I (۱)
$\Delta(LnT)$	-۵/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۶/۸۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
$LnOil$	-۴/۵۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده (جدول ۱۹-۳) نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع واردات شکر، لازم است تا از دو وقفه برای متغیرها استفاده شود. با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات شکر در جدول۲۰-۳ ارائه شده است.

جدول ۱۹-۳: تعیین وقفه بهینه واردات شکر با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۸۸/۰۶	-۲۵/۹۳	-۱۰۳/۸۶	----	----
۲	۱۱/۶۰	-۶۶/۳۹	-۱۰۱/۳۴	CHSQ(36)= ۱۴۸/۷۶	۴۷/۸۱
۱	-۳۳/۷۹	-۷۵/۷۹	-۱۱۸/۳۴	CHSQ(72)= ۲۲۴/۵۲	۷۲/۱۶
۰	-۱۶۰/۷۱	-۱۶۶/۷۱	-۱۷۰/۷۱	CHSQ(108)= ۴۵۶/۷۵	۱۴۶/۸۱

ماخذ: نتایج تحقیق

همانطور که در جدول۲۰-۳ نشان داده شده همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار می باشند. $\bar{R}^2$=۰/۸ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که ۸۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد،

مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد تفسیر خواهد شد.

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات محصول شکر، به ترتیب مربوط به تعرفه (کشش ۰/۰۶۸) و درآمدهای نفتی (۱/۹۴) می‌باشد. بررسی نتایج این جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات محصول شکر دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات درکوتاه‌مدت ۰/۴۳۲ درصدکاهش می‌یابد. همچنین در مورد متغیر تولید، با افزایش یک درصدی در مقدار تولید این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه‌مدت ۱/۲۳ درصد کاهش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب نرخ تعرفه واردات شکر نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی مقدار تعرفه وارداتی این محصول، واردات آن در کوتاه‌مدت ۰/۰۶۸ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین در مورد متغیر نوسانات نرخ ارز، با افزایش یک درصدی در بی‌ثباتی و نا اطمینانی نرخ ارز، مقدار واردات ۰/۱۲۶ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۲۰-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات شکر

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	-۰/۴۶۵	۰/۰۸۳	-۵/۵۸	۰/۰۰۰
LnIM(-2)	۰/۶۹۷	۰/۱۰۳	۶/۷۶	۰/۰۰۰
LnP	-۰/۴۳۲	۰/۱۷۱	-۲/۵۱	۰/۰۲۳
LnQ	-۱/۲۳	۰/۳۸۵	-۳/۲	۰/۰۰۶
LnTAR	-۰/۰۶۸	۰/۰۷۲	-۰/۹۳	۰/۳۶۱
LnE	-۰/۱۲۶	۰/۱۱۸	-۱/۰۶	۰/۳۰۱
LnOIL	-۱/۹۴	۱/۱۴	-۱/۶۹	۰/۱۰۹
LnOIL(-1)	۱/۵۲	۱/۱	۱/۳۹	۰/۱۸۴
LnOIL(-2)	۱/۶۵	۰/۵۱۹	۳/۱۹	۰/۰۰۶
C	۲۲/۶۱	۱۹/۸۵	۱/۱۳	۰/۲۷۲
			SCB = -۲۱/۲۸	R^2 =۰/۸

ماخذ: نتایج تحقیق

در ادامه برای اطمینان از وجودرابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL ارائه شده، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، معنی‌داری رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۲۰-۳، مقدار آماره t برای محصول شکر به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{(۰/۶۹۷ - ۰/۴۶۵) - ۱}{(۰/۱۰۳ + ۰/۰۸۳)} = \frac{۰/۷۶۸}{۰/۱۸۶} = -۴/۱۲$$

با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره t محاسباتی ۴/۱۲- از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تابع واردات شکر را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول ۲۱-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

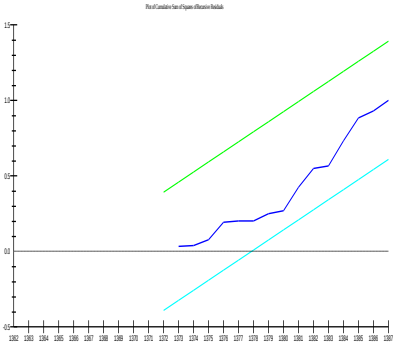
جدول ۲۱-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات شکر ایران

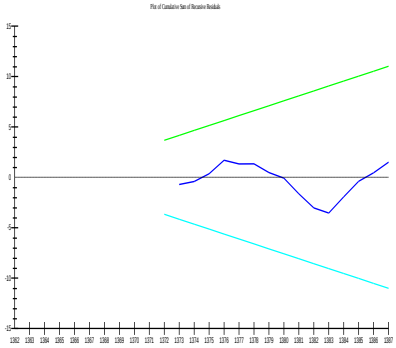
	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۰/۶۱۸	۰/۴۳۲	۰/۳۶۵	۰/۵۵۴
آزمون فرم تابعی	۰/۳۱۳	۰/۵۷۶	۰/۱۸۳	۰/۶۷۵
آزمون نرمالیته	۰/۹۲۹	۰/۶۲۸	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۸۷۱	۰/۳۵۱	۰/۸۳۲	۰/۳۷۱

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین برای اینکه از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی مطلع شد و یا اینکه آیا پارامترهای ما از ثبات برخوردارند، همانند محصول شکر، از روشی که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می شود. در این آزمون از آماره جمع انباشته *CUSUM* و آماره مربع جمع انباشته *CUSUMSQ* استفاده می‌شود.

چنانچه آماره مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گیرد، فرضیه صفر مبتنی بر عدم تغییر ساختاری رد نخواهد شد. نمودار ۹-۳ و ۱۰-۳ نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد شده است. بنابراین بر این اساس می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات شکر پایدار و با ثبات هستند.





نمودار ۹-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب

نمودار ۱۰-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول ۲۲-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت‌های نسبی، مقدار واردات شکر در بلندمدت ۰/۳۵ درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات شکر نسبت به متغیر قیمت نسبی را نشان می‌دهد. همچنین بررسی ضریب متغیر تولید داخلی که نشان دهنده‌ی کشش واردات نسبت به تولید است، حاکی از آن است که اگر سطح تولید داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات محصول شکر ۱ درصد کاهش خواهد داشت. در واقع بالا بودن کشش متغیر تولید نشان دهنده اهمیت تاثیر گذاری عملکرد تولید بر اصل خودکفایی و کاهش واردات شکر می‌باشد. همچنین یک درصد افزایش در مقدار درآمدهای نفتی کشور، در بلندمدت منجر به افزایش واردات شکر به میزان ۱/۰۱ درصد خواهد شد. بررسی کشش متغیر تعرفه وارداتی نشان می‌دهد که در صورت

افزایش یک درصد در مقدار تعرفه، مقدار واردات محصول شکر کشور در بلندمدت ۰/۰۵۵ درصد کاهش می‌یابد. همچنین با افزایش یک درصدی در نوسانات نرخ ارز مقدار واردات شکر در حدود ۰/۱۰۲ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۲۲-۳: رابطه بلندمدت تابع واردات شکر ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnP	-۰/۳۵۱	۰/۱۲۶	-۲/۷۸	۰/۰۱۳
LnQ	-۱/۰۰	۰/۲۸۷	-۳/۴۸	۰/۰۰۳
LnTar	-۰/۰۵۵	۰/۰۲۸	-۱/۹۳	۰/۰۹
LnE	-۰/۱۰۲	۰/۰۵۸	-۱/۷۳	۰/۱۰
LnOil	۱/۰۱	۰/۵۰۶	۱/۹۹	۰/۰۶۳
C	۱۸/۳۵	۱۵/۵۳	۱/۱۸	۰/۲۵۵

ماخذ: نتایج تحقیق

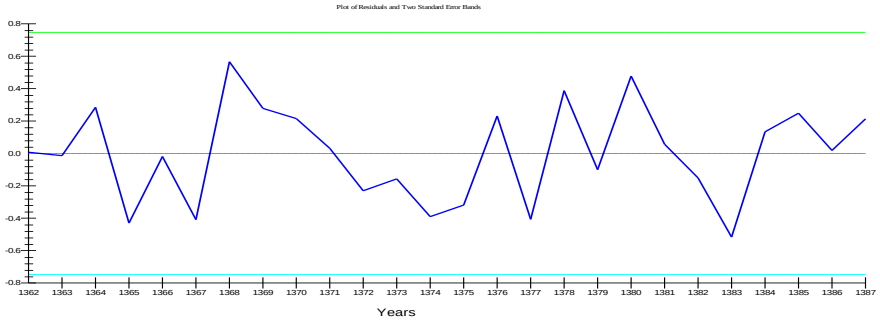
همچنین بررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات شکر که در جدول ۲۳-۳ ارائه شده است نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد، لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول ۲۳-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	-۰/۳۰۶	۰/۳۶۳	-۰/۸۴۴	۰/۴۰۹
OLS RES (-2)	-۰/۰۱۱	۰/۵۵۳	-۰/۰۲	۰/۹۸۴
OLS RES (-3)	-۰/۵۹۴	۰/۴۹۸	-۱/۱۹	۰/۲۴۷
OLS RES (-4)	-۰/۵۶۷	۰/۳۹	-۱/۴۵	۰/۱۶۲
OLS RES (-5)	-۰/۴۳۸	۰/۳۴۹	-۱/۲۵	۰/۲۲۴
OLS RES (-6)	-۰/۶۲۴	۰/۴۰۴	-۱/۵۴	۰/۱۳۸
			F =۱/۹۷	۰/۱۶۳

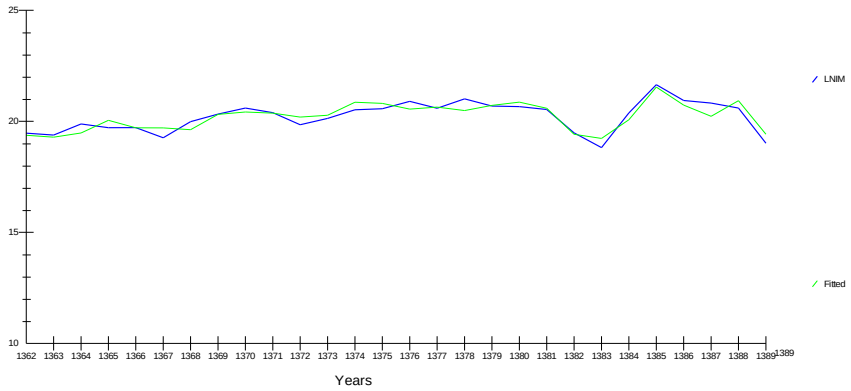
ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت نمودار ۱۱-۳ مورد بررسی قرار گرفت بر این اساس می توان دریافت که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۲۳-۳ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار۱۱-۳: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات شکر

بررسی نمودار۱۲-۳ که مقایسه مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات شکر کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات شکر با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات شکر را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ۱۲-۳: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات شکرکشور

برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی برآورد ضرایب الگوی بلندمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول متغیرهای دیگر الگو قرار داده، سپس با کمک روش برآورد حداقل مربعات، ضرایب الگو را برآورد نمود. در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلند مدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلند مدت برای متغیر واردات شکر مورد استفاده قرار گرفته است. همانطور که در جدول ۲۴-۳ نشان داده شده است، آماره R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده است و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و همچنین معنی داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۴۳ درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی حدود دو دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جدول ۲۴-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات شکر ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnIM (1)	۰/۶۹۷	۰/۱۰۳	۶/۷۶	۰/۰۰۰
dLnP	-۰/۴۳۲	۰/۱۷۱	-۲/۵۱	۰/۰۲۳
dLnQ	-۱/۲۳	۰/۳۸۵	-۳/۲	۰/۰۰۶
dLnTar	-۰/۰۶۸	۰/۰۷۲	-۰/۹۳	۰/۳۶۱
LnE	-۰/۱۲۶	۰/۱۱۸	-۱/۰۶	۰/۳۰۱
dLnOil	-۱/۹۴	۱/۱۴	-۱/۶۹	۰/۱۰۹
dLnOil (1)	۱/۵۲	۱/۱	۱/۳۹	۰/۱۸۴
dC	۲۲/۶۱	۱۹/۸۵	۱/۱۳	۰/۲۷۲
Ecm (-1)	-۰/۲۳	۰/۰۳۸	-۶/۰۵	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnIM + ۰/۳۵ \times LnP + ۱ \times LnQ + ۰/۰۵۵ \times LnTar - ۱/۰۱ \times LnOil + ۰/۱۰۲ \times LnE - ۱۸/۳۵ \times C$$

ماخذ: نتایج تحقیق

جو

جو از جمله کالاهای اساسی بخش کشاورزی است که با تأمین بخش مهمی از نهاده‌های مورد نیاز بخش دام و طیور، نقشی کلیدی در برآورده کردن نیاز غذایی کشور ایفا می‌کند. از آنجا که در بسیاری از مناطق کشور گندم و جو محصولات رقیب هستند، قیمت گندم نیز بر سطح زیر کشت و مقدار تولید آن مؤثر است. ایران همواره واردکنندهٔ این کالا بوده است. این محصول از نظر سطح زیر کشت رتبه دوم را در بین محصولات زراعی کشور دارد. بررسی واردات محصول جو در ایران نشان می‌دهد که بخش اعظمی از این محصول در طول ۸ سال گذشته از طریق کشورهای امارات، سوئیس، انگلیس، اتریش، آلمان، افغانستان و قزاقستان وارد کشور شده است. همچنین بالاترین درصد رشد واردات جو در دوره زمانی ۹۰-۱۳۶۰ مربوط به سال‌های ۱۳۸۳،۱۳۶۸ و۱۳۸۷ می‌باشد. بالاترین سطح کاهش واردات محصول جو نیز مربوط به سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۵می‌باشد که عمدتا ناشی از ذخیره سازی واردات زیاد سال های قبل است. (نگاه کنید به جدول۷۳-۳)

نتایج بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF و آزمون فیلیپس-پرون PP در جدول ۲۵- ۳ نشان می‌دهد که متغیرهای قیمت نسبی، مقدار تولید محصول جو و متغیر نوسانات نرخ ارز، با یک بار تفاضل گیری ایستا شده و مابقی متغیرها نیز در سطح پایا می‌باشند.

جدول ۲۵-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات جو

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	-4/95	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۴/42	-۴/۲۹	۰/001	I (۰)
LnP	-۱/۹۷	-۳/۶۷	۰/۲۹۷	-۲/۰۳	-۳/۶۷	۰/۲۷۱	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۵/۶۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۵/۶۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnQ	-۲/۲۹	-۳/۶۷	۰/۱۷۸	-۲/۱۴	-۳/۶۷	۰/۲۳	I (۱)
$\Delta(LnQ)$	-۶/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۶/۶۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnT	-۵/۰۳	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۴/۹۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	I (۰)
$LnOil$	-۴/۵۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده(جدول۲۶-۳) نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع واردات جو، بر مبنای آماره شوآرتز-بیزین لازم است تا از یک وقفه برای متغیرها استفاده شود.

جدول26-۳: تعیین وقفه بهینه واردات جو با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	77/29	-36/70	-112/64	----	----
۲	23/55	-54/44	-106/39	CHSQ(36)= 107/46	34/۵۴
۱	-9/35	-۶۶/۵۸	-۷۶/۵۸	CHSQ(72)= 172/69	55/۵۱
۰	-79/35	-85/35	-89/35	CHSQ(108)= 313/29	100/70

ماخذ: نتایج تحقیق

با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات جو در جدول ۲۷-۳ ارائه شده است. همانطور که مشاهده می شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار می باشند. $\bar{R}^2$=۰/83 بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی 83 درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی-داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می کند. با توجه به

اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد قابل تفسیر است.

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات محصول جو، به ترتیب مربوط به نوسانات نرخ ارز (کشش ۰/۲۲۴-) و درآمدهای نفتی (کشش ۲/۲۹۵) می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات محصول جو دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات جو در کوتاه مدت ۰/۷۱ درصد کاهش می‌یابد. همچنین در مورد متغیر تولید، با افزایش یک درصدی در مقدار تولید این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه مدت ۱/۰۶ درصد کاهش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب نرخ تعرفه واردات جو نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی مقدار تعرفه وارداتی این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه مدت ۰/۸۶۵ درصد کاهش خواهد داشت. در مورد متغیر نوسانات نرخ ارز نیز، با افزایش یک درصدی در بی‌ثباتی و نا اطمینانی نرخ ارز، مقدار واردات ۰/۲۲۴ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۲۷-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات جو

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/464	۰/115	4/034	۰/000
LnP	-۰/719	۰/149	-4/823	۰/00
LnP(-1)	-۰/281	۰/171	-1/645	۰/115
LnQ	-۱/063	۰/446	-۲/383	۰/027
LnTAR	-0/865	۰/644	-1/342	۰/195
LnE	-۰/224	۰/193	-۱/158	۰/260
LnOIL	2/295	0/999	2/297	۰/032
C	71/76	21/50	۲/81	۰/011
D_{82}	-1/384	۰/406	-3/410	۰/003
D_{60-67}	-۱/861	۰/743	-۲/505	۰/021
			SCB = -30/31	R^2 =۰/83

ماخذ: نتایج تحقیق

در ادامه برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL ارائه شده، معنی داری و وجود رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۲۷-۳، مقدار آماره t برای محصول جو به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{0/461-1}{(0/115)} = \frac{-0/516}{0/115} = -4/66$$

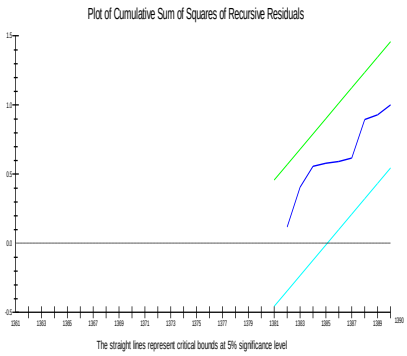
با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره محاسباتی 4/66- از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تابع واردات جو را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول ۲۸-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

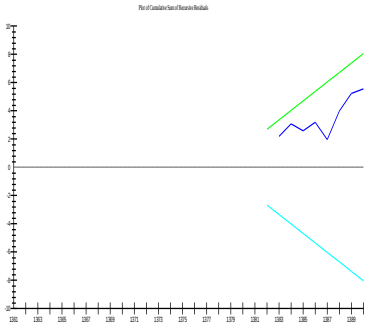
جدول ۲۸-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات جو ایران

	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۰/585	۰/444	۰/378	۰/546
آزمون فرم تابعی	۰/722	۰/395	۰/468	۰/502
آزمون نرمالیته	۰/775	۰/679	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	0/573	۰/449	0/544	۰/467

ماخذ: نتایج تحقیق

نمودار ۱۳-۳ و ۱۴-۳ نتایج حاصل از دو آزمون جمع انباشته CUSUM و آماره مربع جمع انباشته CUSUMSQ را نشان می‌دهند. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد شده است. بنابراین بر این اساس می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات جو پایدار و با ثبات هستند.





نمودار ۱۳-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب نمودار ۱٤-۳ : نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول ۲۹-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت‌های نسبی، مقدار واردات جو در بلندمدت ۰/819 درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب مطابق انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات جو نسبت به متغیر قیمت‌های نسبی را نشان می‌دهد. همچنین بررسی ضریب متغیر تولید داخلی که نشان‌دهنده‌ی کشش واردات نسبت به تولید است، حاکی از آن است که اگر سطح تولید داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات محصول جو ۱/98 درصد کاهش خواهد داشت. بررسی کشش متغیر تعرفه وارداتی نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصد در مقدار تعرفه، مقدار واردات محصول جو کشور در بلندمدت ۱/61 درصد کاهش خواهد داشت. همچنین متغیر نوسانات نرخ ارز در تابع واردات جو دارای اثر معناداری نمی‌باشد، اما ضریب تاثیر آن طبق انتظار، منفی می‌باشد.

جدول ۲۹-۳: رابطه بلندمدت تابع واردات جو ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnP	-۰/819	۰/308	-۲/65	۰/015
LnQ	-۱/98	۰/997	-1/99	۰/060
LnT	-۱/61	1/24	-1/29	۰/210
LnE	-۰/419	۰/336	-۱/24	۰/227
LnOil	4/29	2/26	۱/89	۰/072
C	134/13	60/07	۲/23	۰/037
D_{82}	-2/58	1/11	-2/32	۰/031
$D_{60\text{-}67}$	-3/47	1/54	-۲/24	۰/036

ماخذ: نتایج تحقیق

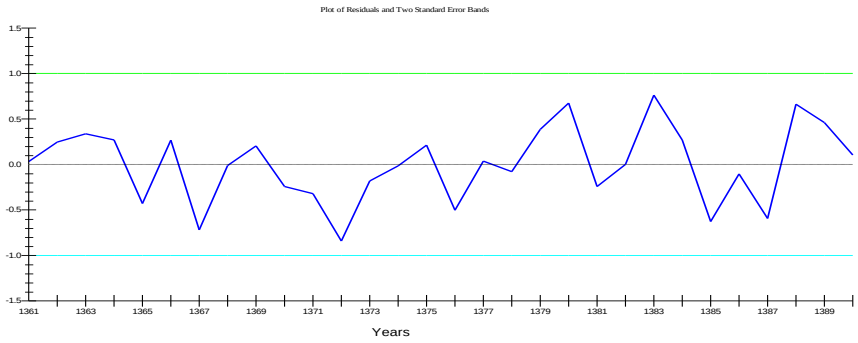
همچنین بررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات جو که در جدول ۳۰-۳ ارائه شده است نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد، لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول ۳۰-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	-۰/182	۰/551	-۰/331	۰/744
OLS RES (-2)	۰/631	۰/392	1/611	۰/121
OLS RES (-3)	۰/042	۰/390	۰/108	۰/915
OLS RES (-4)	-۰/296	۰/550	-۰/537	۰/596
OLS RES (-5)	-0/046	۰/348	-0/132	۰/896
OLS RES (-6)	۰/197	۰/393	۰/502	۰/620
			F =۰/783	۰/626

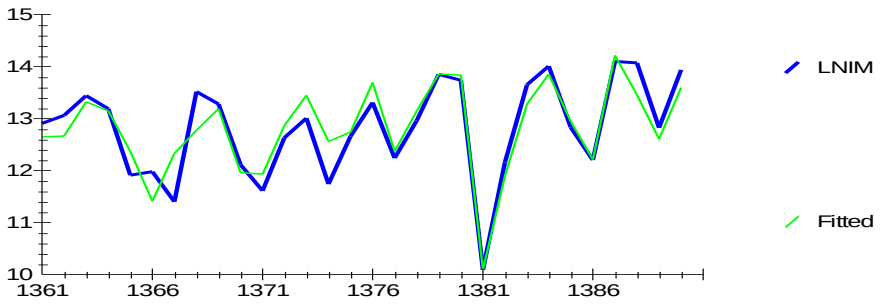
ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت شکل ۱۵-۳ مورد بررسی قرار گرفت. براین اساس می توان یافت که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۳۰-۳ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۳-۱۵: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات جو

با بررسی نمودار ۳-۱۶ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات جو را نشان می‌دهد، می توان دریافت که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات جو با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات جو را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ۳-۱۶: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات جو کشور

برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی برآورد ضرایب الگوی بلندمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول متغیرهای دیگر الگو قرار داده،

سپس با کمک روش برآورد حداقل مربعات، ضرایب الگو را برآورد نمود. در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلند مدت برای متغیر واردات جو مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول۳۱-۳ ارائه گردیده است. مقادیرآماره های R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده است و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و همچنین معنی‌داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا 53 درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی حدود یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جدول ۳۱-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات جو ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnP	-۰/۷۱۹	۰/۱۴۹	-۴/۸۲۳	۰/۰۰۰
dLnQ	-۱/۰۶۳	۰/۴۴۶	-۲/۳۸۳	۰/۰۲۷
dLnTar	-۰/۸۶۵	۰/۶۴۴	-۱/۳۴۲	۰/۱۹۵
dLnE	-۰/۲۲۴	۰/۱۹۳	-۱/۱۵۸	۰/۲۶۰
dLnOIL	۲/۲۹۵	۰/۹۹۹	۲/۲۹۷	۰/۰۳۲
dC	۷۱/۷۶	۲۱/۵۰	۲/۸۱	۰/۰۱۱
dD_{82}	-۱/۳۸۴	۰/۴۰۶	-۳/۴۱۰	۰/۰۰۳
dD_{60-67}	-۱/۸۶۱	۰/۷۴۳	-۲/۵۰۵	۰/۰۲۱
Ecm (-1)	-۰/۵۳	۰/۱۴۵	-۳/۶۶	۰/۰۰۱

$$ECM = LnIM + ۰/۸۱۹ \times LnP + ۱/۹۸ \times LnQ + ۱/۶۱ \times LnT - ۴/۲۹ \times LnOil + ۰/۴۱۹ \times LnE - ۱۳۴/۱۳ \times C + ۲/۵۸ \times D_۱ + ۳/۴۷ \times D_۲$$

ماخذ: نتایج تحقیق

دانه های روغنی

دانه‌های روغنی از محصولات با ارزش بخش‌کشاورزی به شمار می‌روند که به عنوان ماده اولیه صنایع روغن‌کشی و تأمین‌کننده نیازهای چربی، پروتئین و ویتامین در حیات موجودات زنده نقش اساسی را ایفا می‌کنند. دانه‌های روغنی به

عنوان گیاهان صنعتی، به دلیل کاربردهای فراوان در تغذیه انسان و کنجاله آن در تغذیه دام و طیور و مصارف متعدد صنعتی، از جایگاه ویژه‌ای در بین محصولات کشاورزی برخوردارند. برای تولید روغن نباتی در ایران در ابتدا تنها از پنبه دانه و سپس از دو منبع سویا و آفتابگردان و طی سال‌های اواخر دهه ۱۳۷۰ از سایر محصولات مانند گلرنگ و کلزا استفاده شده است. سایر منابع مانند کنجد به طور محدودی در صنایع روغن‌کشی مورد استفاده قرار می‌گیرد. با اجرای سیاست خودکفایی در تولید دانه‌های روغنی، کشت دانه روغنی که عمده‌ترین آن دانه روغنی کلزا است، گسترش پیدا کرده و به قیمت تضمینی از کشاورزان خریداری می‌شود. با وجود این، بخش عمده ای از نیاز کشور به دانه روغنی به صورت دانه یا روغن‌خام از طریق واردات تأمین و در کارخانه‌های روغن‌کشی و فرآوری روغن تبدیل به روغن خوراکی می‌شود. از آنجا که قیمت تمام شده دانه داخلی در مقایسه با قیمت دانه وارداتی بالاتر است، به‌منظور خرید دانه داخلی توسط کارخانه‌های روغن‌کشی دو سیاست وجود دارد. یک سیاست می‌تواند پرداخت ضرر و زیان خرید تضمینی دانه روغنی باشد که این سیاست برای دولت بار مالی به همراه دارد. سیاست دیگر معافیت از سود بازرگانی دانه روغنی وارداتی (و به طور خاص دانه سویا) است، به‌گونه‌ای که زیان خریداران داخلی پوشش داده شود و کمبود دانه‌روغنی نیز تأمین شود. دانه های روغنی پس از غلات، دومین ذخایر غذایی جهان را تشکیل می دهند. این محصولات علاوه بر دارا بودن ذخایر غنی اسید چرب، حاوی پروتئین نیز می باشند. با توجه به این موضوع که دانه سویا، سهم بسیار زیادی از واردات دانه‌های روغنی کشور را تشکیل می‌دهد، لذا در مطالعه حاضر از این محصول به عنوان دانه‌های روغنی یاد می‌شود. بررسی واردات این محصول نشان می‌دهد که بیشترین مقدار رشد واردات مربوط به سال‌های ۱۳۶۸ (افزایش ۳/۱ برابری)، ۱۳۸۹ (افزایش ۱/۶ برابری) و ۱۳۷۸ (افزایش ۱/۱ برابری) می‌باشد. همچنین بیشترین درصد کاهش در واردات این محصول مربوط به سال‌های ۱۳۸۸(کاهش ۵۹ درصدی) و۱۳۶۷ (کاهش ۵۸ درصدی) می‌باشد. (نگاه کنید به جدول۷۳-۳)

نتایج حاصل از این دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافتهADF و فیلیس- پرونPP نشان می‌دهند که تمامی متغیرها با یکبار تفاضل گیری پایا می‌شوند.

جدول ۳۲-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات دانه های روغنی

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	-۱/۱۲۷	-۳/۶۷	۰/۶۹۱	-۱/۳۱۴	-۳/۶۷	۰/۶۰۹	I (۱)
$\Delta(LnIM)$	-۴/۲۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	-۴/۱۵۱	-۳/۶۷	۰/۰۰۳	
LnP	-۰/۰۸۷	-۳/۶۷	۰/۹۴۲	-۰/۱۱	-۳/۶۷	۰/۹۳۹	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۵/۱۱۸	-۳/۶۷	۰/۰۰۰۳	-۵/۱۱۴	-۳/۶۷	۰/۰۰۰۳	
LnQ	-۱/۱۵	-۳/۶۷	۰/۶۷۹	-۲/۲۹	-۳/۶۷	۰/۱۸۱	I (۱)
ΔLnQ	-۶/۳۳	-۳/۶۸	۰/۰۰۰	-۷/۵۲۲	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnT	-۱/۴۵	-۳/۶۷	۰/۵۴۱	-۱/۳۸۵	-۳/۶۷	۰/۵۷۶	I (۱)
$\Delta(LnT)$	-۶/۳۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۶/۲۹۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

ابتدا وقفه بهینه جهت برآورد مدل با استفاده از آماره‌های آکائیک AIC، شوآرتز- بیزین SCB و یا حنان کویین HQ تعیین شده و سپس وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت با استفاده از ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته (واردات دانه‌های روغنی) بررسی می‌شود. بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع واردات دانه‌های روغنی و برمبنای آماره شوآرتز-بیزین، لازم است تا از یک وقفه برای متغیرها استفاده شود.

جدول ۳۳-۳:تعیین وقفه بهینه واردات دانه های روغنی با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۸۶/۹۶	-۱۰۴/۴۰	-۱۳۲/۳۸	----	----
۲	-۷/۱۲	-۸۵/۱۲	-۱۳۷/۰۷	CHSQ(36)= ۱۸۶/۱۶	۵۹/۸۳
۱	-۶۲/۴۰	-۲۸/۰۳	-۱۰۳/۹۷	CHSQ(72)= ۲۹۶/۷۳	۹۵/۳۷
۰	-۱۷۰/۰۵	-۱۷۶/۰۵	-۱۸۰/۰۴	CHSQ(108)= ۵۱۲/۰۲	۱۶۴/۵۷

ماخذ: نتایج تحقیق

با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات دانه‌های روغنی در جدول ۳۳-۳ ارائه شده است. همانطور که در این جدول مشاهده می‌شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار می باشند. $\overline{R}^2$=۰/۸۵ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که ۸۵ درصد از تغییرات

متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد تفسیر خواهد شد.

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات دانه‌های روغنی، به ترتیب مربوط به متغیر نااطمینانی نرخ ارز (مقدار کشش ۰/۰۳۱-) و درآمدهای نفتی (مقدار کشش ۲/۱۴) می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات دانه‌های روغنی دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات این محصول در کوتاه مدت ۰/۵۵۶ درصد کاهش می-یابد، و مقدار ضریب وقفه اول قیمت نیز منفی می‌باشد. همچنین در مورد متغیر تولید، با افزایش یک درصدی در مقدار تولید این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه‌مدت و با یک وقفه ۰/۳۸۷ درصد کاهش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب نرخ تعرفه واردات دانه‌های روغنی نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی مقدار تعرفه وارداتی این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه مدت و در شرایط فعلی ۰/۶۶۷ درصد کاهش می‌یابد. همچنین در مورد متغیر نوسانات نرخ ارز، با افزایش یک درصدی در بی‌ثباتی و نا اطمینانی نرخ ارز، مقدار واردات ۰/۰۳۱- درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۳۴-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات دانه‌های روغنی

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/۵۲۳	۰/۱۲۳	۴/۲۳	۰/۰۰۰
LnP	-۰/۵۵۶	۰/۲۶۷	-۲/۰۸	۰/۰۵
LnP (-1)	-۰/۲۶۹	۰/۰۸۲	-۳/۲۶	۰/۰۰۰
LnQ	-۰/۳۸۷	۰/۱۵۶	-۲/۴۷	۰/۰۱
LnTAR۰	-۰/۶۶۷	۰/۳۴۸	-۱/۹۱	۰/۰۷۲
LnE	-۰/۰۳۱	۰/۰۱	-۲/۸۳	۰/۰۰۵
LnOil	۲/۱۴۰	۱/۲۵	۱/۷۰	۰/۱۰
C	-۴۴/۱۱	۶۰/۹۷	-۰/۷۲۳	۰/۴۷۹
$D_{۷۲-۷۵}$	-۴/۵۰	۰/۹۸۳	-۴/۵۸	۰/۰۰۰
			SCB = -۵۳/۶۹	R^2 =۰/۹۱۷

ماخذ: نتایج تحقیق

برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL ارائه شده، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، معنی‌داری رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس نتایج ارائه شده در جدول 34-۳، مقدار آماره t برای دانه‌های روغنی به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{۰/۵۲۳ - ۱}{(۰/۱۲۳)} = \frac{-۰/۴۷۷}{۰/۱۲۳} = -۳/۸۷$$

با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره t محاسباتی ۳/۸۷- از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تابع واردات دانه‌های روغنی را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول ۳۵-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

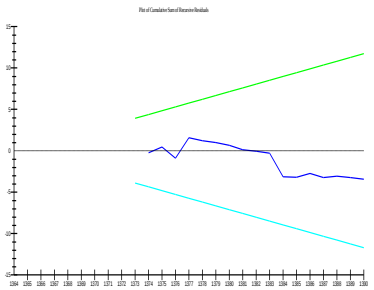
جدول۳۵-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات دانه‌های روغنی ایران

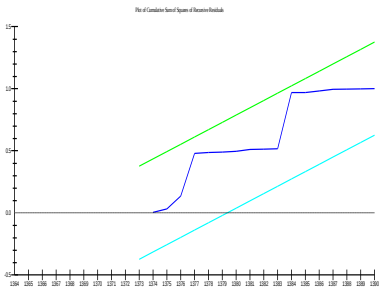
	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۰/۵۴۶	۰/۴۶	۰/۲۰۳	۰/۶۷۱
آزمون فرم تابعی	۰/۴۵۲	۰/۵۰۱	۰/۱۶۷	۰/۷
آزمون نرمالیته	۳/۶۵۶	۰/۱۶۱	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۰۱۱	۰/۹۱۴	۰/۰۱	۰/۹۲۲

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین برای اینکه از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی مطلع شد و یا اینکه آیا پارامترهای ما از ثبات برخوردارند، از روشی که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می شود. در این آزمون از آماره جمع انباشته *CUSUM* و آماره مربع جمع انباشته *CUSUMSQ* استفاده می‌شود. نمودار ۱۷-۳ و ۱۸-۳ نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی

که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد شده است. لذا می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات دانه‌های روغنی پایدار و با ثبات هستند.





نمودار ۱۷-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب **نمودار ۱۸-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب**

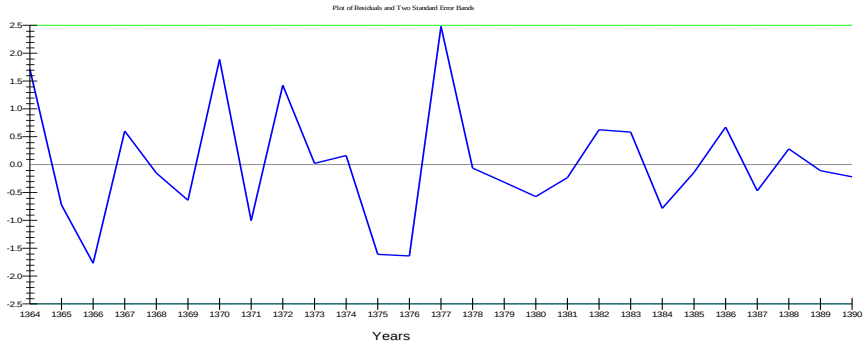
بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول۳-36 ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت نسبی، مقدار واردات دانه‌های روغنی در بلندمدت ۰/۶۰۱ درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب مطابق انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات دانه‌های روغنی نسبت به متغیر قیمت نسبی را نشان می‌دهد. همچنین بررسی ضریب متغیر تولید داخلی که بیانگر کشش واردات نسبت به تولید است، حاکی از آن است که اگر سطح تولید داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات محصول دانه‌های روغنی ۰/۸۱۱ درصد کاهش خواهد داشت. بررسی کشش متغیر تعرفه وارداتی نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصد در مقدار تعرفه، مقدار واردات دانه‌های روغنی کشور در بلندمدت ۱/۳۹ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین نوسانات نرخ ارز تاثیر چندانی بر سطح واردات این محصول نداشته و با افزایش یک درصدی در نوسانات نرخ ارز، مقدار واردات دانه-های روغنی در حدود ۰/۰۶۵ درصد کاهش می‌یابد که پایین بودن مقدار این ضریب بیانگر اهمیت واردات دانه‌های روغنی و عدم واکنش بالای آن نسبت به تغییرات نرخ ارز می‌باشد. در نهایت ضریب متغیر مجازی سال ۷۵-۱۳۷۲ (سال‌های پس از اجرای اولین سیاست یکسان سازی نرخ ارز) منفی و معنادار شده و بیانگر این موضوع است که این سیاست اثر کاهشی بر واردات محصول دانه‌های روغنی داشته است.

جدول ۳-۳۶: رابطه بلندمدت تابع واردات دانه‌های روغنی ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnP	-۰/۶۰۱	۰/۲۴۳	-۲/۴۷	۰/۰۱
LnQ	-۰/۸۱۱	۰/۴۲۴	-۱/۹۱	۰/۰۷
LnT	-۱/۳۹	۰/۶۸۴	-۲/۰۳	۰/۰۵
LnE	-۰/۰۶۵	۰/۰۲۰	-۳/۱۲	۰/۰۰۵
$LnOil$	۴/۴۸	۱/۰۶۴	۴/۲۱	۰/۰۰۰
C	-۹۲/۵۱	۱۲۶/۷	-۰/۷۳	۰/۴۷۳
$D_{۷۲-۷۵}$	-۹/۴۵	۲/۹۸	-۳/۱۷	۰/۰۰۵

ماخذ: نتایج تحقیق

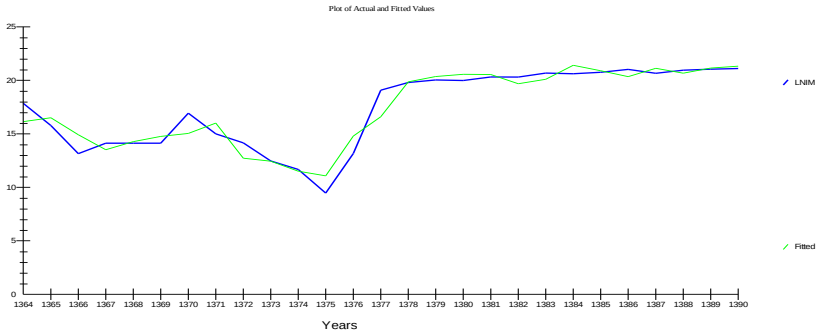
همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت شکل ۳-۱۹ ارائه می‌شود. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۳-۳۶ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۳-۱۹: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات دانه‌های روغنی

بررسی نمودار ۳-۲۰ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات دانه‌های روغنی کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات این محصول با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این

موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات دانه‌های روغنی را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ۲۰-۳: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات دانه‌های روغنی

برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی برآورد ضرایب الگوی بلندمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول متغیرهای دیگر الگو قرار داده، سپس با کمک روش برآورد حداقل مربعات، ضرایب الگو را برآورد نمود. در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلند مدت برای متغیر واردات دانه-های روغنی مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول۳۸-۳ ارائه گردیده است. براساس نتایج جدول، آماره R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده است و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و همچنین معنی داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۴۷ درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی حدود دو دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

با توجه به اینکه در الگوی تصحیح خطا ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرها مربوط به اثرات کوتاه مدت و ضرایب بلند مدت نیز در جزء تصحیح خطا وجود دارد، بررسی متغیر قیمت نسبی نشان می‌دهد که مقدار اثر گذاری این متغیر بر واردات دانه‌های روغنی، در بلندمدت بیشتر از دوره کوتاه‌مدت می‌باشد و افزایش یک درصدی در مقدار آن، سطح واردات این محصول را بیشتر کاهش می‌دهد. همچنین میزان اثرگذاری متغیر مقدار تولید دانه‌های روغنی در بلند مدت (کشش ۰/۸۱۱-) بر مقدار واردات این محصول بسیار کمتر از دوره کوتاه‌مدت (کشش ۰/۳۸۷-) می‌باشد. بررسی اثرگذاری متغیر تعرفه در تابع واردات دانه‌های روغنی نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در مقدار تعرفه وارداتی، مقدار واردات این محصول در بلندمدت بیش از دوره کوتاه‌مدت کاهش خواهد یافت. در نهایت بررسی کشش متغیر نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد که تاثیر این متغیر بر واردات دانه‌های روغنی، در دوره بلندمدت بیش از دوره کوتاه مدت بوده و آن را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

جدول ۳۸-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات دانه‌های روغنی ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnP	-۰/۵۵۶	۰/۲۶۷	-۲/۰۸	۰/۰۵
dLnQ	-۰/۳۸۷	۰/۱۵۶	-۲/۴۷	۰/۰۱
dLnTar	-۰/۶۶۷	۰/۳۴۸	-۱/۹۱	۰/۰۷۲
dEX	-۰/۰۳۱	۰/۰۱	-۲/۸۳	۰/۰۰۵
dLnOil	۲/۱۴۰	۱/۲۵	۱/۷۰	۰/۱۰
dC	-۴۴/۱۱	۶۰/۹۷	-۰/۷۲	۰/۴۷۹
dD	-۴/۵۰	۰/۹۸۳	-۴/۵۸	۰/۰۰۰
Ecm (-1)	-۰/۴۷۶	۰/۱۲۳	-۳/۸۶	۰/۰۰۱

$$ECM = LnIM + ۰/۶۰۱ \times LnP + ۰/۸۱۱ \times LnQ + ۱/۳۹ \times LnT + ۰/۰۶۵ \times LnE - ۴/۴۸ \times LnOil + ۹۲/۵۱ \times C + ۹/۴۵ \times D$$

ماخذ: نتایج تحقیق

برنج

برنج از خانواده گندمیان بوده و از غلات اساسی مورد مصرف انسان می‌باشد. این گیاه سرشار از مواد قندی و نشاسته‌ای بوده، اما پروتئین و چربی آن کم است. زراعت برنج در دنیا قدمتی ۴۰۰۰ ساله دارد. بیشترین تولید این محصول در قاره آسیا و به ویژه در مناطق مرطوب و گرمسیری جنوب شرقی آن صورت می‌گیرد. کشورهای چین، هند، اندونزی و تایلند از

مهمترین تولیدکنندگان برنج به شمار می‌آیند. در ایران دو استان گیلان و مازندران از تولیدکنندگان اصلی برنج بوده، به طوری که این دو استان از سال زراعی ۱۳۸۱ تاکنون بیش از ۸۰ درصد برنج کشور را تولید می‌کنند. بررسی مقدار واردات محصول برنج کشور نشان می‌دهد که در سال‌های ۹۰-۱۳۶۰، واردات این محصول همواره دارای نوسانات بسیاری می-باشد. بیشترین مقدار واردات برنج کشور در ۶ سال گذشته از طریق کشورهای امارات، پاکستان، هند، تایلند، بحرین، اتریش، آرژانتین و ویتنام انجام شده است. همچنین بالاترین مقدار رشد واردات برنج مربوط به سال‌های ۱۳۶۸ (با ۳۲۰ درصد رشد) و ۱۳۷۴ (با ۲۷۱ درصد رشد) نسبت به سال ماقبل آنها می‌باشد. بررسی سال‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد که بالاترین مقدار کاهش واردات این محصول نیز مربوط به سال‌های ۱۳۶۷(با کاهش ۶۷ درصدی) و۱۳۷۳ (با کاهش ۵۷ درصدی) می‌باشد که عمدتا ناشی از ذخیره سازی واردات زیاد سال های قبل است. (نگاه کنید به جدول۷۳-۳)

نتایج بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF و آزمون فیلیپس-پرون PP در جدول ۳۸-۳ نشان می‌دهند که متغیرهای قیمت نسی، مقدار تعرفه برنج و نوسانات نرخ ارز، با یکبار تفاضل گیری ایستا شده و مابقی متغیرها نیز در سطح پایا می‌باشند.

جدول ۳۸-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات برنج

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	-۶/۸۴	-۴/۳	۰/۰۰۰	-۱۳/۳۰	-۴/۲۹	۰/۰۰۰	I (۰)
LnP	-۲/۱۲	-۳/۶۷	۰/۲۳۵	-۲/۳۳	-۳/۶۷	۰/۱۶۷	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۴/۹۹	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۵/۰۲	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnQ	-۳/۳۷	-۳/۶۷	۰/۰۲	-۳/۴۵	-۳//۶۷	۰/۰۱۶	I (۰)
LnT	-۰/۶۳	-۳/۶۸	۰/۸۴۷	-۳/۶۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۹	I (۱)
$\Delta(LnT)$	-۹/۴۴	-۳/۶۸	۰/۰۰۰	-	-	-	
$LnOil$	-۴/۵۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده (جدول ۳۹-۳) نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع واردات برنج و براساس آماره شوآرتز، لازم است تا از یک وقفه برای متغیرها استفاده نمود.

جدول ۳۹-۳: تعیین وقفه بهینه واردات برنج با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۱۳۱/۵۲	۱۷/۵۲	-۶۰/۴۱	----	----
۲	۵۸/۰۸	-۱۹/۹۱	-۷۱/۸۶	CHSQ(۳۶)= ۱۴۶/۸۶	۴۷/۲
۱	۱۱/۸۳	-۳۰/۱۶	-۵۸/۱۴	CHSQ(۷۲)= ۲۳۹/۳۸	۷۶/۹۴
۰	-۹۰/۰۲	-۹۰/۰۲	-۱۰۲/۰۱	CHSQ(۱۰۸)= ۴۴۷/۰۸	۱۴۳/۷

ماخذ: نتایج تحقیق

با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات برنج در جدول ۴۰-۳ ارائه شده است. همانطور که در جدول ۴۰-۳ مشاهده می‌شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار می باشند. $\bar{R}^2$=۰/۸۹ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی (۸۰ درصد) از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد تفسیر خواهد شد.

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات محصول برنج، به ترتیب مربوط به متغیر تعرفه وارداتی (کشش ۰/۰۰۶-) و درآمدهای نفتی (۰/۵۴) می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات محصول برنج دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت نسبی با یک وقفه، یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات برنج در کوتاه مدت ۰/۴۰۴ درصد کاهش می‌یابد.

بررسی کشش درآمدهای نفتی کشور نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در سطح این درآمدها، مقدار واردات محصول برنج ۰/۵۴ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین در مورد متغیر نوسانات نرخ ارز، با افزایش یک درصدی در بی-ثباتی و نا اطمینانی نرخ ارز، مقدار واردات ۰/۰۸۶ درصد کاهش می‌یابد. بررسی متغیرهای مجازی مدل برآورد شده برای

تابع واردات برنج نشان می‌دهد که شکست ایجاد شده در ساختار بازار برنج در سال ۱۳۶۷ و ۱۳۷۳ دارای اثر منفی بر واردات این محصول بوده است.

جدول ٤٠-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات برنج

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/۳۶۳	۰/۱۲۴	۲/۹۲	۰/۰۱
LnQ	−۰/۴۲	۰/۳۵۹	−۱/۱۷	۰/۲۵۸
LnP	۰/۱۸	۰/۱۷۳	۱/۰۳	۰/۳۱۵
LnP (-1)	−۰/۴۰۴	۰/۱۷۷	−۲/۲۷	۰/۰۳۷
LnE	−۰/۰۸۶	۰/۰۳۸	−۲/۲۶	۰/۰۳۸
LnTAR	−۰/۰۰۶	۰/۰۴۲	−۰/۱۴۳	۰/۸۸
LnOIL	۰/۵۴	۰/۳۲	۱/۶۸	۱۰
C	۱۸/۶۸	۶/۸۸	۲/۷۱	۰/۰۱۵
D_{136}	−۱/۲۹	۰/۲۳	−۵/۴۳	۰/۰۰۰
D_{137}	−۰/۸۵	۰/۱۹۵	−۴/۳۴	۰/۰۰۱
			SCB = −۲/۴۹	R^2 =۰/۸۹

ماخذ: نتایج تحقیق

مانند سایر محصولات بررسی شده، برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر ، معنی‌داری رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۴۰-۳، مقدار آماره t برای محصول برنج به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{۰/۳۶۳ - ۱}{(۰/۱۲۴)} = \frac{-۰/۶۳۷}{۰/۱۲۴} = -۵/۱۳$$

با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره t محاسباتی ۵/۱۳- از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تابع واردات برنج را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول ۴۱-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که

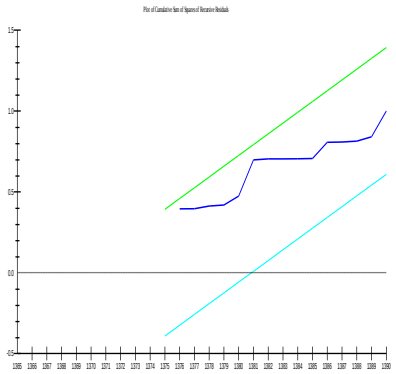
هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

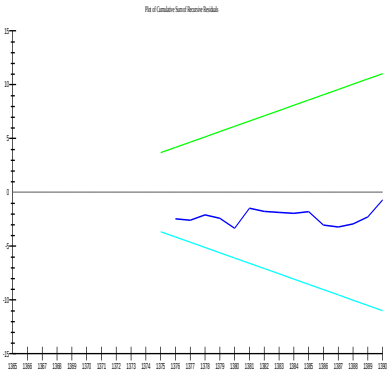
جدول ٤١-٣: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات برنج ایران

	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۱/۹۹	۰/۱۵۸	۱/۴۶۶	۰/۲۴۶
آزمون فرم تابعی	۰/۴۹۴	۰/۴۸۲	۰/۲۹	۰/۵۹۸
آزمون نرمالیته	۰/۴۸۷	۰/۷۸۴	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۰۱۵	۰/۹۰۱	۰/۰۱۴	۰/۹۰۶

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین برای اینکه از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی مطلع شد و یا اینکه آیا پارامترهای ما از ثبات برخوردارند، همانند محصولات قبل، از روشی که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می‌شود. در این آزمون از آماره جمع انباشته *CUSUM* و آماره مربع جمع انباشته *CUSUMSQ* استفاده می‌گردد. چنانچه آماره مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گیرد، فرضیه صفر مبتنی بر عدم تغییر ساختاری رد نخواهد شد. نمودار ۲۱-۳ و ۲۲-۳ نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد شده است. بنابراین بر این اساس می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات برنج پایدار و با ثبات هستند.





نمودار ۲۱-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب **نمودار ۲۲-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب**

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول ۴۲-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت نسبی، مقدار واردات برنج در بلندمدت ۰/۱۶۴ درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات برنج نسبت به متغیر قیمت نسبی را نشان می‌دهد. همچنین بررسی ضریب متغیر تولید داخلی که نشان دهنده‌ی کشش واردات نسبت به تولید است، حاکی از آن است که اگر سطح تولید داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات محصول برنج ۰/۳۰۹ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین بررسی متغیر نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در مقدار این متغیر، واردات دانه‌های روغنی در حدود ۰/۰۶۳ درصد کاهش می‌یابد که پایین بودن مقدار این ضریب نشان دهنده‌ی اهمیت واردات برنج و عدم واکنش بالای آن نسبت به تغییرات نرخ ارز می‌باشد. در نهایت ضریب متغیر مجازی سال ۱۳۶۷ (سال پایان جنگ تحمیلی) منفی و معنادار شده و نشان دهنده‌ی این موضوع است که پایان جنگ، اثر معکوس بر واردات برنج داشته و مقدار آن را کاهش داده است. همچنین ضریب متغیر مجازی سال ۱۳۷۳ (اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز) اثر منفی بر واردات محصول برنج داشته و مقدار آن را کاهش داده است.

جدول ۴۲-۳: رابطه بلندمدت تابع واردات برنج ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnQ	-۰/۳۰۹	۰/۱۶۵	-۱/۸۷	۰/۰۹
LnP	-۰/۱۶۴	۰/۰۳۷	-۴/۴۱	۰/۰۰۰
LnE	-۰/۰۶۳	۰/۰۲۷	-۲/۲۷	۰/۰۳۷
LnTar	-۰/۰۰۴	۰/۰۳۱	-۰/۱۴۳	۰/۸۸
LnOil	۰/۳۹۶	۰/۲۳۱	۱/۷۱	۰/۱۰
C	۱۳/۷	۵/۰۰	۲/۷۳	۰/۰۱۵
D_{136}	-۰/۹۴	۰/۲۰۴	-۴/۶۳	۰/۰۰۰
D_{137}	-۰/۶۲	۰/۱۶	-۳/۸۹	۰/۰۰۱

ماخذ: نتایج تحقیق

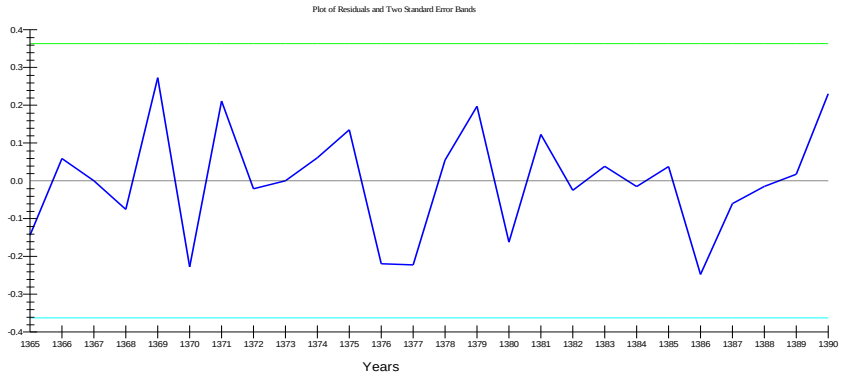
همچنین برررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات برنج که در جدول۴۳-۳ ارائه شده است، نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد و لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول۴۳-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	-۰/۶۴۳	۰/۴۶۷	-۱/۳۷	۰/۱۹۵
OLS RES (-2)	-۰/۴۶۶	۰/۴۵۶	-۱/۰۲	۰/۳۱۹
OLS RES (-3)	-۰/۵۲۳	۰/۴۶۰	-۱/۱۳	۰/۲۶۹
OLS RES (-4)	-۰/۵۴۱	۰/۴۳۶	-۱/۲۴	۰/۲۲۹
OLS RES (-5)	-۰/۴۹۳	۰/۶۹۶	-۰/۷۰	۰/۴۸۷
OLS RES (-6)	-۰/۲۶۷	۰/۶۹۰	-۰/۳۸	۰/۷۰۲
			F =۰/۶۲۵	۰/۶۲۵

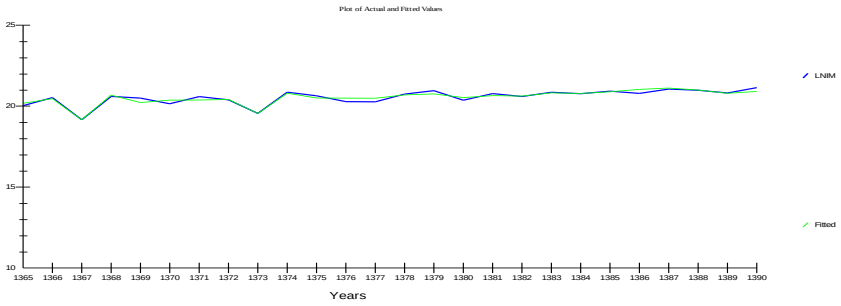
ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت نمودار ۲۳-۳ ارائه می‌شود. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۴۳-۳ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۲۳-۳: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات برنج

بررسی نمودار۲۴-۳ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات برنج کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات این محصول با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات برنج را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار۲٤-۳: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات برنج

در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلند مدت برای متغیر واردات برنج مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول ۴۴-۳ ارائه گردیده است. بر اساس نتایج جدول، آماره R^2 و F نشان‌دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده است و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و

همچنین معنی داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی دار بوده و نشان‌دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۳۶ درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی حدود سه دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جدول ٤٤-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات برنج ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnQ	-۰/۴۲	۰/۳۵۹	-۱/۱۷	۰/۲۵۸
dLnP	۰/۱۸	۰/۱۷۳	۱/۰۳	۰/۳۱۵
dLnE	-۰/۰۸۶	۰/۰۳۸	-۲/۲۶	۰/۰۳۸
dLnTar	-۰/۰۰۶	۰/۰۴۲	-۰/۱۴۳	۰/۸۸
dLnOil	۰/۵۴	۰/۳۲	۱/۶۸	۱۰
dC	۱۸/۶۸	۶/۸۸	۲/۷۱	۰/۰۱۵
dD_{136}	-۱/۲۹	۰/۲۳	-۵/۴۳	۰/۰۰۰
dD_{137}	-۰/۸۵	۰/۱۹۵	-۴/۳۴	۰/۰۰۱
Ecm (-1)	-۰/۳۶	۰/۰۳۲	-۱۰/۹۸	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnIM + ۰/۱۶۴ \times LnP + ۰/۳۰۹ \times LnQ + ۰/۰۰۴ \times LnTar - ۰/۳۹۶ \times LnOil + ۰/۰۶۳ \times LnE - ۱۳/۷ \times C + ۰/۹۴۷ \times D۶۷ + ۰/۶۲۴ \times D۷۳$$

ماخذ: نتایج تحقیق

گوشت قرمز

گوشت منبع اصلی و مهمترین منبع تامین پروتئین در غذای روزانه بشر می باشد. علاوه بر این بدن دام حدود یکصد عنصر شیمیایی دارد که حدود ۲۰ عنصر آن برای حیات انسان ضروری است. همچنین ضریب هضم انواع گوشت گاو و گوسفند حدود ۸۰ تا ۹۰ درصد است که در مقایسه با پروتئین های گیاهی مثل پروتئین ذرت یا گندم، مقدار کمتری از پروتئین حیوانی می تواند برای رشد و نمو بدن مورد استفاده قرار گیرد. از این رو حتما باید سعی شود که گوشت را در غذای روزانه گنجاند. ضروری بودن وجود انواع گوشت در سبد مصرفی و از طرف دیگر کاهش مخارج(درآمد) واقعی خانوار، که معلول افزایش شدید شاخص قیمت است، لزوم توجه خاص به این صنعت و توسعه آن را نمایان ساخته است

بررسی واردات گوشت قرمز کشور نشان می‌دهد که بخش اعظمی از واردات این محصول در طی ۸ سال گذشته از کشورهای برزیل، امارات، هلند و بلژیک انجام شده است. همچنین، کشور برزیل در طول ۴ سال گذشته بزرگترین تامین-کننده گوشت قرمز مورد نیاز مصرف‌کنندگان ایرانی بوده است. همچنین بالاترین مقدار رشد واردات این محصول مربوط به سال‌های ۳۷۲ (افزایش ۱۵ برابری)،۱۳۷۰ (افزایش ۴/۳ برابری) و۱۳۸۵ (افزایش ۲ برابری) می‌باشد. بیشترین درصد کاهش در مقدار واردات گوشت قرمز کشور نیز مربوط به سال‌های ۱۳۷۱ (کاهش ۹۶ درصدی) و ۱۳۶۹ (کاهش ۷۵ درصدی) می‌باشد. (نگاه کنید به جدول۷۳-۳)

نتایج بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF و آزمون فیلیپس- پرونPP متغیرهای قیمت نسبی و مقدار تعرفه گوشت قرمز، با یکبار تفاضل گیری ایستا شده و متغیرهای نااطمینانی نرخ ارز و مقدار واردات گوشت قرمز نیز در سطح پایا می‌باشند.

جدول ٤٥-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات گوشت قرمز

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	-۱/۶۶	-۳/۶۷	۰/۴۳۶	-۳/۵۸	-۲/۹۶	۰/۰۱۲	I (۰)
$\Delta(LnIM)$	-۱۱/۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	–	–	–	
LnP	-۱/۷۴	-۳/۶۷	۰/۳۹۸	-۲/۴۱	-۳/۶۷	۰/۱۴۶	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۴/۳۱	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	-۴/۳۳	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	
LnQ	-۱/۲۷	-۳/۶۷	۰/۶۲۷	-۱/۴۸	-۳/۶۷	۰/۵۲۵	I (۱)
$\Delta(LnQ)$	-۵/۱۸	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۵/۲۰	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnT	-۱/۵	-۳/۶۷	۰/۵۱۵	-۱/۵۴	-۳/۶۷	۰/۴۹۹	I (۱)
$\Delta(LnT)$	-۵/۳۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۵/۳۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
$LnOil$	-۴/۵۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

به همین منظور ابتدا وقفه بهینه جهت برآورد مدل با استفاده از آماره شوآرتز- بیزین SCB تعیین شده و سپس وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت با استفاده از ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته (واردات گوشت قرمز) بررسی می‌شود. بررسی

وقفه‌های مدل‌های برآورد شده (جدول ۴۶-۳) نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع واردات گوشت قرمز، لازم است تا از یک وقفه برای متغیرها استفاده شود.

جدول ٤٦-۳:تعیین وقفه بهینه واردات گوشت قرمز با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۱۳۸/۴۸	۲۴/۴۸	-۵۱/۴۴	----	----
۲	۷۳/۸۷	-۴/۱۲	-۵۶/۰۸	CHSQ(۳۶)= ۱۲۹/۲۲	۴۱/۵۳
۱	۴۳/۳۳	۱/۳۳	-۲۶/۶۴	CHSQ(۷۲)= ۱۹۰/۳۰	۶۱/۹۴
۰	-۹۴/۷۶	-۱۰۰/۷۹	-۱۰۴/۷۹	CHSQ(۱۰۸)= ۴۶۶/۵۶	۱۴۹/۹۶

ماخذ: نتایج تحقیق

با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات گوشت قرمز در جدول ۴۷-۳ ارائه شده است. همانطور که در جدول۴۷-۳ مشاهده می‌شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار می باشند. $\bar{R}^2$=۰/۸۱ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی (۸۱ درصد) از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می-کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد تفسیر خواهد شد.

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات گوشت قرمز، به ترتیب مربوط به متغیر تعرفه وارداتی (کشش ۰/۰۹۵-) و سطح تولید داخلی (کشش ۵/۷۹-) می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات گوشت قرمز دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات گوشت قرمز در کوتاه مدت ۰/۶ درصد کاهش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب نرخ تعرفه واردات گوشت قرمز نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی مقدار تعرفه وارداتی این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه مدت ۰/۰۹۵ درصد کاهش خواهد داشت. در مورد متغیر نوسانات نرخ ارز، با افزایش یک درصدی در بی‌ثباتی و نا اطمینانی نرخ ارز، مقدار واردات ۰/۱۹۵ درصد کاهش می‌یابد. همچنین کشش سطح تولید داخلی گوشت قرمز

بیشترین تاثیر را بر واردات این محصول داشته و در اثر افزایش یک درصدی در مقدار تولید، سطح واردات کوشت قرمز ۵/۷ درصد کاهش می‌یابد که نشان دهنده‌ی جایگاه تولید داخلی در کنترل واردات این محصول می‌باشد.

جدول ۴۷-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات گوشت قرمز

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/۱۶	۰/۰۶	۲/۶۶	۰/۰۳۱
LnP	-۰/۶	۰/۳۵۵	-۱/۶۹	۰/۱۰
LnP(-1)	۱/۳۳	۰/۵۴۹	۲/۴۳	۰/۰۳۳
LnE	-۰/۱۹۵	۰/۰۹۷	-۲/۰۱	۰/۰۵
LnQ	-۵/۷۹	۲/۵۴۴	-۲/۲۷	۰/۰۴
LnTAR	-۰/۰۹۵	۰/۰۵۱	-۱/۸۳	۰/۰۷
LnOil	۰/۸۲	۱/۴۸۶	۰/۵۵	۰/۵۹
C	-۳۹/۴۶	۴۷/۰۵	-۰/۸۳	۰/۴۲
			SCB = -۱۵/۴۴	R^2 =۰/۸۱

ماخذ: نتایج تحقیق

برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL و با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، معنی‌داری رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۴۷-۲، مقدار آماره t برای محصول برنج به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{۰/۱۶ - ۱}{(۰/۰۶)} = \frac{-۰/۸۴}{۰/۰۶} = -۱۴$$

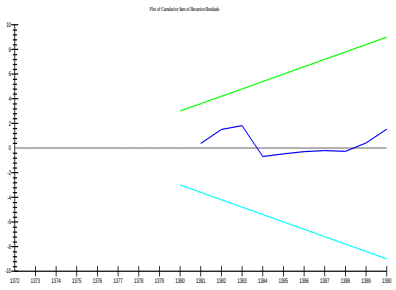
با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره محاسباتی ۱۴- از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تابع واردات گوشت قرمز را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول ۴۸-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

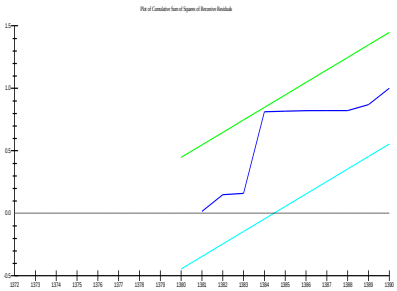
جدول ۴۸-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات گوشت قرمز ایران

	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۰/۰۶۹	۰/۷۹۱	۰/۰۳۶	۰/۸۵۱
آزمون فرم تابعی	۰/۰۹۶	۰/۷۵۶	۰/۰۵۱	۰/۸۲۶
آزمون نرمالیته	۰/۶۳۶	۰/۷۲۷	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۱/۹۴	۰/۱۶۳	۱/۹۴	۰/۱۸

ماخذ: نتایج تحقیق

نمودار ۲۵-۳ و ۲۶-۳ نتایج حاصل دو آزمون آماره جمع انباشته *CUSUM* و آماره مربع جمع انباشته *CUSUMSQ* را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد شده است. بنابراین بر این اساس می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات گوشت قرمز پایدار و با ثبات هستند.





نمودار ۲۵-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب **نمودار ۲۶-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب**

نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده که در جدول ۴۹-۳ ارائه شده نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت نسبی، مقدار واردات گوشت قرمز در بلندمدت ۰/۷۵۱ درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات گوشت قرمز نسبت به متغیر قیمت نسبی را نشان می‌دهد. بررسی کشش متغیر تولید نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصد در مقدار تولید،

مقدار واردات گوشت قرمز کشور در بلندمدت ۵/۸۹- درصد کاهش خواهد داشت. همچنین در اثر یک درصد تغییر در نااطمینانی نرخ ارز، واردات گوشت قرمز در حدود ۰/۱۹۸ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۴۹-۳:رابطه بلندمدت تابع واردات گوشت قرمز ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnP	-۰/۷۵۱	۰/۳۵۱	-۲/۱۳	۰/۰۵
LnE	-۰/۱۹۸	۰/۱۱۶	-۱/۷۰	۰/۱۰
LnQ	-۵/۸۹	۲/۶۱۱	-۲/۲۵	۰/۰۴
LnTar	-۰/۰۹۷	۰/۰۴۴	۲/۲۰	۰/۰۴
LnOil	۰/۸۳۸	۱/۵۵	۰/۵۳	۰/۶۰
C	-۴۰/۱۲	۴۹/۷۹	-۰/۸۰	۰/۴۳

ماخذ: نتایج تحقیق

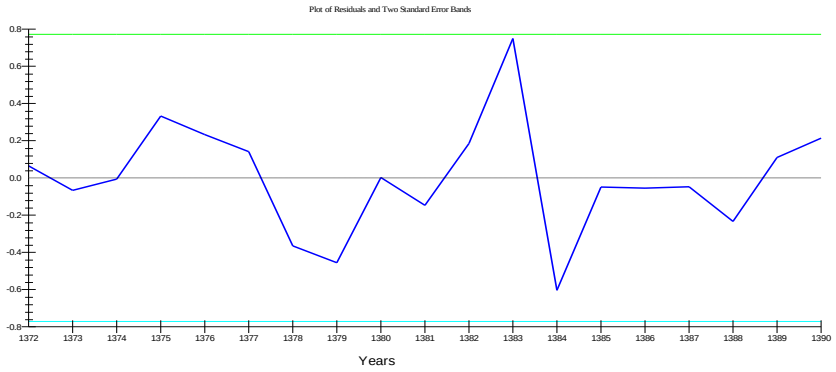
بررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات گوشت قرمز که در جدول۵۰-۳ ارائه شده است، نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد و لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول۵۰-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	۰/۵۷۱	۰/۵۵	۱/۰۳	۰/۳۱۷
OLS RES (-2)	۰/۱۴	۰/۴۰۷	۰/۳۴۴	۰/۷۳۶
OLS RES (-3)	۰/۱۹	۰/۴۰۱	۰/۴۷۵	۰/۶۴۲
OLS RES (-4)	-۰/۳۱	۰/۳۴۷	-۰/۸۹۳	۰/۳۸۷
OLS RES (-5)	-۰/۲۷۱	۰/۳۹۴	-۰/۶۸۷	۰/۵۰۳
OLS RES (-6)	-۰/۶۰۳	۰/۵۷	-۱/۰۵	۰/۳۰۸
			F =۰/۶۱۳	۰/۷۱۶

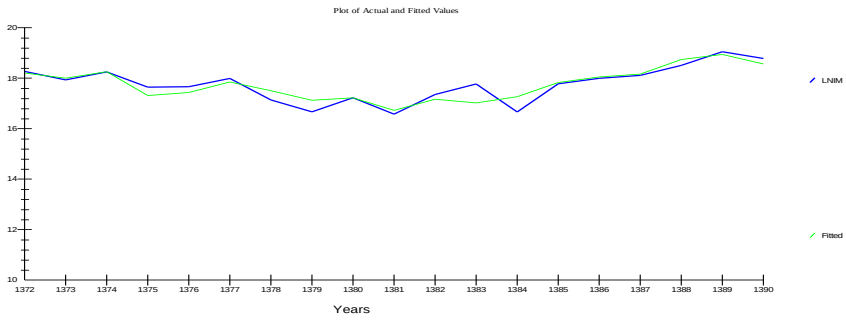
ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت شکل ۲۷-۳ ارائه می‌شود. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۴۹-۳ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۲۷-۳: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات گوشت قرمز

بررسی نمودار ۲۸-۳ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات گوشت قرمز کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات این محصول با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات گوشت قرمز را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ۲۸-۳: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات گوشت قرمز

در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلند مدت برای متغیر واردات گوشت قرمز مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول

۵۱-۳ ارائه گردیده است. همانطور که در جدول۵۱-۳ نشان داده شده است، آماره R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده است و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و همچنین معنی داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۹۸ درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی حدود یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جدول ۵۱-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات گوشت قرمز ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnP	-۰/۶	۰/۳۵۵	-۱/۶۹	۰/۱۰
dLnE	-۰/۱۹۵	۰/۰۹۷	-۲/۰۱	۰/۰۵
dLnQ	-۵/۷۹	۲/۵۴۴	-۲/۲۷	۰/۰۴
dLnTar	-۰/۰۹۵	۰/۰۵۱	-۱/۸۳	۰/۰۷
dLnOil	۰/۸۲	۱/۴۸۶	۰/۵۵	۰/۵۹
dC	-۳۹/۴۶	۴۷/۰۵	-۰/۸۳	۰/۴۲
Ecm (-1)	-۰/۹۸۳	۰/۱۴۵	-۶/۷۶	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnIM - ۰/۷۵۱ \times LnP + ۰/۱۹۸ \times LnE + ۵/۸۹ \times LnQ + ۰/۰۹۷ \times LnTar + ۰/۸۳ \times LnOil + ۴۰/۱۲ \times C$$

ماخذ: نتایج تحقیق

گوشت مرغ

نتایج بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF و آزمون فیلیپس-پرون PP در جدول ۵۲-۳ نشان می‌دهند. متغیرهای قیمت نسبی، مقدار تولید گوشت مرغ و نوسانات نرخ ارز، با یکبار تفاضل گیری ایستا شده و متغیرهای مقدار واردات، نرخ تعرفه وارداتی و درآمدهای نفتی کشور نیز در سطح پایا می‌باشند.

جدول ۵۲-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات گوشت مرغ

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	-۳/۲۲	-۲/۹۶	۰/۰۲۸	-۳/۱۵	-۲/۹۶	۰/۰۳۳	I (۰)
LnP	-۰/۸۲۳	-۳/۶۷	۰/۷۹۷	-۰/۸۲۲	-۳/۶۷	۰/۷۹۸	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۴/۷۱	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۴/۶۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnQ	۰/۶۳۳	-۳/۶۷	۰/۹۸۸	۰/۵۷	-۳/۶۷	۰/۹۸۶	I (۱)
$\Delta(LnQ)$	-۵/۳۹	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۵/۳۹	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnT	-۴/۴۲۶	-۴/۲۹	۰/۰۰۷	-۴/۴۲۶	-۴/۲۹	۰/۰۰۷	I (۰)
$LnOil$	-۴/۵۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده (جدول۵۳-۳) نشان دادکه به منظور برآورد مدل تابع واردات گوشت مرغ و براساس معیار شوآرتز-بیزین، لازم است تا از یک وقفه برای برآورد ارتباط بین متغیرها استفاده شود. با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات گوشت مرغ در جدول ۵۴-۳ ارائه شده است.

جدول۵۳-۳: تعیین وقفه بهینه واردات گوشت مرغ با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۲۱۱/۷	۹۷/۷	-۲۳/۸۳	----	----
۲	۱۰۴/۶۹	۲۶/۶۹	-۲۳/۸۴	CHSQ(۳۶)= ۲۱۴/۰۱	۶۳/۴۱
۱	۴۶/۵۸	۴/۵۸	-۲۲/۶۲	CHSQ(۷۲)= ۳۳۰/۲۳	۹۷/۸۴
۰	-۷۲/۱۴	-۷۸/۱۴	-۸۲/۰۳	CHSQ(۱۰۸)= ۵۶۷/۶۸	۱۶۸/۲

ماخذ: نتایج تحقیق

همانطور که در جدول۵۳-۲ مشاهده می‌شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار می باشند. $\overline{R}^2$=۰/۹۴ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که ۹۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. با

توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد تفسیر خواهد شد.

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات گوشت مرغ، به ترتیب مربوط به متغیر نوسانات نرخ ارز (با کشش ۰/۱۷-) و درآمدهای نفتی (با کشش ۲/۲۱-) می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات گوشت مرغ دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات گوشت مرغ در کوتاه مدت ۱/۸۸ درصد کاهش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب نرخ تعرفه واردات گوشت مرغ نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی مقدار تعرفه وارداتی این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه مدت ۰/۲۸ درصد کاهش خواهد داشت. از سوی دیگر، افزایش یک درصدی در مقدار تولید گوشت مرغ سبب می‌شود که واردات این کالا، ۱/۰۵ درصد کاهش یابد. بالا بودن ضریب تولید در واردات گوشت مرغ نشان دهنده‌ی نزدیک بودن کشور به مرز خودکفایی در تولید این محصول و عدم نیاز مبرم به واردات آن می‌باشد و به همین دلیل واردات نسبت به تغییرات اندک تولید، واکنش بالایی از خود نشان می‌دهد. همچنین بررسی کشش واردات گوشت مرغ نسبت به متغیر درآمدها نفتی نشان دهنده‌ی افزایش ۲/۹۳ درصدی در مقدار واردات، در نتیجه یک درصد افزایش در مقدار این درآمدها است. همچنین بررسی متغیر نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد که یک درصد تغییر در مقدار این متغیر، مقدار واردات گوشت مرغ ۰/۱۷ درصد کاهش می‌یابد. در نهایت بررسی ضریب متغیرهای مجازی استفاده شده در مدل نشان می‌دهد که متغیر مجازی سال‌های ۷۴-۱۳۷۳ و همچنین متغیر مجازی سال ۱۳۸۲ دارای اثر منفی و معناداری بر واردات گوشت مرغ می‌باشد.

جدول ٥٤-٣: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات گوشت مرغ

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/۲۳۶	۰/۰۷۴	۳/۱۸	۰/۰۰۷
LnP	−۱/۸۱	۰/۸۵۵	−۲/۱۲	۰/۰۵۲
LnP(-1)	−۱/۲۱	۰/۵۸۷	−۲/۰۶	۰/۰۵۷
LnQ	−۱/۰۵	۰/۴۵۵	−۲/۳۱	۰/۰۳۷
LnTAR	−۰/۲۸	۰/۰۹۶	−۲/۹۶	۰/۰۱۰
LnTAR(-1)	−۰/۳۷	۰/۱۴۷	−۲/۵۱	۰/۰۲۵
LnE	−۰/۱۷	۰/۰۹۳	−۱/۸۳	۰/۰۸۷
LnOil	۲/۹۳	۰/۹۳	۳/۱۵	۰/۰۰۷
C	−۴۰/۹۳	۱۷/۴۳	−۲/۳۴	۰/۰۳۴
$D_{۱۳۷۳-۷۴}$	−۳/۴۷	۰/۳۴۳	−۱۰/۱۲	۰/۰۰۰
$D_{۱۳۸۲}$	−۲/۲۷	۰/۳۵۷	−۶/۳۶	۰/۰۰۰
			SCB = −۱۴/۲۹	R^2 =۰/۹۴

ماخذ: نتایج تحقیق

برای اطمینان از وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، معنی‌داری رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس نتایج ارائه شده در جدول۵۴-۳، مقدار آماره t برای گوشت مرغ به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{۰/۲۳۶ - ۱}{(۰/۰۷۴)} = \frac{-۰/۷۶۴}{۰/۰۷۴} = -۱۰/۳۲$$

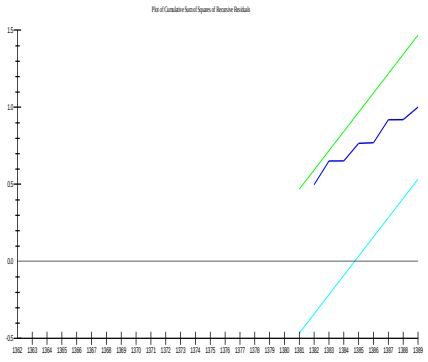
با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره t محاسباتی (۱۰/۳۲-) از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تابع واردات گوشت مرغ را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول۵۵-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

جدول۵۵-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات گوشت مرغ ایران

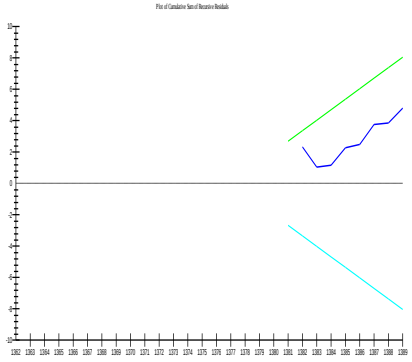
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۰/۶۳۲	۰/۴۲۱	۰/۳۲۷	۰/۷۲۱
آزمون فرم تابعی	۰/۵۱۱	۰/۴۷۵	۰/۲۷۱	۰/۶۱۱
آزمون نرمالیته	۰/۳۲۲	۰/۸۵۱	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۰۵۸	۰/۸۰۹	۰/۰۵۳	۰/۸۱۸

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین برای اینکه از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی مطلع شد و یا اینکه آیا پارامترهای ما از ثبات برخوردارند، همانند محصولات قبل، از روشی که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می‌شود. در این آزمون از آماره جمع انباشته *CUSUM* و آماره مربع جمع انباشته *CUSUMSQ* استفاده می‌گردد. چنانچه آماره مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گیرد، فرضیه صفر مبتنی بر عدم تغییر ساختاری رد نخواهد شد. نمودار ۲۹-۳ و ۳۰-۳ نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد شده است. بنابراین بر این اساس می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات گوشت مرغ پایدار و با ثبات هستند.



نمودار ۲۹-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب



نمودار ۳۰-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول۵۶-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت نسبی، مقدار واردات گوشت مرغ در بلندمدت ۳/۹۶- درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. بررسی کشش متغیر نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصد در مقدار نوسانات، مقدار واردات گوشت مرغ کشور در بلندمدت ۰/۲۲۴ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مقدار تولید گوشت مرغ نیز دارای اثر منفی بر مقدار واردات بوده و با افزایش یک درصدی در مقدار تولید، مقدار واردات گوشت مرغ در حدود ۱/۳۷ واحد کاهش می‌یابد. بررسی مقدار تعرفه وارداتی گوشت مرغ نیز نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در مقدار آن، واردات گوشت مرغ ۸۶۱ /۰ درصد کاهش می‌یابد که حاکی از اهمیت سیاست تعرفه در کنترل واردات این کالا است. همچنین نتایج ارائه شده در جدول ۵۶-۳ برای رابطه بلندمدت تابع واردات گوشت مرغ نشان می‌دهد که در صورت افزیش یک درصدی در درآمدهای نفتی، مقدار واردات این کالا ۳/۸۳ درصد افزایش می‌یابد. در نهایت ضریب متغیر مجازی سال ۷۴-۱۳۷۳ دارای اثر منفی بوده و منجر به کاهش واردات گوشت مرغ شده است. همچنین متغیر مجازی سال ۱۳۸۲ منجر به کاهش واردات گوشت مرغ شده و مقدار ضریب آن ۲/۹۷- برآورد شده است.

جدول ٥٦-۳: رابطه بلندمدت تابع واردات گوشت مرغ ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnP	-۳/۹۶	۱/۴۳۹	-۲/۷۵	۰/۰۱۵
LnQ	-۱/۳۷	۰/۶۴۶	-۲/۱۳	۰/۰۵۱
LnT	-۰/۸۶	۰/۲۸۵	-۳/۰۱	۰/۰۰۹
LnE	-۰/۲۲۴	۰/۱۲۳	-۱/۸۱	۰/۰۹۱
$LnOil$	۳/۸۳	۱/۳۶۳	۲/۸۱	۰/۰۱۴
C	-۵۳/۵۷	۲۴/۹۳	-۲/۱۴	۰/۰۵
$D_{۱۳۷۳-۷۴}$	-۴/۵۵	۰/۶۴۷	-۷/۰۳	۰/۰۰۰
$D_{۱۳۸۲}$	-۲/۹۷	۰/۵۱۹	-۵/۷۲	۰/۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

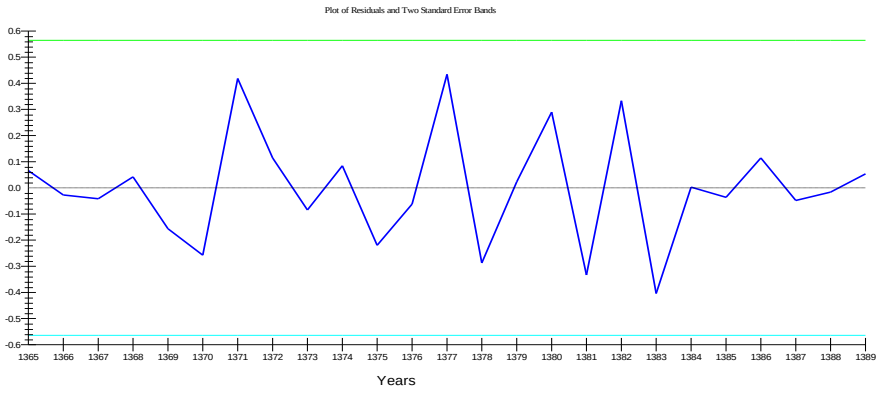
همچنین برررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات گوشت مرغ که در جدول ۵۷-۳ ارائه شده است، نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد و لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول ۵۷-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	-۱/۳۱	۰/۸۶۱	-۱/۵۲	۰/۱۴۱
OLS RES (-2)	-۱/۱۷	۰/۸۱۸	-۱/۴۳	۰/۱۵۰
OLS RES (-3)	-۰/۱۷۹	۰/۲۶۶	-۰/۶۷	۰/۵۰۹
OLS RES (-4)	-۰/۳۳۳	۰/۲۴۶	-۱/۳۵	۰/۱۸۹
OLS RES (-5)	۰/۱۵۲	۰/۲۳۳	۰/۶۵	۰/۵۲۱
OLS RES (-6)	-۰/۲۳۶	۰/۲۳۸	-۰/۹۹	۰/۳۳۱
			F =۱/۶۸۶	۰/۱۸۸

ماخذ: نتایج تحقیق

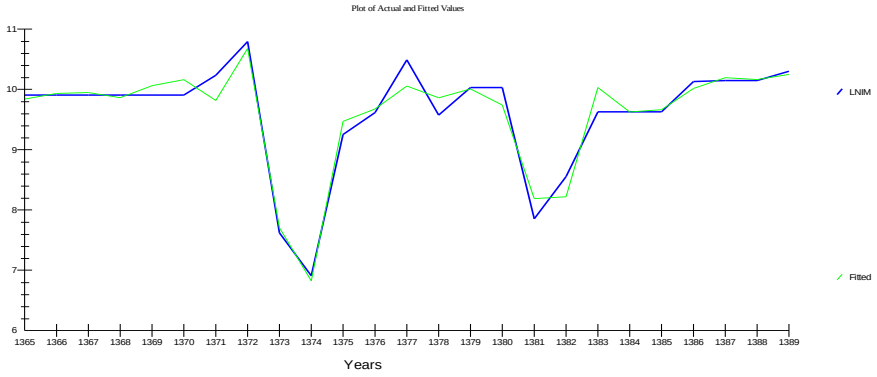
همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت شکل ۳-۳۱ ارائه می‌شود. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۵۷-۳ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۳۱-۳: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات گوشت مرغ

بررسی نمودار ۳۲-۳ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات گوشت مرغ کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات این محصول با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع

حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات گوشت مرغ را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ۳۲-۳: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات گوشت مرغ

در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت برای متغیر واردات گوشت مرغ مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول ۳-۵۵ ارائه گردیده است. همانطوری که از جدول۳-۵۷ پیداست، آماره R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده می‌باشد و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و همچنین معنی‌داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۷۶ درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی حدود یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جدول ۵۸-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات گوشت مرغ ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnP	−۱/۸۱	۰/۸۵۵	−۲/۱۲	۰/۰۵
dLnQ	−۱/۰۵	۰/۴۵۵	−۲/۳۱	۰/۰۳۴
dLnTar	−۰/۲۸	۰/۰۹۶	−۲/۹۶	۰/۰۰۹
dLnE	−۰/۱۷	۰/۰۹۳	−۱/۸۳	۰/۰۸۵
dLnOil	۲/۹۳	۰/۹۳	۳/۱۵	۰/۰۰۶
dC	−۴۰/۹۳	۱۷/۴۳	−۲/۳۴	۰/۰۳۲
$dD_{73\text{-}74}$	−۳/۴۷	۰/۳۴۳	−۱۰/۱۲	۰/۰۰۰
dD_{82}	−۲/۲۷	۰/۳۵۷	−۶/۳۶	۰/۰۰۰
Ecm (-1)	−۰/۷۶۴	۰/۰۷۴	−۱۰/۲۹	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnIM + ۳/۹۶ \times LnP + ۱/۳۷ \times LnQ + ۰/۸۶ \times LnTar + ۰/۲۲۴ \times LnE - ۳/۸۳ \times LnOil + ۵۳/۵۷ \times C + ۴/۵۵ \times D_{۷۳-۷۴} + ۲/۹۷ \times D_{۸۲}$$

ماخذ: نتایج تحقیق

تخم مرغ

نتایج بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF و آزمون فیلیپس-پرون PP در جدول ۵۹-۳ نشان می‌دهند. متغیرهای تولید و مقدار واردات تخم مرغ، با یکبار تفاضل گیری ایستا شده و متغیرهای قیمت نسبی و درآمدهای نفتی کشور نیز در سطح پایا می‌باشند. بنابراین با توجه به نتایج آزمون ایستایی و الگوریتم الگوسازی فمبای (۱۹۹۸)، می توان مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده ARDL ارائه شده توسط پسران و پسران را به عنوان مدل مناسب جهت برآورد انتخاب نمود.

جدول ۵۹-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات تخم مرغ

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
LnIM	−۲/۹۶۹	−۲/۹۶۷	۰/۰۴۹	−۲/۱۶۶	−۳/۶۷	۰/۲۲۱	I (۱)
$\Delta(LnIM)$	−	−	−	−۴/۳۱۳	−۳/۶۷	۰/۰۰۲	
LnP	−۴/۳۵	−۴/۲۹	۰/۰۰۸	−۴/۴۲	−۳/۵۶	۰/۰۰۷	I (۰)
LnQ	−۰/۹۷۱	−۳/۶۷	۰/۷۵	−۰/۹۷۳	−۳/۶۷	۰/۷۴۹	I (۱)
$\Delta(LnQ)$	−۵/۰۸۹	−۳/۶۷	۰/۰۰۰	−۵/۰۸۳	−۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnOil	−۴/۵۵	−۳/۶۷	۰/۰۰۱	−۴/۲۶	−۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	−۱/۵۲	−۳/۶۷	۰/۵۰۰	−۱/۷۱	−۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	−۳/۷۷	−۳/۶۷	۰/۰۰۸	−۳/۷۷	−۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

به همین منظور ابتدا وقفه بهینه جهت برآورد مدل با استفاده از آماره‌های آکائیک AIC، شوآرتز- بیزین SCB و یا حنان کویین HQ تعیین شده و سپس وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت با استفاده از ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته (واردات تخم مرغ) بررسی می‌شود. بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده(جدول۶۰-۳) نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع واردات تخم مرغ، لازم است تا از یک وقفه برای متغیرها استفاده شود.

جدول ٦٠-٣: تعیین وقفه بهینه واردات تخم مرغ با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۲۲/۷۶	-۲۷/۲۳	-۸۰/۵۱	----	----
۲	۱۸/۵۶	-۳۶/۴۳	-۷۳/۰۶	CHSQ(۲۵)= ۶۸/۴۰	۲۹/۳۱
۱	-۲۲/۴۱	-۵۲/۴۱	-۷۲/۳۹	CHSQ(۵۰)= ۶۴/۴۴	۶۴/۴۴
۰	-۱۲۴/۸۰	-۱۲۹/۸۰	-۱۳۳/۱۳	CHSQ(۷۵)= ۱۵۲/۲۱	۱۵۲/۲۱

ماخذ: نتایج تحقیق

با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات تخم مرغ در جدول ۵۸-۳ ارائه شده است. همانطور که در جدول۶۱-۳ مشاهده می‌شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. $\bar{R}^2$=۰/۸۰ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی (۸۰ درصد) از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می-کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد تفسیر خواهد شد.

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات تخم مرغ، به ترتیب مربوط به متغیر قیمت (کشش ۰/۹۸۷-) و متغیر مجازی سال ۱۳۶۸ (ضریب ۶/۲۳-) می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات تخم مرغ دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات تخم مرغ در کوتاه مدت ۰/۹۷ درصد کاهش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب مقدار تولید تخم مرغ نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی مقدار تولید این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه

مدت ۳/۰۹ درصد کاهش خواهد داشت. بالا بودن مقدار ضریب تولید در تابع واردات تخم مرغ نشان از اهمیت زیاد این متغیر و همچنین عدم نیاز مبرم کشور به واردات می‌باشد و لذا می توان با توجه بیشتر به بحث تولید داخل، واردات را به حداقل ممکن رسانیده و زمینه لازم برای خودکفایی را فراهم نمود.

جدول۶۱-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع واردات تخم مرغ

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/۲۹	۰/۱۳۹	۲/۰۸	۰/۰۴۹
LnP	-۰/۹۷	۰/۳۳۰	-۲/۹۳	۰/۰۰۸
LnP(-1)	۰/۶۲	۰/۳۶۰	۱/۷۴	۰/۰۹۵
LnQ	-۳/۰۹	۱/۶۵	-۱/۸۶	۰/۰۷۵
LnE	-۰/۴۸	۰/۲۴۷	-۱/۹۶	۰/۰۶۲
LnOil	۲/۲۴	۱/۱۹	۱/۸۷	۰/۰۸
C	-۲۷/۵۳	۵۶/۰۰	-۰/۴۹	۰/۶۲۸
D_{68}	-۶/۲۳	۱/۱۹	-۵/۱۹	۰/۰۰۰
			SCB = -۶۰/۷۴	R^2 =۰/۸۰

ماخذ: نتایج تحقیق

از سوی دیگر، افزایش یک درصدی در درآمدهای نفتی سبب می‌شود که واردات این کالا، ۲/۲۴ درصد افزایش یابد. در نهایت بررسی ضریب متغیر مجازی استفاده شده در مدل نشان می‌دهد که متغیر دارای ضریب منفی در مدل برآورد شده بوده و منجر به کاهش مقدار واردات شده است. ضریب متغیر مجازی سال ۱۳۶۸ (سال پس از پایان جنگ تحمیلی) ۶/۲۳- می‌باشد که بالاترین اثر کاهشی در بین متغیرهای مدل را دارا می‌باشد. مانند سایر محصولات بررسی شده، در مورد کالای تخم مرغ نیز برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، معنی‌داری رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس نتایج ارائه شده در جدول 61-۳، مقدار آماره t برای محصول برنج به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{۰/۲۹ - ۱}{(۰/۱۳۹)} = \frac{-۰/۷۱}{۰/۱۳۹} = -۵/۱۰$$

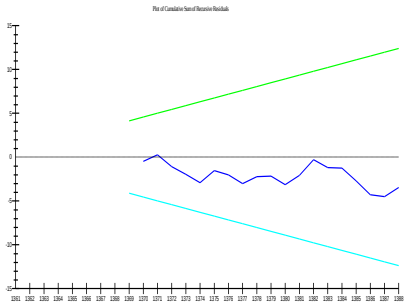
با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره t محاسباتی ۵/۱۰- از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تابع واردات تخم مرغ را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول۶۲-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

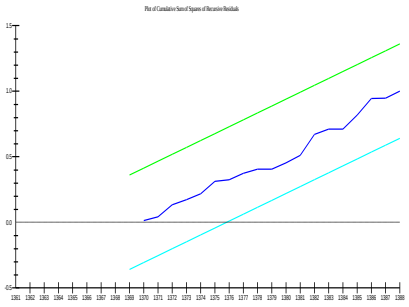
جدول ٦٢-٣: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات تخم مرغ ایران

	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۰/۶۸	۰/۴۳۲	۰/۵۳	۰/۵۶۲
آزمون فرم تابعی	۰/۵۹۴	۰/۴۴۱	۰/۴۲۴	۰/۵۲۲
آزمون نرمالیته	۰/۱۳۹	۰/۹۳۲	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۹	۰/۹۲۳	۰/۰۰۸	۰/۹۲۷

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین برای اینکه از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی مطلع شد و یا اینکه آیا پارامترهای ما از ثبات برخوردارند، همانند محصولات قبل، از روشی که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می‌شود. در این آزمون از آماره جمع انباشته *CUSUM* و آماره مربع جمع انباشته *CUSUMSQ* استفاده می‌گردد. چنانچه آماره مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گیرد، فرضیه صفر مبتنی بر عدم تغییر ساختاری رد نخواهد شد. نمودار های ۳۳-۳ و ۳۴-۳ نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد شده است. بنابراین بر این اساس می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات تخم مرغ پایدار و با ثبات هستند.





نمودار ۳۳-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب نمودار ۳٤-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول۶۳-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت نسبی، مقدار واردات تخم مرغ در بلندمدت ۰/۴۸- درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات تخم مرغ نسبت به متغیر قیمت نسبی را نشان می‌دهد. بررسی کشش متغیر مقدار تولید تخم مرغ نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی این متغیر در بلندمدت، مقدار واردات تخم مرغ حدود ۴/۳۶ درصد کاهش می‌یابد. همچنین ضریب متغیر درآمدهای نفتی که منعکس کننده کشش واردات تخم مرغ نسبت به این محصول است، نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در سطح درآمدهای نفتی، مقدار واردات تخم مرغ حدود ۳/۱۶ درصد افزایش داشته است. بررسی متغیر مجازی استفاده شده در مدل واردات تخم مرغ نشان دهنده‌ی اثرگذاری معکوس آن بر مقدار واردات این محصول می‌باشد. به طوری که شکست ایجاد شده در سال ۱۳۶۸ (یک سال پس از پایان جنگ تحمیلی)، دارای علامت منفی بوده و منجر به کاهش واردات تخم مرغ شده‌اند.

جدول۶۳-۳: رابطه بلندمدت تابع واردات تخم مرغ ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnP	-۰/۴۸۳	۰/۲۶۹	-۱/۷۹	۰/۰۸
LnQ	-۴/۳۶	۲/۲۰	-۱/۹۸	۰/۰۶
LnE	-۰/۶۸۳	۰/۳۲۸	-۲/۰۷	۰/۰۴۹
LnOil	۳/۱۶	۱/۷۴	۱/۸۱	۰/۰۸
C	-۳۸/۷۹	۸۱/۰۶	-۰/۴۷	۰/۶۳۷
D_{68}	-۸/۷۷	۱/۷۱	-۵/۱۱	۰/۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

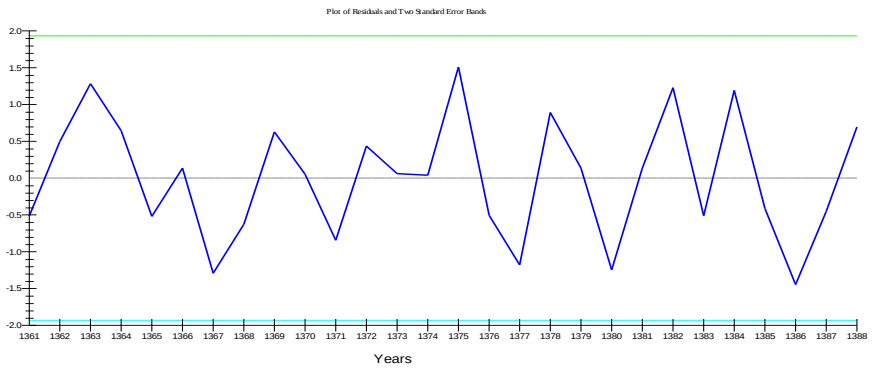
همچنین برررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات تخم مرغ که در جدول ۳-۶۴ ارائه شده است، نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد و لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول۳-٦٤: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	۰/۲۱۹	۰/۲۸۱	۰/۷۷۷	۰/۴۴۵
OLS RES (-2)	-۰/۲۷۹	۰/۲۷۷	-۱/۰۰	۰/۳۲۴
OLS RES (-3)	-۰/۰۵۹	۰/۲۵۳	-۰/۲۳۵	۰/۸۱۶
OLS RES (-4)	-۰/۲۶۷	۰/۳۱۸	-۰/۸۳۸	۰/۴۱۲
OLS RES (-5)	-۰/۳۸۴	۰/۳۰۰	-۱/۲۸	۰/۲۱۲
OLS RES (-6)	۰/۲۱۴	۰/۳۴۲	۰/۶۲۷	۰/۵۳۶
			F =۰/۸۱۳	۰/۵۶

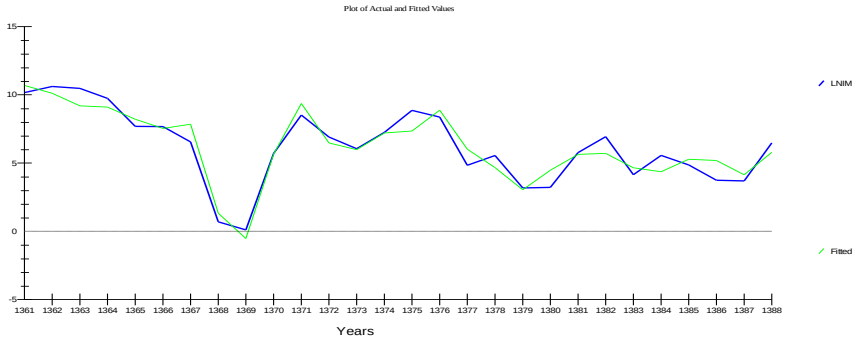
ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت نمودار ۳-۳۵ ارائه می‌شود. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول۳-۶۴ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۳-۳۵: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات تخم مرغ

بررسی نمودار۳۶-۳ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات تخم مرغ کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات این محصول با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات تخم مرغ را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ۳۶-۳: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات تخم مرغ

در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت برای متغیر واردات تخم مرغ مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول ۶۵-۳ ارائه گردیده است. براساس نتایج ارائه شده در این جدول، آماره R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده است و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و همچنین معنی‌داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۷۲ درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی حدود یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جدول۶۵-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات تخم مرغ ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnP	-۰/۹۷	۰/۳۳۰	-۲/۹۳	۰/۰۰۸
dLnQ	-۳/۰۹	۱/۶۵	-۱/۸۶	۰/۰۷۵
dLnE	-۰/۴۸	۰/۲۴۷	-۱/۹۶	۰/۰۶۲
dLnOil	۲/۲۴	۱/۱۹	۱/۸۷	۰/۰۸
dC	-۲۷/۵۳	۵۶/۰۰	-۰/۴۹	۰/۶۲۸
dD_{68}	-۶/۲۳	۱/۱۹	-۵/۱۹	۰/۰۰۰
Ecm (-1)	-۰/۷۰۹	۰/۱۳۹	-۵/۱۰	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnIM + ۰/۴۸۳ \times LnP + ۴/۳۶ \times LnQ + ۰/۶۸۳ \times LnE - ۳/۱۶ \times LnOil + ۳۸/۷۹ \times C + ۸/۷۷ \times D_{۶۸}$$

ماخذ: نتایج تحقیق

کنجاله

کُنجاله بازمانده‌ٔ جامدی است که پس از روغن‌کشی از دانه‌های روغنی به‌جا می‌ماند کنجاله‌ها از نظر پروتئین و مواد غذایی غنی هستند و برای خوراک‌دهی به ماکیان، ماهی‌ها و دیگر حیوانات ارزشمند هستند.

بررسی روند واردات کنجاله کشور در سال‌های ۹۰-۱۳۶۰ نشان می‌دهد که بیشترین مقدار واردات کنجاله کشور در طول سال‌های ۸ سال گذشته مربوط به کشورهای سوئیس، امارات، انگلستان و قزاقستان می‌باشد. بررسی رشد واردات کنجاله نشان می‌دهد که بیشترین تغییرات در واردات این محصول مربوط به سال‌های ۱۳۸۵ (افزایش ۱۷۰ درصدی) و ۱۳۶۹ (افزایش ۶۶ درصدی) می‌باشد. همچنین بیشترین سطح کاهش واردات این محصول مربوط به سال‌های ۱۳۸۳ (کاهش ۸۳ درصدی) و ۱۳۷۵ (کاهش ۴۳ درصدی) می‌باشد. (نگاه کنید به جدول۷۳-۳)

نتایج بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF و آزمون فیلیپس-پرون PP در جدول ۶۶-۳ نشان می‌دهند که متغیرهای واردات و درآمدهای نفتی در سطح پایا بوده و مابقی متغیرها با یک بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند.

جدول ٦٦-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع واردات کنجاله

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnIM$	-۴/۸۱	-۴/۲۹	۰/۰۰۲	-۴/۸	-۴/۲۹	۰/۰۰۳	I (۰)
LnP	-۱/۲۲	-۳/۶۷	۰/۶۵	-۱/۸۶	-۳/۶۷	۰/۳۴۲	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۴/۴۱	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	
LnQ	-۱/۴۵	-۳/۶۷	۰/۵۴۱	-۱/۴۶	-۳/۶۷	۰/۵۳۸	I (۱)
ΔLnQ	-۴/۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۴۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	
LnT	-۲/۳۳	-۳/۶۷	۰/۱۶۸	-۲/۱۹	-۳/۶۷	۰/۲۱۳	I (۱)
ΔLnQ	-۶/۱۱	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۱۱/۴۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
$LnOil$	-۴/۵۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	-۴/۲۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده(جدول۶۷-۳) نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع واردات کنجاله، بر اساس آماره شوآرتز-بیزین لازم است تا از یک وقفه برای متغیرها استفاده شود.

جدول۶۷-۳: تعیین وقفه بهینه واردات کنجاله با استفاده از مدل VAR

وقفه بهینه	LL	AIC	SBC	آزمون LR	آزمون LR تعدیل شده
۳	۹۸/۱۱	-۱۵/۸۸	-۹۱/۸۲	----	----
۲	۲۲/۸۱	-۵۵/۱۸	-۱۰۷/۱۴	CHSQ(۳۶)= ۱۵۰/۶	۴۸/۴۰
۱	-۱۰/۴	-۵۲/۴	-۸۰/۳۷	CHSQ(۷۲)= ۲۱۷/۰۳	۶۹/۷۵
۰	-۱۳۵/۹۵	-۱۴۱/۹۵	-۱۴۵/۹۵	CHSQ(۱۰۸)= ۴۶۸/۱۴	۱۵۰/۴۷

ماخذ: نتایج تحقیق

با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع واردات کنجاله در جدول ۶۸-۳ ارائه شده است. همانطور که در جدول۶۸-۳ مشاهده می‌شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. $\bar{R}^2$=۰/۸۹ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است ۹۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. با توجه

به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل به صورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و به صورت درصد تفسیر خواهد شد.

نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی واردات کنجاله، به ترتیب مربوط به متغیر تولید (مقدار کشش ۰/۰۵۴) و درآمدهای نفتی (مقدار کشش ۰/۷۳۵) می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت نسبی اثر منفی و معناداری بر مقدار واردات کنجاله دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات کنجاله در کوتاه مدت ۰/۱۳۹ درصد کاهش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب مقدار تولید کنجاله نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی مقدار تولید این محصول، مقدار واردات آن در کوتاه مدت ۰/۰۵۴- درصد کاهش خواهد داشت. پایین بودن مقدار ضریب تولید در تابع واردات کنجاله نشان از اهمیت بالای مصرف کنجاله کشور و نیاز بالا به واردات به منظور تامین مصرف داخلی کشور می‌باشد که با وجود افزایش تولید، نمی‌توان پاسخگوی این مقدار نیاز بود. از سوی دیگر، افزایش یک درصدی در درآمدهای نفتی سبب می‌شود که واردات این کالا، ۰/۷۳۵ درصد افزایش یابد. در نهایت بررسی ضریب متغیر مجازی استفاده شده در مدل نشان می‌دهد که این متغیر دارای ضریب منفی در مدل برآورد شده بوده و منجر به کاهش مقدار واردات شده است. ضریب متغیر مجازی سال ۱۳۸۴، ۱/۰۱- می‌باشد.

جدول ٦٨-٣: مدل پویای کوتاه‌مدت تابع واردات کنجاله

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnIM(-1)	۰/۲۳۲	۰/۱۳۶	۱/۷۰	۰/۰۹
LnP	-۰/۱۳۹	۰/۰۷۶	-۱/۸۲	۰/۰۸
LnP(-1)	-۰/۱۷۴	۰/۳۳۱	-۰/۵۲	۰/۶۰
LnQ	-۰/۰۵۴	۰/۱۱	-۲/۱۰	۰/۰۶
LnT	-۰/۰۹۳	۰/۰۵۲	-۱/۷۹	۰/۰۹
LnE	-۰/۰۶۸	۰/۰۴	-۱/۶۹	۰/۱۰
LnOIL	۰/۷۳۵	۰/۴۲۹	۱/۷۱	۰/۱۰
C	-۱/۷۷	۱۱/۰۵	-۰/۱۶	۰/۸۷
D_{84}	-۱/۰۱	۰/۲۳۰	-۴/۴	۰/۰۰۰
			SCB = -۵/۳۴	R^2 =۰/۹۱

ماخذ: نتایج تحقیق

مانند سایر محصولات بررسی شده، در مورد کالای کنجاله نیز برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، معنی‌داری رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس نتایج ارائه شده در جدول۶۸-۳، مقدار آماره t برای محصول برنج به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{۰/۲۳۲ - ۱}{(۰/۱۳۶)} = \frac{-۰/۷۶۸}{۰/۱۳۶} = -۵/۶۴$$

با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره t محاسباتی ۵/۶۴- از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تابع واردات کنجاله را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول۶۹-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

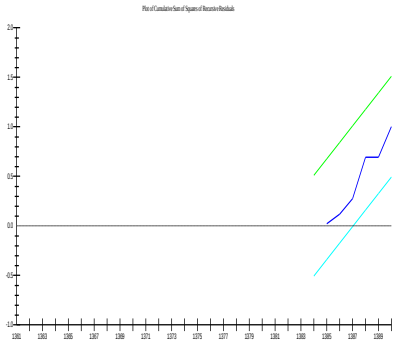
جدول ٦٩-٣: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع واردات کنجاله ایران

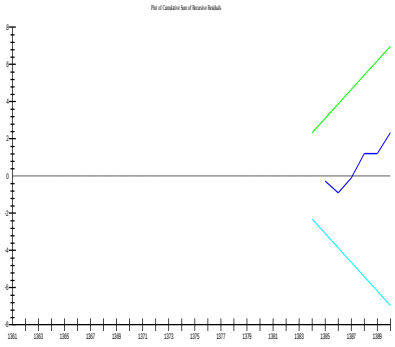
	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۰/۲۵۶	۰/۶۱۲	۰/۱۸۶	۰/۶۷۱
آزمون فرم تابعی	۰/۰۳۰	۰/۸۶۱	۰/۰۱۸	۰/۸۹۴
آزمون نرمالیته	۱/۳۸	۰/۵۰۰	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۰۴۸	۰/۸۲۶	۰/۰۴۴	۰/۸۳۴

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین برای اینکه از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی مطلع شد و یا اینکه آیا پارامترهای ما از ثبات برخوردارند، همانند محصولات قبل، از روشی که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می‌شود. در این آزمون از آماره جمع انباشته CUSUM و آماره مربع جمع انباشته CUSUMSQ استفاده می‌گردد. چنانچه آماره مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گیرد، فرضیه صفر مبتنی بر عدم تغییر ساختاری رد نخواهد شد. نمودار ۳۷-۳ و ۳۸-۳ نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن

که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد شده است. بنابراین بر این اساس می‌توان گفت شکست ساختاری در مدل وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در الگوی تقاضای واردات کنجاله پایدار و با ثبات هستند.





نمودار ۳۷-۳: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب **نمودار ۳۸-۳: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب**

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول۷۰-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی سطح قیمت نسبی، مقدار واردات کنجاله در بلندمدت ۰/۴۰۹- درصد کاهش خواهد داشت که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد. در واقع این ضریب مقدار کشش واردات کنجاله نسبت به متغیر قیمت نسبی را نشان می‌دهد. بررسی کشش متغیر مقدار تولید کنجاله نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی این متغیر در بلندمدت، مقدار واردات کنجاله حدود ۰/۰۷۱ درصد کاهش می‌یابد. همچنین ضریب متغیر درآمدهای نفتی که منعکس کننده کشش واردات کنجاله نسبت به این محصول است، نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در سطح درآمدهای نفتی، مقدار واردات کنجاله حدود ۰/۹۵۷ درصد افزایش داشته است. بررسی کشش متغیر تعرفه وارداتی کنجاله نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در مقدار تعرفه، واردات این محصول ۰/۱۲۱ درصد کاهش می-یابد. همچنین با تغییر یک درصدی در نوسانات نرخ ارز کشور، مقدار واردات کنجاله در حدود ۰/۰۸۸ درصد کاهش می‌یابد. بررسی متغیر مجازی استفاده شده در مدل واردات کنجاله نشان دهنده‌ی اثرگذاری معکوس آنها بر مقدار واردات این محصول می‌باشد. به طوری که شکست ایجاد شده در سال ۱۳۸۴، اثر منفی بر واردات این محصول گذاشته و سطح واردات آن را کاهش داده است.

جدول ۷۰-۳: رابطه بلندمدت تابع واردات کنجاله ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnP	-۰/۴۰۹	۰/۱۶۵	-۲/۴۷	۰/۰۲۵
LnQ	-۰/۰۷۱	۰/۰۳۹	-۱/۸۱	۰/۰۹
LnT	-۰/۱۲۱	۰/۰۷۰	-۱/۷۲	۰/۱۰
LnE	-۰/۰۸۸	۰/۰۵۲	-۱/۶۹	۰/۱۰
$LnOil$	۰/۹۵۷	۰/۵۶۲	۱/۷۰	۰/۱۰
C	-۲/۳۱	۱۴/۵۲	-۰/۱۵۹	۰/۸۷۵
D_{84}	-۱/۳۲	۰/۴۲۳	-۳/۱۲	۰/۰۰۷

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین برررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع واردات کنجاله که در جدول ۷۱-۳ ارائه شده است، نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد و لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

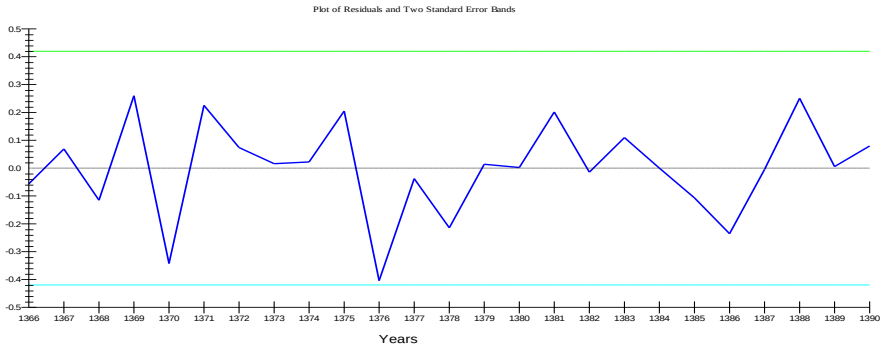
جدول ۷۱-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	-۰/۲۵۸	۰/۳۶۳	-۰/۷۱۱	۰/۴۸۴
OLS RES (-2)	-۰/۵۲۹	۰/۳۳۴	-۱/۵۸	۰/۱۲۳
OLS RES (-3)	-۰/۱۳۹	۰/۲۹۲	-۰/۴۷۷	۰/۶۳۷
OLS RES (-4)	۰/۵۴	۰/۴۵۸	۱/۱۷۹	۰/۲۵۳
OLS RES (-5)	۰/۲۸۸	۰/۴۸	۰/۶۰۱	۰/۵۵۵
OLS RES (-6)	-۰/۲۹۱	۰/۳۹۱	-۰/۷۴۴	۰/۴۶۶
			F =۱/۶۲۱	۰/۲۷۴

ماخذ: نتایج تحقیق

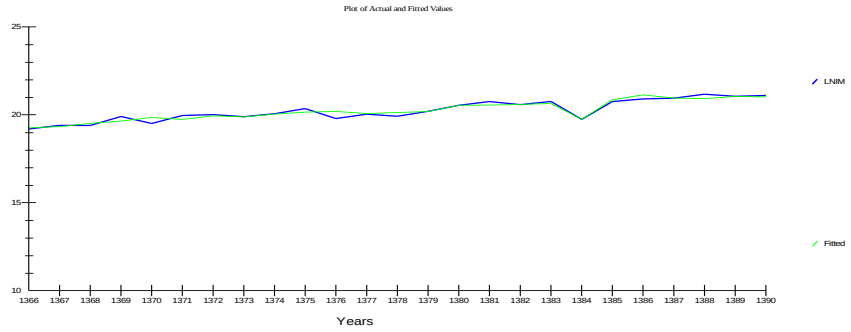
همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت نمودار ۳۹-۳ ارائه می‌شود. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده مجاز آماری (سطح ۵ درصد)

بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۷۲-۳ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۳۹-۳: پسماند مدل برآورد شده برای تابع واردات کنجاله

بررسی نمودار ۴۰-۳ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات کنجاله کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده واردات این محصول با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار واردات کنجاله را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ٤٠-۳: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده واردات کنجاله

در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت برای متغیر واردات کنجاله مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول ۷۲-۳

ارائه گردیده است. همانطور که در جدول ۷۲-۳ نشان داده شده است، آماره R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده است و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح است و همچنین معنی‌داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۷۴ درصد از عدم تعادل بوجود آمده در مدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی می باشد که تقریبا زمانی حدود یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جدول ۷۲-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع واردات کنجاله ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
$dLnP$	-۰/۱۳۹	۰/۰۷۶	-۱/۸۲	۰/۰۸
$dLnQ$	-۰/۰۵۴	۰/۱۱	-۲/۱۰	۰/۰۶
$dLnT$	-۰/۰۹۳	۰/۰۵۲	-۱/۷۹	۰/۰۹
$dLnE$	-۰/۰۶۸	۰/۰۴	-۱/۶۹	۰/۱۰
$dLnOil$	۰/۷۳۵	۰/۴۲۹	۱/۷۱	۰/۱۰
dC	-۱/۷۷	۱۱/۰۵	-۰/۱۶	۰/۸۷
dD_{84}	-۱/۰۱	۰/۲۳۰	-۴/۴	۰/۰۰۰
$Ecm\ (-1)$	-۰/۷۶۷	۰/۱۴۵	-۵/۲۹	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnIM + ۰/۴۰۹ \times LnP + ۰/۰۷۱ \times LnQ + ۰/۱۲۱ \times LnLnT + ۰/۰۸۸ \times LnE - ۰/۹۵۷ \times LnOil + ۲/۳۱ \times C + ۱/۳۲ \times D_{۸۴}$$

ماخذ: نتایج تحقیق

جدول ۷۳-۳: مقدار واردات محصولات کشاورزی ایران ۹۰-۱۳۶۰

واحد: هزارتن

سال	برنج	شکر	ذرت	گندم	جو	گوشت قرمز	دانه روغنی	کنجاله	گوشت مرغ	تخم مرغ
۱۳۶۰	۵۸۶/۶	۱۱۱/۰	۸۶۹/۴	۱۵۹۹/۰	۴۷۲/۰	۱۲۹/۴	۱۹۹	۱۹۵/۸	۶۵/۵	۳۹/۸
۱۳۶۱	۴۳۲/۰	۸۰۷/۶	۶۵۱/۸	۱۷۶۹/۴	۴۰۲/۹	۲۱۴/۵	۳۰۰	۲۴۵/۲	۳۹/۲	۲۶/۰
۱۳۶۲	۶۲۱/۷	۲۸۴/۸	۹۷۹/۴	۲۳۷۹/۸	۴۷۰/۷	۲۳۳/۰	۵۰۴	۳۰۳/۸	۴۳/۴	۴۰/۶
۱۳۶۳	۵۹۳/۲	۲۶۰/۷	۷۱۵/۵	۲۶۰۳/۹	۶۸۸/۱	۲۰۱/۵	۳۷۰	۳۲۷/۶	۲۷/۷	۳۵/۳
۱۳۶۴	۴۹۸/۶	۴۳۰/۲	۹۵۱/۶	۲۱۴۴/۱	۵۳۲/۶	۱۶۳/۴	۴۰۴	۳۴۵/۲	۲۰/۰	۱۷/۰
۱۳۶۵	۴۹۸/۰	۳۶۳/۹	۹۳۳/۸	۱۹۰۸/۲	۱۴۸/۹	۱۷۷/۲	۴۵۵	۳۱۰/۵	۱	۲/۲
۱۳۶۶	۸۱۹/۱	۳۶۵/۶	۸۹۲/۱	۳۱۹۵/۱	۱۶۰/۱	۱۳۷/۵	۴۱۵	۲۱۶/۴	۳	۲/۱
۱۳۶۷	۲۰۹/۲	۲۳۱/۱	۴۶۵/۲	۲۳۱۳/۳	۸۹/۱	۱۳۶/۲	۱۷۵	۲۶۴/۸	۵	۰/۷
۱۳۶۸	۸۸۱/۵	۴۷۷/۹	۱۰۶۴/۳	۵۱۷۹/۱	۷۴۳/۰	۱۱۴/۴	۷۱۹	۲۶۴/۱	۲	۱
۱۳۶۹	۷۹۳/۷	۶۷۰/۷	۹۳۵/۸	۳۳۸۱/۸	۵۸۷/۰	۲۸/۰	۴۸۲	۴۳۹/۳	۳	۱
۱۳۷۰	۵۵۹/۴	۸۸۰/۴	۱۰۵۸/۰	۳۶۳۶/۶	۱۸۲/۰	۱۴۸/۹	۳۱۴	۲۹۴/۱	۱	۰/۳
۱۳۷۱	۸۷۳/۳	۷۱۵/۷	۱۱۵۷/۰	۲۴۵۳/۳	۱۱۰/۰	۵/۱	۳۵۴	۴۶۳/۸	۲۷/۸	۵/۰
۱۳۷۲	۷۱۶/۷	۴۱۵/۸	۷۶۷/۶	۲۴۴۹/۵	۳۰۵/۸	۸۶/۰	۶۲۵	۴۸۹/۶	۴۸/۶	۱/۰
۱۳۷۳	۳۰۸/۴	۵۵۲/۷	۷۶۸/۴	۲۳۲۳/۶	۶۹۳/۷	۶۱/۴	۴۵۹	۴۳۴/۹	۲/۰	۰/۴
۱۳۷۴	۱۱۴۶/۷	۸۱۶/۲	۱۰۹۷/۲	۳۱۰۰/۰	۵۰۰/۰	۸۴/۲	۴۶۸	۵۱۴/۱	۱/۰	۱/۴
۱۳۷۵	۹۱۵/۲	۸۵۲/۴	۱۴۴۵/۷	۳۸۷۴/۰	۸۰۰/۰	۴۶/۰	۴۸۸	۶۸۹/۵	۱۰/۴	۷/۰
۱۳۷۶	۶۳۷/۵	۱۱۸۹/۶	۱۵۱۰/۰	۵۹۴۱/۹	۶۰۵/۰	۴۶/۸	۳۶۷	۳۹۰/۹	۱۵/۰	۴/۳
۱۳۷۷	۶۳۱/۳	۸۷۲/۲	۸۰۶/۰	۳۵۳۵/۲	۲۰۷/۰	۶۴/۸	۳۸۹	۵۰۱/۵	۳۵/۹	۰/۱
۱۳۷۸	۱۰۲۱/۸	۱۳۳۳/۸	۱۰۰۷/۲	۶۱۵۵/۹	۴۲۳/۰	۲۷/۷	۸۳۱	۴۴۴/۹	۱۴/۴	۰/۳
۱۳۷۹	۱۲۵۷/۳	۹۶۳/۶	۱۲۲۸/۵	۶۵۷۷/۹	۱۰۴۹/۷	۱۷/۳	۶۸۸	۵۸۸/۰	۲۲/۷	۱
۱۳۸۰	۶۹۸/۹	۹۳۸/۷	۱۷۱۱/۷	۶۴۳۹/۰	۹۲۴/۳	۳۰/۲	۸۹۱	۸۳۰/۵	۲	۱
۱۳۸۱	۱۰۴۷/۵	۸۲۵/۴	۱۷۰۵/۲	۴۱۲۲/۰	۲۴/۸	۱۵/۸	۷۰۴	۱۰۲۵/۰	۲/۶	۰/۳
۱۳۸۲	۸۷۵/۰	۲۸۷/۶	۲۶۲۹/۸	۱۱۵۳/۹	۱۹۱/۱	۳۴/۳	۹۲۳	۸۵۹/۰	۵/۲	۱/۰
۱۳۸۳	۱۱۴۲/۴	۱۴۸/۶	۱۹۸۱/۶	۲۲۲/۳	۸۴۴/۵	۵۲/۱	۶۴۶	۱۰۳۱/۲	۱۵/۲	۰/۱
۱۳۸۴	۱۰۴۴/۷	۷۰۷/۱	۲۱۱۴/۲	۱۱۶/۶	۱۲۰۹/۳	۱۷/۲	۷۴۹	۳۷۳/۳	۵	۰/۳
۱۳۸۵	۱۲۲۰/۷	۲۵۲۶/۲	۲۹۰۸/۶	۱۱۰۰/۰	۳۷۵/۰	۵۲/۵	۶۲۷	۱۰۲۳/۸	۵	۰/۱
۱۳۸۶	۱۰۶۷/۲	۱۲۳۶/۲	۲۶۸۳/۴	۲۵۰/۴	۱۹۹/۷	۶۵/۳	۶۷۵	۱۱۸۶/۶	۲۵/۱	۱
۱۳۸۷	۱۳۸۹/۱	۱۱۰۲/۱	۳۳۹۷/۲	۳۷۳۳/۰	۱۳۳۴/۰	۷۳/۴	۳۵۱	۱۲۴۱/۴	۲۵/۵	۱
۱۳۸۸	۱۲۹۰/۰	۸۸۱/۴	۳۸۵۴/۲	۵۴۶۰/۲	۱۲۹۶/۰	۱۰۸/۸	۱۴۳	۱۵۵۴/۲	۲۵/۵	۰/۶
۱۳۸۹	۱۰۹۱/۰	۱۸۰/۵	۳۹۳۴/۰	۱۴۰۶/۲	۳۷۰/۶	۱۸۷/۰	۳۸۰	۱۳۷۸/۵	۲۹/۷	۰/۹
۱۳۹۰	۱۵۱۳/۰	۱۲۳/۴	۳۳۲۴/۰	۷۱/۰	۱۱۳۱/۱	۱۴۳/۰	۵۰۹	۱۴۵۲/۶	۶۴/۶	۲۹/۶

برآورد توابع صادرات محصولات کشاورزی منتخب در ایران

پسته

به منظور برآورد تابع صادرات محصول پسته، ابتدا درجه ایستایی متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. براساس مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج، تابع صادرات پسته در مطالعه حاضر، به صورت زیر می‌باشد:

$$LnEX = f(Ln\left(\frac{P_x}{P_d}\right), LnQ, LnE, LnY_w, D_{1376})$$

که در این رابطه، $LnEX$ لگاریتم مقدار صادرات پسته، $Ln\left(\frac{P_x}{P_d}\right)$ لگاریتم نسبت شاخص قیمت صادراتی به شاخص قیمت داخلی (که در مطالعه حاضر و در تمامی محصولات به صورت LnP نشان داده خواهد شد)، LnQ لگاریتم مقدار تولید پسته در داخل، LnE لگاریتم نوسان نرخ ارز، LnY_w لگاریتم شاخص درآمد واقعی واردکنندگان پسته ایران (متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای متقاضی) و D_{1376} متغیر موهومی مربوط به سال ۱۳۷۶ را نشان می‌دهد. در رابطه عرضه صادرات پسته، شاخص درآمد کشورهای واردکننده به صورت زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$Yw = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i Y_i \qquad \sum \alpha_i = 1$$

که در آن α_i سهم کشور iام از واردات کالا و Y_i درآمد واقعی کشور واردکننده iام (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت) است. برای محاسبه این شاخص کشورهای امارات، آلمان، روسیه، هنگ هنگ، انگلیس و ایتالیا به عنوان واردکنندگان اصلی پسته ایران در نظر گرفته شدند. همچنین قابل یادآوری است که اتحادیه اروپا در شهریور ماه سال ۱۳۷۶ (سپتامبر ۱۹۹۷)، واردات پسته ایران را به دلیل آلودگی آفلاتوکسین که گفته می‌شود سرطانز است، ممنوع کرد. به دلیل همین شوک، متغیر موهومی D برای این سال در تابع عرضه صادرات پسته در نظر گرفته شده است.

به لحاظ نظری و براساس تئوری‌های اقتصادی انتظار بر این است که ارتباط میان میزان صادرات پسته با قیمت نسبی، نرخ ارز و میزان تولید داخلی آن، مستقیم باشد. به عبارت دیگر انتظار بر این است که با افزایش قیمت نسبی صادراتی، نرخ ارز و

میزان تولید داخلی پسته، میزان صادرات این محصول افزایش یابد. همچنین به لحاظ تئوریکی انتظار بر این است که ارتباط میان میزان صادرات محصولات کشاورزی با شاخص درآمد کشورهای واردکننده ارتباطی مستقیم بوده و بر این اساس با افزایش درآمدهای کشورهای طرف تجاری و واردکننده محصولات کشاورزی ایران، تقاضا برای واردات از ایران (عرضه صادرات ایران) افزایش یابد.

بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل فوق، در جدول۷۴-۳ گزارش شده است. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که به جز متغیر مقدار صادرات پسته ایران، مابقی متغیرها با یک بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند.

جدول۷٤-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع صادرات پسته

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnEX$	-۲/۶۴	-۲/۶۲	۰/۰۹۵	-۴/۵۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۱	I (۰)
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	
LnP	-۲/۱۲	-۳/۶۷	۰/۲۳۶	-۲/۲۷	-۳/۶۷	۰/۱۸۶	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۴/۷۲	-۴/۳۳	۰/۰۰۴	-۵/۲۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnQ	-۰/۴۴	-۳/۶۷	۰/۸۸۸	-۱/۴۸	-۳/۶۷	۰/۵۲۶	I (۱)
$\Delta(LnQ)$	-۱۲/۶۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۱۴/۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnY_w	-۱/۵۱	-۳/۶۷	۰/۵۱۲	-۱/۵	-۳/۶۷	۰/۵۱۸	I (۱)
$\Delta(LnY_w)$	-۳/۷۹	-۳/۶۷	۰/۰۰۷	-۳/۷۹	-۳/۶۷	۰/۰۰۷	

ماخذ: نتایج تحقیق

بنابراین با توجه به نتایج آزمون ایستایی و الگوریتم الگوسازی فمبای (۱۹۹۸) می‌توان مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده ARDL ارائه شده توسط پسران و پسران را به عنوان مدل مناسب جهت برآورد تابع صادرات پسته انتخاب نمود. به همین منظور ابتدا وقفه بهینه جهت برآورد مدل با استفاده از آماره‌های آکائیک AIC، شوآرتز- بیزین SCB و یا حنان کویین HQ تعیین شده و سپس وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت با استفاده از ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته (صادرات پسته) بررسی می‌شود. بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع صادرات پسته، لازم است تا از دو وقفه برای متغیرها استفاده شود. با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع صادرات پسته در جدول۷۵-۳ ارائه شده است.

اگر چه تحلیل تمامی داده‌های این جدول هدف پژوهش نیست، اما نکات قابل توجهی در آن وجود دارد که بایستی به آن توجه کرد. همانطور که در جدول۷۵-۳ مشاهده می‌شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار می باشند. $\overline{R}^2$=۰/۹۵ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی (۹۵ درصد) از تغییرات متغیر مقدار صادرات پسته ایران توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی‌داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد تفسیر خواهد شد. نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی صادرات پسته، به ترتیب مربوط به سطح قیمت نسبی ۰/۰۱۶ و درآمد وزنی واردکنندگان پسته ایران ۱/۲۷۶ می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت‌های نسبی، سطح تولید و نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر مقدار صادرات محصول پسته دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار صادرات پسته ۰/۰۱۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین در مورد متغیر نرخ ارز، با افزایش یک درصدی در مقدار نرخ ارز و یا به عبارتی کاهش ارزش پول ملی، مقدار صادرات این محصول ۰/۱۱۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین بررسی متغیر موهومی در سال ۱۳۷۶ نشان می‌دهد که تحریم اعمال شده از سوی اتحادیه اروپا بر پسته ایران، اثر منفی بر صادرات این محصول داشته است و علامت آن قابل انتظار می‌باشد.

جدول۷۵-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع صادرات پسته

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
LnEX(-1)	-۰/۱۸۲	۰/۱۲۹	-۱/۴۰۳	۰/۱۸۲
LnEX(-2)	۰/۲۰۹	۰/۰۸۳	۲/۵۱۲	۰/۰۲۵
LnE	۰/۱۱۶	۰/۰۳۳	۳/۵۲۲	۰/۰۰۳
LnY_w	۱/۲۷۶	۰/۷۰۲	۱/۸۱۶	۰/۰۹۱
LnP	۰/۰۱۶	۰/۰۵۲	۰/۳۰۵	۰/۷۶۴
LnQ	۰/۳۴۱	۰/۱۲۱	۲/۸۰۵	۰/۰۱۴
C	-۱۲/۶۳	۹/۵۲	-۱/۳۲۶	۰/۲۰۶
D	-۰/۸۶۴	۰/۱۱۸	-۷/۲۸۹	۰/۰۰۰
		F=۴۵/۸۱	SCB =۱۰/۸۸	R^2 =۰/۹۵

ماخذ: نتایج تحقیق

در ادامه برای اطمینان از آن که رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL ارائه شده توسط پسران و پسران کاذب نباشد، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر که بر پایه آزمون t بنا نهاده شده است، معنی‌داری و وجود رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس چنان چه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه متغیر وابسته (مقدار صادرات پسته) کوچکتر از یک باشد، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگوی مورد نظر تایید می‌شود. لذا برای انجام این آزمون و محاسبه‌ی آماره‌ی آن، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و نتیجه آن بر مجموع انحراف معیار ضرایب یاد شده تقسیم گردد. براساس نتایج ارائه شده در جدول۷۵-۳، مقدار آماره t برای محصول پسته به صورت زیر می‌باشد:

$$t=\frac{(۰/۲۰۹-۰/۱۸۲)-۱}{(۰/۱۲۹+۰/۰۸۳)}=\frac{۰/۰۲۷-۱}{۰/۲۱۲}=-۴/۵۸$$

با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره t محاسباتی (۳/۸۷-) از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۱-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول۷۶-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده برای تابع عرضه صادرات پسته از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

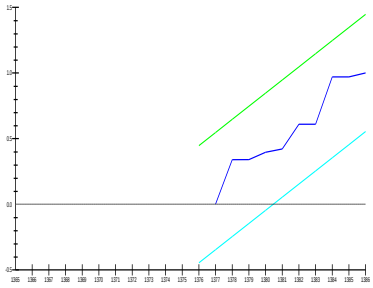
جدول۷۶-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع صادرات پسته ایران

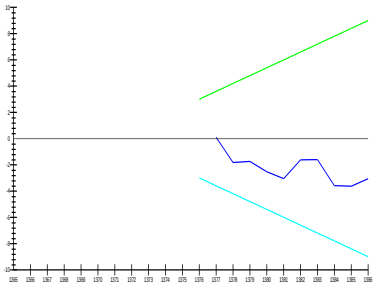
	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۱/۹۱۷	۰/۱۶۶	۱/۲۴۱	۰/۲۸۵
آزمون فرم تابعی	۰/۰۴۱	۰/۸۳۹	۰/۰۲۴	۰/۸۷۸
آزمون نرمالیته	۰/۱۷۶	۰/۹۱۶	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۳۲۷	۰/۵۶۷	۰/۳۰۲	۰/۵۸۸

ماخذ: نتایج تحقیق

به منظور اطمینان از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی و همچنین اطمینان از ثبات پارامترهای مدل صادرات پسته، از روشی که توسط براون و همکاران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می‌شود. در این

آزمون از آماره جمع انباشته CUSUM و آماره مربع جمع انباشته CUSUMSQ استفاده می‌شود. چنانچه آماره مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گیرد، فرضیه صفر مبتنی بر عدم تغییر ساختاری رد نخواهد شد. نمودار ۳-۴۱ و ۳-۴۲ نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است، لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد می‌شود. بنابراین می‌توان وجود شکست ساختاری در مدل را رد کرد و لذا پارامترهای برآورد شده در الگوی عرضه صادرات پسته پایدار و با ثبات هستند





نمودار ۳-۴۱: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب **نمودار ۳-۴۲: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب**

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول۳-۷۷ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد در صورتی که سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار صادرات پسته در بلندمدت ۰/۰۱۶ درصد افزایش خواهد داشت که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی بوده و با مقدار ضریب به دست آمده در رابطه کوتاه مدت عرضه صادرات پسته، برابر است. از آنجائیکه این ضریب مقدار کشش صادرات پسته نسبت به متغیر قیمت‌های نسبی را نشان می‌دهد، لذا در صورت افزایش یک درصدی در قیمت نسبی صادراتی پسته، مقدار صادرات این محصول حدود ۰/۰۱۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب متغیر تولید داخلی که نشان‌دهنده‌ی کشش صادرات نسبت به تولید است، حاکی از آن است که اگر سطح تولید داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار صادرات محصول پسته ۰/۳۵۱ درصد افزایش خواهد داشت. در واقع بالا بودن ضریب متغیر تولید نشان دهنده اهمیت توجه به سطح زیرکشت و تولید داخل پسته کشور به منظور ارز آوری بالا در این محصول صادراتی می‌باشد. کشش متغیر نرخ ارز برای محصول پسته نشان می‌دهد که در

صورت افزایش یک درصدی در نرخ ارز (معادل با کاهش ارزش پول ملی)، مقدار صادرات آن حدود ۰/۱۲ درصد افزایش خواهد یافت. این موضوع نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی نرخ ارز، مقدار صادرات محصول پسته کشور حدود ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش در درآمدهای کشورهای وارد کننده پسته ایران، در بلندمدت منجر به افزایش صادرات پسته به میزان ۱/۳۱ درصد خواهد شد که بیشترین مقدار اثرگذاری در بین متغیرهای مستقل را بر مقدار صادرات این محصول دارد. در نهایت، ضریب متغیر موهومی تحریم پسته ایران توسط اتحادیه اروپا در سال ۱۳۷۶ نیز در بلندمدت اثرات منفی خود را حفظ نموده و دارای ضریب تاثیر ۰/۸۸۹- در تابع عرضه صادرات پسته می‌باشد.

جدول۷۷-۳: رابطه بلندمدت تابع صادرات پسته ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnE	۰/۱۲	۰/۰۳۲	۳/۶۵۳	۰/۰۰۳
LnY_w	۱/۳۱۳	۰/۶۶۳	۱/۹۷۸	۰/۰۶۸
LnP	۰/۰۱۶	۰/۰۵۴	۰/۳۰۲	۰/۷۶۷
LnQ	۰/۳۵۱	۰/۱۱۸	۲/۹۷۲	۰/۰۱
C	-۱۲/۹۹۲	۹/۲۳۲	-۱/۴۰۷	۰/۱۸۱
$D_{137(}$	-۰/۸۸۹	۰/۱۶۸	-۵/۲۶۳	۰/۰۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

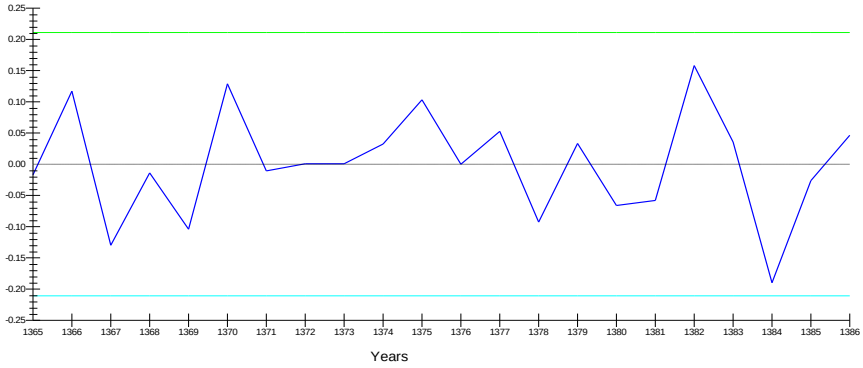
همچنین برررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع صادرات پسته که در جدول۷۸-۳ ارائه شده است نشان می‌دهد که در ۵ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد و لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول ۷۸-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی صادرات پسته

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	-۰/۷۲۱	۰/۳۷۴	-۱/۹۲۶	۰/۰۷۱
OLS RES (-2)	-۰/۷۶۱	۰/۴۶۲	-۱/۶۴۵	۰/۱۱۸
OLS RES (-3)	-۰/۵۱۵	۰/۴۲۸	-۱/۲۰۳	۰/۲۴۵
OLS RES (-4)	-۰/۰۰۸	۰/۶۱۳	-۰/۰۱۴	۰/۹۸۹
OLS RES (-5)	-۰/۰۰۵	۰/۵۴۱	-۰/۰۰۹	۰/۹۹۲
			F =۸/۵	۰/۱۳۱

ماخذ: نتایج تحقیق

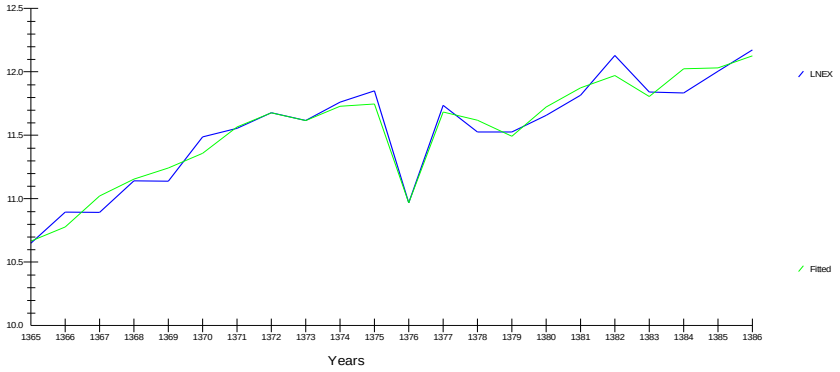
همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت شکل۴۳-۳ ارائه می‌شود. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۷۷-۳ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۴۳-۳: پسماند مدل برآورد شده برای تابع صادرات پسته ایران

بررسی نمودار ۴۴-۳ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده صادرات پسته کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده صادرات پسته با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن

است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار صادرات پسته را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ٤٤-٣: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده صادرات کشور

یکی از فواید اصلی الگوی تصحیح خطا نمایان ساختن ساختار پویایی کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی برآورد ضرایب الگوی بلندمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول متغیرهای دیگر الگو قرار داده، سپس با کمک روش برآورد حداقل مربعات، ضرایب الگو را برآورد نمود. در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت برای متغیر صادرات پسته مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول۷۹-۳ ارائه گردیده است. براساس نتایج جدول ۷۹-۳، آماره R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای الگوی برآورد شده هستند و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح و همچنین معنی‌داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی‌دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۹۷ درصد از عدم تعادل بوجود آمده درمدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی است که تقریبا زمانی حدود یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت

تعدیل شده و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد. با توجه به اینکه در الگوی تصحیح خطا ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرها مربوط به اثرات کوتاه‌مدت بوده و ضرایب بلندمدت نیز در جزء تصحیح خطا وجود دارد، بررسی متغیر قیمت‌های نسبی نشان می‌دهد که مقدار اثر گذاری این متغیر بر صادرات محصول پسته، در بلندمدت برابر دوره کوتاه مدت می‌باشد و افزایش یک درصدی در مقدار آن، سطح صادرات محصول پسته را به یک اندازه افزایش می‌دهد. همچنین میزان اثرگذاری تولید پسته در بلندمدت بر مقدار صادرات این محصول، تقریبا معادل دوره کوتاه مدت می‌باشد. متغیر نرخ ارز نیز در دوره کوتاه مدت و بلندمدت به یک اندازه بر مقدار صادرات محصول پسته تاثیر می‌گذارد.

جدول۷۹-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع صادرات پسته ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
dLnEX(1)	-۰/۲۰۹	۰/۰۸۳	-۲/۵۱۲	۰/۰۲۵
dLnE	۰/۱۱۶	۰/۰۳۳	۳/۵۲۲	۰/۰۰۳
$dLnY_w$	۱/۲۷۶	۰/۷۰۲	۱/۸۱۶	۰/۰۹۱
dLnP	۰/۰۱۶	۰/۰۵۲	۰/۳۰۵	۰/۷۶۴
dLnQ	۰/۳۴۱	۰/۱۲۱	۲/۸۰۵	۰/۰۱۴
dC	-۱۲/۶۳	۹/۵۲۵	-۱/۳۲۶	۰/۲۰۶
dD	-۰/۸۶۴	۰/۱۱۸	-۷/۲۸۹	۰/۰۰۰
Ecm (-1)	-۰/۹۷۲	۰/۱۱۵	-۸/۴۵	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnEX - 0/12 \times LnE - 1/31 \times LnY_w - 0/016 \times LnP - 0/351 \times LnQ + 12/99 \times C + 0/88 \times D_{137}$$

ماخذ: نتایج تحقیق

خرما

به منظور برآورد تابع صادرات محصول خرما، ابتدا درجه ایستایی متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. براساس مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج، تابع صادرات خرما در مطالعه حاضر، به صورت زیر می‌باشد:

$$LnEX = f\left(Ln\left(\frac{P_x}{P_d}\right), LnQ, LnE, LnY_w, LnnOil, D_{1375}, D_{1376}\right)$$

که در این رابطه، $LnEX$ لگاریتم مقدار صادرات خرما، $Ln\left(\frac{P_x}{P_d}\right)$ لگاریتم نسبت شاخص قیمت صادراتی به شاخص قیمت داخلی (که در مطالعه حاضر و در تمامی محصولات به صورت LnP نشان داده خواهد شد)، LnQ لگاریتم مقدار تولید خرما در داخل، $Ln\mathrm{E}$ لگاریتم نوسان نرخ ارز، LnY_w لگاریتم شاخص درآمد واقعی واردکنندگان خرما ایران (متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای متقاضی)، $LnnOil$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت، D_{137} متغیر موهومی مربوط به سال ۱۳۷۶ و D_{137} متغیر موهومی مربوط به سال ۱۳۷۵ را نشان می‌دهد. در رابطه عرضه صادرات خرما، شاخص درآمد کشورهای واردکننده به صورت زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$Yw=\sum_{i=1}^{n}\alpha_i Y_i \qquad \sum\alpha_i=1$$

که در آن α_i سهم کشور iام از واردات کالا و Y_i درآمد واقعی کشور واردکننده iام (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت) است. برای محاسبه این شاخص کشورهای امارات، آلمان، روسیه، پاکستان، ترکیه، آذربایجان، مالزی، هند، افغانستان، ارمنستان و تاجیکستان به عنوان واردکنندگان اصلی خرما ایران در نظر گرفته شدند. به لحاظ نظری و براساس تئوری‌های اقتصادی انتظار بر این است که ارتباط میان میزان صادرات خرما با قیمت نسبی، نرخ ارز و میزان تولید داخلی آن، مستقیم باشد. به عبارت دیگر انتظار بر این است که با افزایش قیمت نسبی صادراتی، نرخ ارز و میزان تولید داخلی خرما، میزان صادرات این محصول افزایش یابد. همچنین به لحاظ تئوریکی انتظار بر این است که ارتباط میان میزان صادرات محصولات کشاورزی با شاخص درآمد کشورهای واردکننده ارتباطی مستقیم بوده و بر این اساس با افزایش درآمدهای کشورهای طرف تجاری و واردکننده محصولات کشاورزی ایران، تقاضا برای واردات این محصولات از ایران (عرضه صادرات ایران) افزایش یابد.

بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل فوق، در جدول۸۰-۳ گزارش شده است. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که به جز متغیر مقدار تولید خرما ایران، مابقی متغیرها با یک بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند.

جدول۸۰-۳: بررسی درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع صادرات خرما

نام متغیر	آماره ADF			آماره PP			درجه ایستایی
	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح بحرانی	سطح معناداری	
$LnEX$	-۲/۴	-۳/۶۷	۰/۱۴۷	-۲/۴۳	-۳/۶۷	۰/۱۴	I (۱)
$\Delta(LnEX)$	-۶/۶۴	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۶/۶۸	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnE	-۱/۵۲	-۳/۶۷	۰/۵۰۰	-۱/۷۱	-۳/۶۷	۰/۴۱۴	I (۱)
$\Delta(LnE)$	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	-۳/۷۷	-۳/۶۷	۰/۰۰۸	
LnP	-۲/۳۵	-۳/۶۷	۰/۱۶۳	-۲/۴۸	-۳/۶۷	۰/۱۲۸	I (۱)
$\Delta(LnP)$	-۵/۴۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	-۵/۵	-۳/۶۷	۰/۰۰۰	
LnQ	-۴/۷۸	-۴/۲۹	۰/۰۰۳	-۴/۶۸	-۴/۲۹	۰/۰۰۳	I (۰)
LnY_w	۱/۷۲	-۳/۶۷	۰/۹۹۹	۲/۲۴	-۳/۶۷	۰/۹۹۹	I (۱)
$\Delta(LnY_w)$	-۴/۲۳	-۳/۶۷	۰/۰۰۲	-۴/۱۶	-۳/۶۷	۰/۰۰۳	
$LnnOil$	۱/۴۱	-۳/۶۷	۰/۹۹۸	۰/۶۶۳	-۳/۶۷	۰/۹۸۲	I (۱)
$\Delta(LnnOil)$	-۲/۹۹	-۲/۹۷	۰/۰۴۷	-۲/۹۸	-۲/۹۶	۰/۰۴۸	

ماخذ: نتایج تحقیق

بنابراین با توجه به نتایج آزمون ایستایی و الگوریتم الگوسازی فمبای (۱۹۹۸) می‌توان مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده ARDL ارائه شده توسط پسران و پسران را به عنوان مدل مناسب جهت برآورد تابع صادرات خرما انتخاب نمود. به همین منظور ابتدا وقفه بهینه جهت برآورد مدل با استفاده از آماره‌های آکائیک AIC، شوآرتز- بیزین SCB و یا حنان کویین HQ تعیین شده و سپس وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت با استفاده از ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته (صادرات خرما) بررسی می‌شود. بررسی وقفه‌های مدل‌های برآورد شده نشان داد که به منظور برآورد مدل تابع صادرات خرما، لازم است تا از یک وقفه برای متغیرها استفاده شود. با استفاده از این تعداد وقفه بهینه، نتایج مدل کوتاه مدت تابع صادرات خرما در جدول۸۱-۲ ارائه شده است. همانطور که در جدول۸۱-۳ مشاهده می‌شود، همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی دار می باشند. $\bar{R}^2$=۰/۸۳ بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی (۸۳ درصد) از تغییرات متغیر مقدار صادرات خرمای ایران توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی‌داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی‌داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل بصورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و بصورت درصد تفسیر خواهد شد. نتایج الگوی پویا نشان

می‌دهد که در کوتاه‌مدت کمترین و بیشترین تاثیر بر روی صادرات خرما، به ترتیب مربوط به سطح قیمت نسبی (۰/۰۷۹) و درآمد وزنی واردکنندگان خرما ایران (۵/۰۲) می‌باشد. بررسی نتایج جدول نشان می‌دهد که طبق انتظار تئوریکی، قیمت‌های نسبی، سطح تولید و نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر مقدار صادرات محصول خرما دارد. بر این اساس، اگر سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار صادرات خرما ۰/۰۷۹ درصد افزایش می‌یابد. همچنین در مورد متغیر نرخ ارز، با افزایش یک درصدی در مقدار نرخ ارز و یا به عبارتی کاهش ارزش پول ملی، مقدار صادرات این محصول ۰/۱۹۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین بررسی متغیر موهومی در سال ۱۳۷۵ نشان می‌دهد که تغییرات ایجاد شده اثر مثبت بر صادرات این محصول داشته است، حال آنکه متغیر موهومی در سال ۱۳۷۶ تاثیر منفی و معکوس بر صادرات محصول خرما داشته است.

جدول۸۱-۳: مدل پویای کوتاه مدت تابع صادرات خرما

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
$LnEX(-1)$	۰/۲۴۶	۰/۱۴۹	۱/۶۴	۰/۱۲۳
LnE	۰/۱۹۶	۰/۰۸۳	۲/۳۶	۰/۰۳۴
LnY_w	۵/۰۲	۲/۷۷۲	۱/۸۱۲	۰/۰۹۳
LnP	۰/۰۷۹	۰/۰۸۱	۰/۹۷۹	۰/۳۴۵
LnQ	۰/۱۷۷	۰/۵۳۴	۰/۳۳۱	۰/۷۴۶
$LnnOil$	−۳/۲۳	۱/۶۱۱	−۲	۰/۰۶۶
C	۱۱/۲۶	۷/۰۶	۱/۵۹۳	۰/۱۳۵
D_{137}	۰/۶۹۷	۰/۱۹۳	۳/۵۹۷	۰/۰۰۳
D_{137}	−۰/۶۴۷	۰/۲۱۹	−۲/۹۴۹	۰/۰۱۱
		F=۸/۱۷	SCB = −۰/۶۲	R^2 =۰/۸۳

ماخذ: نتایج تحقیق

در ادامه برای اطمینان از آن که رابطه بلندمدت حاصل از روش ARDL ارائه شده توسط پسران و پسران کاذب نباشد، با استفاده از روش ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر که بر پایه آزمون t بنا نهاده شده است، معنی‌داری و وجود رابطه بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس چنان چه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه متغیر وابسته (مقدار صادرات خرما) کوچکتر از یک باشد، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگوی مورد نظر تایید می‌شود. لذا برای انجام این آزمون و محاسبه‌ی آماره‌ی آن، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و نتیجه آن بر مجموع

انحراف معیار ضرایب یاد شده تقسیم گردد. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۴۸-۳، مقدار آماره t برای محصول خرما به صورت زیر می‌باشد:

$$t = \frac{(۰/۲۴۶ - ۱)}{(۰/۱۴۹)} = \frac{-۰/۷۵۴}{۰/۲۱۲} = -۳/۹۰$$

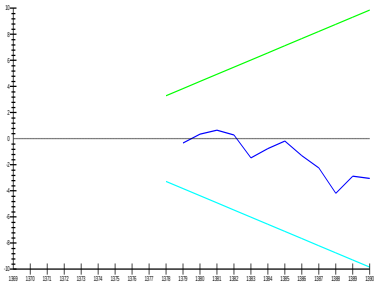
با توجه به نتایج آزمون بنرجی، دولادو و مستر از آن جا که مقدار آماره t محاسباتی (۳/۵۵-) از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد (۳/۸۲-) بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر رد شده و می‌توان فرض مقابل آن مبنی بر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو را پذیرفت. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های صحت مدل برآورد شده در جدول۸۲-۳ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که هر چهار فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس تایید شده و مدل برآورد شده برای تابع عرضه صادرات خرما از حیث روابط اقتصاد سنجی دارای اعتبار لازم می‌باشد.

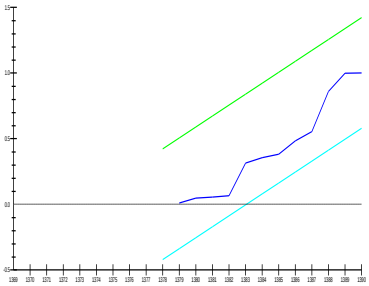
جدول۸۲-۳: آماره‌های اعتبارسنجی و صحت برآورد تابع صادرات خرما ایران

	آماره LM		آماره F	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
آزمون خود همبستگی	۱/۷۴۵	۰/۱۸۶	۱/۰۳۴	۰/۳۲۹
آزمون فرم تابعی	۱/۴۵۱	۰/۲۲۸	۰/۸۴۷	۰/۳۷۵
آزمون نرمالیته	۰/۱۷۷	۰/۹۱۵	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۰۳۸	۰/۸۴۴	۰/۰۳۵	۰/۸۵۳

ماخذ: نتایج تحقیق

این آزمون از آماره جمع انباشته CUSUM و آماره مربع جمع انباشته CUSUMSQ استفاده می‌شود. چنانچه آماره مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گیرد، فرضیه صفر مبتنی بر عدم تغییر ساختاری رد نخواهد شد. نمودار ۴۵-۳ و ۴۶-۳ نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. بر این اساس با توجه به آن که آماره دو آزمون مورد نظر بین خطوط مرزی که بصورت خط راست هستند قرار گرفته است، لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود تغییر ساختاری رد می‌شود. بنابراین می‌توان وجود شکست ساختاری در مدل را رد کرد و لذا پارامترهای برآورد شده در الگوی عرضه صادرات خرما پایدار و با ثبات هستند





نمودار ٤٥-٣: نمودار Cusum برای پایداری ضرایب **نمودار ٤٦-٣: نمودار CusumsQ برای پایداری ضرایب**

بر این اساس نتایج بدست آمده از رابطه تعادلی بلندمدت یاد شده در جدول۸۳-۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد در صورتی که سطح قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، مقدار صادرات خرما در بلندمدت ۰/۱۰۵ درصد افزایش خواهد داشت که علامت این ضریب براساس انتظار و مبانی تئوریکی می‌باشد، اما از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. از آنجائی که این ضریب مقدار کشش صادرات خرما نسبت به متغیر قیمت‌های نسبی را نشان می‌دهد، لذا در صورت افزایش یک درصدی در قیمت نسبی صادراتی خرما، مقدار صادرات این محصول حدود ۰/۱۰۵ درصد افزایش می‌یابد. همچنین بررسی ضریب متغیر تولید داخلی که نشان‌دهنده‌کشش صادرات نسبت به تولید است، حاکی از آن است که اگر سطح تولید داخلی یک درصد افزایش یابد، مقدار صادرات محصول خرما ۰/۲۳۵ درصد افزایش خواهد داشت، اما این متغیر نیز از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. در واقع بالا بودن ضریب متغیر تولید نشان دهنده‌ی اهمیت توجه به سطح زیرکشت و تولید داخل خرما کشور به منظور ارز آوری بالا در این محصول صادراتی می‌باشد. کشش متغیر نرخ ارز برای محصول خرما نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در نرخ ارز (معادل با کاهش ارزش پول ملی)، مقدار صادرات آن حدود ۰/۲۶ درصد افزایش خواهد یافت. این موضوع نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی نرخ ارز، مقدار صادرات محصول خرما کشور حدود ۰/۲۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش در درآمدهای کشورهای وارد کننده خرما ایران، در بلندمدت منجر به افزایش صادرات خرما به میزان ۶/۶۷ درصد خواهد شد که بیشترین مقدار اثرگذاری در بین متغیرهای مستقل را بر مقدار صادرات این محصول دارد. در واقع این موضوع نشان می‌دهد که واردات محصول خرما از ایران برای کشورهای

شریک تجاری ایران در تجارت این محصول اهمیت بالایی داشته و با افزایش درآمد این کشورها، مقدار بیشتری از این محصول را خریداری می‌کنند. همچنین ضریب متغیر موهومی سال ۱۳۷۶ نیز در بلندمدت اثرات منفی خود را حفظ نموده و دارای ضریب تاثیر ۰/۸۵۹- در تابع عرضه صادرات خرما می‌باشد. در نهایت ضریب تاثیر متغیر موهومی سال ۱۳۷۵ در تابع صادرات خرما ۰/۹۲۶ محاسبه شده است.

جدول۸۳-۳: رابطه بلندمدت تابع صادرات خرما ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
LnE	۰/۲۶	۰/۰۸۸	۲/۹۵	۰/۰۱۱
LnP	۰/۱۰۵	۰/۱۰۵	۱	۰/۳۳۴
LnQ	۰/۲۳۵	۰/۶۸۵	۰/۳۴۳	۰/۷۳۷
LnY_w	۶/۶۷	۳/۹۰۸	۱/۷۰۷	۰/۱۰
$LnnOil$	-۴/۳	۲/۱۹۹	-۱/۹۵۵	۰/۰۷
C	۱۴/۹۵	۸/۷۴	۱/۷۱	۰/۱۰
D_{137}	۰/۹۲۶	۰/۳۲۳	۲/۸۶۷	۰/۰۱۳
D_{137}	-۰/۸۵۹	۰/۴۰۴	-۲/۱۲۴	۰/۰۵۳

ماخذ: نتایج تحقیق

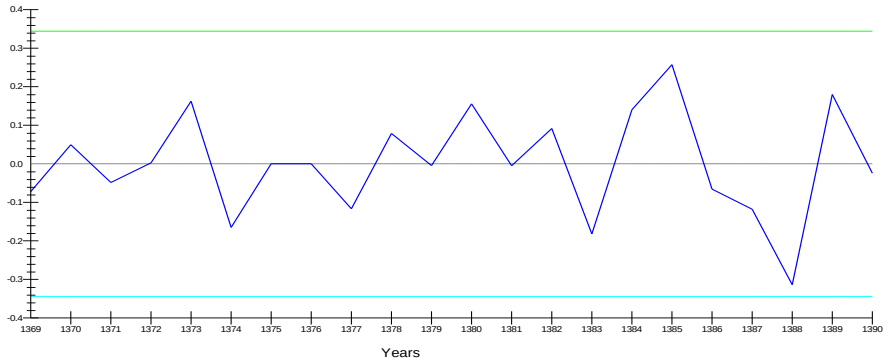
همچنین برررسی آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده برای تابع صادرات خرما که در جدول۸۴-۳ ارائه شده است نشان می‌دهد که در ۶ وقفه اول فرض صفر قابل قبول بوده و خودهمبستگی بین پسماندهای مدل وجود ندارد و لذا آماره‌های محاسباتی از حیث علامت و سطح معناداری و همچنین حداقل واریانس دارای اطمینان مورد نیاز به منظور تفسیر هستند.

جدول۸٤-۳: آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل برآوردی صادرات خرما

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
OLS RES (-1)	-۰/۵۵۹	۰/۴۴۲	-۱/۲۶	۰/۲۲۴
OLS RES (-2)	-۰/۰۰۲	۰/۴۹۳	-۰/۰۰۵	۰/۹۹۵
OLS RES (-3)	-۰/۱۳۴	۰/۷۷	-۰/۱۷۴	۰/۸۶۴
OLS RES (-4)	۰/۷۳۳	۱/۲۵	۰/۵۸۵	۰/۵۶۷
OLS RES (-5)	۱/۲۱۸	۱/۲۴۸	۰/۹۷۵	۰/۳۴۴
OLS RES (-6)	۰/۳۸۸	۰/۸۴۴	۰/۴۵۹	۰/۶۵۲
			F =۰/۸۱۸	۰/۵۸۸

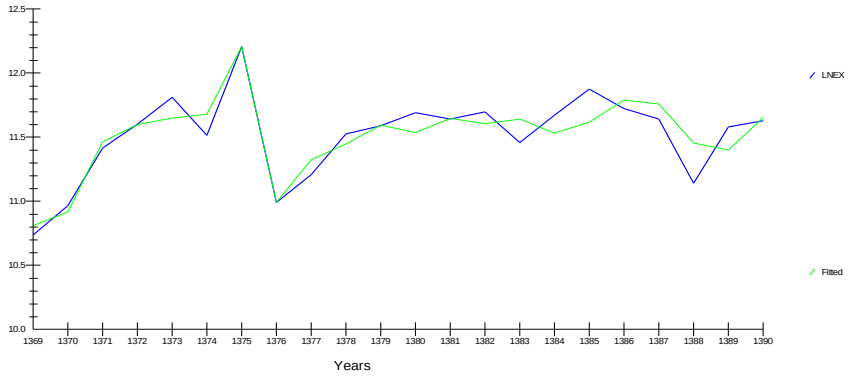
ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین به منظور اطمینان از نرمال بودن پسماندهای مدل بلندمدت برآورد شده، نمودار پسماند به صورت شکل ۳-۴۷ ارائه می‌شود. بررسی نمودار نشان می‌دهد که مقادیر پسماندهای مدل برآورد شده در محدوده‌ی مجاز آماری (سطح ۵ درصد) بوده که حکایت از نرمال بودن آن دارد. لذا این موضوع نشان می‌دهد که آماره‌های t محاسبه شده در جدول ۳-۸۴ برای متغیرهای مدل بلندمدت دارای حداقل واریانس بوده و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار هستند.



نمودار ۳-۴۷: پسماند مدل برآورد شده برای تابع صادرات خرما ایران

بررسی نمودار ۳-۴۸ که مقدار واقعی و پیش‌بینی شده صادرات خرما کشور می‌باشد، نشان می‌دهد که نمودار مقادیر واقعی و تخمین زده شده صادرات خرما با استفاده از الگوی پیشنهادی، بر روی یکدیگر منطبق می‌باشند. این موضوع حاکی از آن است که متغیرهای پیشنهادی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل، بخش اعظمی از تغییرات مقدار صادرات خرما را توجیه کرده و نوسانات اختلاف این دو مقدار با یکدیگر بسیار ناچیز است.



نمودار ٤٦-٣: مقدار واقعی و پیش‌بینی شده صادرات خرمای کشور

به منظور اطمینان از ثبات و پایداری روابط بدست آمده از برآورد الگوی مورد نظر در دوره مورد بررسی و همچنین اطمینان از ثبات پارامترهای مدل صادرات خرما، از روشی که توسط براونو همکاران (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده می‌شود. یکی از فواید اصلی الگوی تصحیح خطا نمایان ساختن ساختار پویایی کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی برآورد ضرایب الگوی بلندمدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول متغیرهای دیگر الگو قرار داده، سپس با کمک روش برآورد حداقل مربعات، ضرایب الگو را برآورد نمود. در ادامه به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطا مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت برای متغیر صادرات خرما مورد استفاده قرار گرفته که نتایج بدست آمده از این الگو در جدول85-۳ ارائه گردیده است. براساس نتایج جدول۸۵-۳، آماره R^2 و F نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگوی برآورد شده هستند و حاکی از این است که بخش اعظم تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای تصریح شده در الگو قابل توضیح و همچنین معنی‌داری کلیه ضرایب رگرسیون مورد تایید است. ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری کاملا معنی‌دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتا زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هر دوره تقریبا ۷۵ درصد از عدم تعادل بوجود آمده درمدل، در دوره جاری تعدیل می‌گردد. نتیجه مذکور بدین معنی است که تقریبا زمانی حدود یک دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تعدیل شده و مدل به

تعادل بلندمدت بازگردد. با توجه به اینکه در الگوی تصحیح خطا ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرها مربوط به اثرات کوتاه-مدت بوده و ضرایب بلندمدت نیز در جزء تصحیح خطا وجود دارد، بررسی متغیر قیمت‌های نسبی نشان می‌دهد که مقدار اثر گذاری این متغیر بر صادرات محصول خرما، در بلندمدت بیش از دوره کوتاه مدت می‌باشد و افزایش یک درصدی در مقدار آن، سطح صادرات محصول خرما را بیشتر افزایش می‌دهد. همچنین میزان اثرگذاری تولید خرما در بلندمدت بر مقدار صادرات این محصول، بیش از دوره کوتاه‌مدت می‌باشد. متغیر نرخ ارز نیز در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت به یک اندازه بر مقدار صادرات محصول خرما تاثیر می‌گذارد.

جدول۸۵-۳: نتایج برآورد مدل ECM تابع صادرات خرما ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
$dLnE$	۰/۱۹۶	۰/۰۸۳	۲/۳۶	۰/۰۳۴
$dLnP$	۰/۰۷۹	۰/۰۸۱	۰/۹۷۹	۰/۳۴۵
$dLnQ$	۰/۱۷۷	۰/۵۳۴	۰/۳۳۱	۰/۷۴۶
$dLnY_w$	۵/۰۲	۲/۷۷۲	۱/۸۱۲	۰/۰۹۳
$dLnnOil$	−۳/۲۳	۱/۶۱۱	−۲	۰/۰۶۶
dC	۱۱/۲۶	۷/۰۶	۱/۵۹۳	۰/۱۳۵
dD_{137}	۰/۶۹۷	۰/۱۹۳	۳/۵۹	۰/۰۰۳
dD_{137}	−۰/۶۴۷	۰/۲۱۹	−۲/۹۴	۰/۰۱۱
$Ecm\ (-1)$	−۰/۷۵۳	۰/۱۴۹	−۵/۰۲	۰/۰۰۰

$$Ecm = LnEX - ۰/۲۶ \times LnE - ۶/۶۷ \times LnY_w - ۰/۱۰۵ \times LnP - ۰/۲۳۵ \times LnQ + ۱۴/۳ \times LnnOil - ۱۴/۹۵ \times C - ۰/۹۲۶ \times D_{۱۳۷۶} + ۰/۸۵۹ \times D_{۱۳۷۶}$$

ماخذ: نتایج تحقیق

فصل چهارم:

تاثیرات قیمت حامل های انرژی بر تولید محصولات منتخب کشاورزی

مقدمه

به منظور بررسی تاثیر قیمت حامل انرژی بر مقدار مصرف آن در تولید محصولات مختلف ناگزیر از برآوردتوابع تولید محصولات مختلف و تقاضای مشتق شدن این نهاده در تولیدهر یک از محصولات مورد بررسی هستیم. تصریح شکل تبعی مناسب تایع تولید و برآورد ضرایب آن در گرو بررسی مطالعات پیشین و سهم نقاط قوت و ضعف شکل های تبعی گوناگون در توضیح رابطه بین مقدار نهاده های مصرفی و مقدار تولید محصول است. برای این منظور در این فصل ابتدا مروری خواهیم داشت بر مطالعات پیشین و آنگاه نتایج برآورد توابع تولید محصولات مختلف به ترتیب ارائه خواهد شد.

مروری بر مطالعات پیشین

مظهری و یزدانی (۱۳۷۴)، به برآورد و تحلیل تابع تولید چغندرقند در شهرستان مشهد پرداختند. برای این مطالعه، دوتابع کاب داگلاس و ترانسلوگ، مد نظر بوده است. پس از برآورد هر دو تابع و مقایسه آنها مشخص شد که دو تابع تفاوت معنی-داری با هم ندارند، بنابراین از تابع کاب داگلاس که فرم محدود شده ترانسلوگ است، استفاده شد. متغیرهای مورد بررسی در این مقاله، مقدار تولید چغندرقند، سطح زیر کشت، کود، تعداد نیروی کار خانوادگی و دستمزدی، سم می‌باشند. متغیر بذر به دلیل همخطی شدید با متغیر سطح زیر کشت از معادلات حذف شد. براساس تابع تولید برآورد شده، کشش‌های جزیی تولید نسبت به سطح زیر کشت، مقدارکود، تعداد نیروی کار دستمزدی به ترتیب عبارتند از ۰/۵۱، ۰/۲۶، ۰/۲۱ می‌باشد که بیانگر آن است‌که از این منابع در ناحیه اقتصادی تولید (ناحیه دوم) استفاده شده است.

کوپاهی و کاظم‌نژاد (۱۳۷۵)، در مطالعه ای به محاسبه بهره‌وری عوامل تولید با استفاده از تابع تولید چای در استان گیلان پرداختند. برای رسیدن به هدف‌های مورد نظر تحقیق، فقط دو تابع تولید کاب داگلاس و متعالی مورد استفاده قرار گرفته است. در این روش تابع کاب داگلاس به عنوان مدل مقید و مدل متعالی غیرمقید در نظر گرفته می‌شود و با استفاده از آزمون F (والد) به تعیین مدل بهتر اقدام گردیده است. جهت برآورد تابع تولید چای از متغیرهای کمی و کیفی بسیاری از قبیل نیروی کار خانوادگی، نیروی کار استخدامی، کود، اجاره زمین، آفت، میزان تحصیلات، سن، اعتبارات، تعداد دفعات برداشت و ... استفاده شده است. بعد از برآورد تابع تولید متغیرهای سن، تحصیلات، اعتبارات، آفت به علت معنی‌دار نبودن و در بعضی موارد به علت همخطی شدید بین آنها از مدل حذف شدند. پس از برآورد مدل‌ها، با استفاده از آزمون F حداقل

مربعات مقید معلوم شد که مدل متعالی از کاب داگلاس بهتراست (F=۲/۶۹). کشش تولید در تابع متعالی مقدار ثابتی نبوده و بستگی به مقدار نهاده دارد و می‌توان به راحتی از این طریق نواحی تولید را نشان داد.

ترکمانی (۱۳۷۹) در مطالعه خود به تحلیل اقتصادی تولید، کارایی فنی و بازاریابی زعفران ایران پرداخت. چون حدود ۹۹٪ زعفران ایران در مناطق مختلف استان خراسان تولید می شود لذا مطالعه حاضر در این منطقه صورت گرفته است. داده‌های مورد نیاز از زعفران‌کاران شهرستان‌های تربت حیدریه، قاینات وگناباد در پاییز ۱۳۷۸ و با تکمیل ۲۳۲ پرسش‌نامه جمع‌آوری شد. به منظور انتخاب نمونه، از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه بندی شده استفاده گردید. پس از برآورد توابع تولید به دو شکل ترانسلوگ و ترانسندنتال روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، در هرکدام از شهرستان‌های مورد مطالعه، برای تعیین تابع تولید مناسب از آزمون F حدقل مربعات مقید استفاده تابع تولید ترانسندنتال به عنوان تابع تولید زعفران انتخاب شد. به منظور تعیین نواحی تولید، کشش تولید نسبت به هر نهاده محاسبه شد. نتایج نشان می دهد که زعفران‌کاران از تعدادی نهاده‌ها به نحو مناسب استفاده نمی‌کنند. محاسبه کارایی فنی بیانگر امکان افزایش کارایی، با کاهش فاصله بین زعفران-کاران دارای کارایی زیاد با دیگر بهره‌برداران می‌باشد.

ارسلان بد (۱۳۸۰)، در مطالعه خود به تحلیل اقتصادی تولید سیب در ارومیه پرداخت و دو شکل تبعی درجه اول و کاب داگلاس را مورد مقایسه قرار داد. متغیرهای مستقل توابع تولید، هزینه های کود دامی، کود شیمیایی، نیروی انسانی، ماشین آلات، سم، دیگر هزینه ها، سطح باغ (مترمربع) و متغیر وابسته، ارزش تولیدات می‌باشد. پس از برآورد هر دو تابع تولید، ضرایب تعیین به ترتیب برای تابع درجه اول ۰/۶۹ و تابع کاب داگلاس ۰/۶۱ برآورد شد و همه ضرایب برآورد شده (به جز درمورد کود شیمیایی) مثبت است. جمع ضرایب تابع کاب داگلاس بازده نسبت به مقیاس را نشان می‌دهد. چون جمع ضرایب بزرگتر از یک است، بازده مقیاس فزآینده وجود دارد و بیانگر این است که اگر وسعت فعالیت باغداری افزایش یابد، در هزینه‌ها صرفه‌جویی می‌شود. طبق توابع تولید برآوردشده، کشش تولیدی (به جز برای کودشیمیایی) همه مثبت و کوچکتر از یک هستند و کشش تولیدی نیروی انسانی بیشتر از نهاده‌های دیگر بوده است.

دریساوی (۱۳۸۰) در مطالعه خود اقدام به برآورد تابع تولید نیشکر و شکر در کشت و صنعت هفت تپه نمود. براساس نتایج این مطالعه افزایش نیروی کار بدون افزایش سطح زیرکشت، باعث کاهش تولید نیشکر شده و تولید را وارد ناحیه سوم می کرد. دلیل این امر آن بود که بخش کشت واحد هفت تپه از نیروی کار اشباع بود و افزایش نیروی انسانی علاوه بر

اینکه باعث افزایش تولید نمی شد بلکه تاثیر کاهشی (به صورت افزایش قیمت تمام شده محصول، افزایش حقوق ودستمزد، ایجاد بیکاری آشکار و...) بر تولید محصول نیشکر داشت. افزایش آب مصرفی و کود در دوره مورد مطالعه هیچ تاثیری مثبت بر تولید نیشکر نداشت.

یزدانی و تابنده تهرانی (۱۳۸۰)، در مطالعه ای به بازده عوامل تولیدی به کار رفته در فرآیند تولید پنبه در دشت گرمسار با استفاده از روش‌های اندازه‌گیری بهره‌وری و تابع تولید (ترانسندنتال)پرداختند. نتایج تحقیق نشان دادنهاده های بذر اصلاح شده، کود اوره، فسفره، علف‌کش، نیروی کار خانواده به طور بهینه اما کود حیوانی و سایر کودها و بذر بومی در ناحیه سوم تولید و بیش از حد بهینه مصرف شده اند.

ترکمانی (۱۳۸۱) به تحلیل اقتصادی تولید و بازاریابی انجیر آبی در استان سمنان پرداخت. برای تخمین تابع تولید انجیر از دو فرم تابع تولید ترانسندنتال و ترانسلوگ استفاده شد. متغیرهای مورد استفاده دراین توابع سم، کود حیوانی، کارگر خانوادگی بر حسب روز–نفر و کارگر روزمزد بر حسب روز ـ نفر، تعداد دفعات آبیاری باغ، تعداد درخت بودند. پس از برآورد هر دو مدل به روش حداقل مربعات معمولی، برای مقایسه آنها از آزمون F حداقل مربعات مقید، استفاده گردید. در نهایت، از تابع ترانسلوگ برای تعیین رابطه تولید و تحلیل نحوه تولید استفاده شد. کارایی فنی انجیرکاران عضو نمونه نیز با تخمین تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی محاسبه شده است. در روش تصادفی تخمین تابع مرزی، به تاثیر عوامل برون زا مانند تاثیر تغییرات جوی بر کارایی بهره‌برداری‌های کشاورزی توجه می‌شود و از این رو بر دیگر روش های تعیین کارایی همچون برنامه‌ریزی خطی و حداقل مربعات تصحیح شده برتری دارد. نتایج پژوهش بیانگر آن است که انجیرکاران از بیشتر نهاده‌ها در حد منطقی تولید استفاده نمی‌کنند. تخمین تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ نشان داد که تفاوت معنی‌داری بین کارایی فنی انجیرکاران وجود ندارد. بیشتر انجیرکاران (۸۳/۳ درصد) نهاده سم را ناحیه سوم تولید مصرف می‌کردند و تنها ۱۶/۷ درصد آنها از سم در ناحیه دوم یعنی به صورت منطقی و اقتصادی استفاده کرده‌اند اعضای نمونه در بکارگیری میزان مصرف کود حیوانی منطقی عمل کرده‌اند. در مورد نیروی کار خانوادگی ۴۳/۳ درصد انجیرکاران در ناحیه اول تولید، ۴۰ درصد ناحیه اقتصادی تولید، و ۱۶/۷ درصد در ناحیه سوم تولید عمل کرده‌اند.

حسین زاد و سلامی (۱۳۸۳)، در مطالعه خود به برآورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی از روش تابع تولید، برای محصول گندم پرداختند. آمار و اطلاعات مورد نیاز این تحقیق از طریق نمونه‌گیری تصادفی دو مرحله ای از گندمکاران اراضی زیر

سد و شبکه علویان مراغه با طراحی و تکمیل پرسشنامه گردآوری شده است. اطلاعات لازم از ۵۵ کشاورز گندمکار در سال ۱۳۸۱ جمع آوری شده و شامل متغیرهای سطح زیر کشت، تعداد قطعات، مقدار تولید، مقدار نهاده‌های مختلف مصرف شده در مراحل مختلف کاشت، داشت، برداشت و همچنین قیمت و هزینه نهاده‌های مصرف شده است. به منظور نشان دادن تاثیر انتخاب الگوهای مختلف بر مقدار ارزش اقتصادی آب در تولیدمحصول گندم پنج نوع تابع تولید که شامل کاب داگلاس، ترانسندنتال، ترانسلوگ، درجه دوم تعمیم یافته و لئونتیف تعمیم یافته به عنوان جایگزین‌های اولیه برای بیان رابطه عوامل تولید و مقدار تولیدگندم، انتخاب و با استفاده از اطلاعات جمع‌آوری شده برآورد شده‌اند. تابع درجه دوم تعمیم یافته به عنوان شکل تبعی برتر روابط تولید گندم در منطقه برآورد شد. در این مطالعه اثر انتخاب نوع تابع تولید بر مقادیر برآورد شده پارامترهای ساختاری و اهمیت دقت در انتخاب صحیح تابع برای جلوگیری از استنباط‌های نادرست از نتایج مطالعات تجربی را به خوبی نشان می دهد. پس از برآورد تابع ارزش اقتصادی آب با استفاده از پارامترهای برآوردشده توابع محاسبه گردید. کشش تولیدی آب براساس توابع تولید مختلف درجدول زیر آمده است.

جدول ۱-٤: کشش تولیدی نهاده آب در توابع تولید مختلف

نام تابع	کشش تولیدی آب
کاب- داگلاس	۰/۳۹
ترانسندنتال	۰/۴۴
ترانسلوگ	۰/۴۳
لئونتیف تعمیم یافته	۰/۴۶
درجه دوم تعمیم یافته	۰/۲۹

صفوی و تور (۱۳۸۳)، در مطالعه خود به بررسی و برآورد تابع تولید کیوی در استان مازندران پرداختند. در این تحقیق از توابع تولید کاب داگلاس، لئونتیف، چند جمله ای درجه دوم و سوم، ترانسندنتال، ترانسلوگ استفاده شده است. از این میان، تابع تولید درجه دوم با توجه به بهترین برازش و امکان در برداشتن مناطق سه گانه تولید به طور همزمان در یک برآورد به عنوان مدل نهایی انتخاب شد. نتایج تحقیق نشان می دهد که میزان به کارگیری نهاده سطح زیرکشت درمنطقه سوم تولید و نهاده‌های کود شیمیایی، سن درختان و نیروی انسانی در منطقه دوم تولید قرار دارد، ولی با توجه به آنکه ارزش تولید نهایی نهاده‌های کود شیمیایی و نیروی انسانی از قیمت آن نهاده‌ها کمتر بوده لذا میزان بکارگیری نهاده‌های مذکور کمتر از حد بهینه می‌باشد.

سلامی و عزیزان (۱۳۸۴) در مطالعه خود فرم مناسب تابع تولید برنج در ایران را مورد ارزیابی و بررسی قرار دادند. در این مطالعه، با توجه به پراکندگی نسبتا کم جغرافیای کشت برنج و سازگاری آن با شرایط اقلیمی متفاوت شمالی و جنوبی کشور، می‌توان گفت که عملکرد در واحد سطح و هزینه‌های مصرف شده در تولید آن در مناطق گوناگون متفاوت است و نمی‌توان با ترکیب معینی از نهاده‌ها به مقدار مشابهی تولید در مناطق مختلف دست یافت. بنابراین در این مقاله، نواحی شمالی کشور به علت تشابه شرایط اقلیمی به عنوان یک ناحیه و استان‌های فارس و خوزستان به صورت نواحی جداگانه در نظر گرفته شدند. با توجه به ماهیت تولید برنج و همچنین نیازهای تحقیق پنج نوع تابع تولید خطی، درجه دوم، ترانسلوگ، کاب داگلاس، ترانسندنتال که بیشترین کاربرد را در سطح جهانی در ارتباط با محصولاتی مانند برنج دارد، برآورد گردید و نتایج مورد آزمون قرارگرفت و با استفاده از معیارهای رایج مدل، مناسب ترین فرم تابع تولید کل برنج انتخاب شد. از میان توابع تولید مد نظر، فرم تابع درجه دوم بر اساس معیارهای انتخاب مدل (ضریب تعیین تعدیل شده، تعداد متغیرهای معنی‌دار شده و....) بیان کننده رفتار تولیدی تولیدکنندگان بوده و به عنوان بهترین فرم تابع تولید برنج انتخاب شد. همچنین نتایج نشان داد که از متغیرهای کود فسفره، سطح زیرکشت، دما، بارندگی دوره کاشت، بارندگی دوره داشت، متغیرهای موهومی مناطق، اثرات متقابل بین کود ازته و دما و متغیر دما بیشترین تاثیر را تولید برنج دارند.

دانشورکاخکی و همکاران (۱۳۸۶)، در مطالعه ای به بررسی شاخص بهره وری گاو شیری و تعیین حدود استفاده بهینه از نهاده های تولیدی در دامداری صنعتی در یکی از واحدهای تولید شیر آستان قدس رضوی پرداختند. پس از برآورد تابع تولید شیر مشخص شد که میزان استفاده از یونجه خشک، ذرت علوفه ای، تفاله، ذرت دانه ای و جو در ناحیه دوم (ناحیه اقتصادی تولید)، میزان استفاده از ملاس در ناحیه اول (ناحیه غیراقتصادی تولید) و میزان استفاده از سبوس و نیز تعداد گاو های شیری موجود در این واحد تولیدی در ناحیه سوم (ناحیه غیر اقتصادی) قرار دارند. شاخص بهره وری هر گاو شیری بزرگتر از یک یعنی۱/۴ تعیین شده است، یعنی به ازای هر ۱۰۰ ریال هزینه برای یک گاو، به طور متوسط ۴۰ریال سود خالص به دست می آید.

فتاحی (۱۳۸۷)، در مطالعه ای به برآورد تابع تولید پسته و عوامل موثر بر آن در شهرستان اردکان پرداخت. عوامل تولید شامل سطح زیرکشت، نیروی کار، کود حیوانی، سم، آب، سن بیولوژیکی، سال آوری محصول پسته می‌باشد. سال‌آوری پسته یعنی در یکسال محصول بیشتری و در سال بعد، به علت اینکه مواد غذایی کمتری به آن می‌رسد، محصول کمتری

دارد. دلیل در نظر گرفتن سن بیولوژیکی در تابع تولید این است که پسته دارای تابع رشد بیولوژیکی خاصی است و پس از مدتی (۴۰–۴۵ سال) تولید آن کاهش می‌یابد، بنابراین بر تولید موثر است. پس از برآورد انواع تابع در نهایت دو تابع کاب داگلاس و ترانسندنتال با توجه به ویژگی‌های یک مدل خوب انتخاب شد که جهت تعیین برتری از آزمون F (مقید و نامقید) استفاده شد که تابع کاب داگلاس برتری داشت. در این حالت متغیر سطح زیرکشت متغیر مستقل بوده و همخطی شدیدی با متغیرهای دیگر ایجاد کرد و از مدل حذف شد. اثر عوامل موثر بر تولید به شرح زیر است: با افزایش شوری آب آبیاری باعث کاهش عملکرد به طور معنی‌داری نشده است و دلیل آن مقاومت کردن تدریجی پسته در طول زمان نسبت به شوری آب است. مصرف بیشتر کود حیوانی هیچ گونه تاثیر معنی دار بر عملکرد نداشت یعنی کشاورزان بیش از حد بهینه از کود حیوانی مصرف می‌کنند. کود شیمیایی در سطح ۹۹٪ باعث وجود اختلاف معنی‌داری در عملکرد می شود. افزایش میزان مصرف سم لزوما باعث افزایش عملکرد نمی‌شود. در سطح احتمال ۹۹٪ افزایش استفاده از نیروی کار باعث افزایش عملکرد می شود و عامل سال آوری تاثیر معنی داری بر تولید پسته دارد.

کرباسی و نوری توپکانلو (۱۳۸۷)، در مطالعه خود به بررسی عوامل موثر بر بهره وری تولید زیره سبز آبی و میزان استفاده بهینه از نهاده‌ها پرداختند. آنها از توابع تولید کاب داگلاس و تابع متعالی استفاده کردند. نتایج تابع تولید متعالی به عنوان تابع برتر نشان می داد که نهاده‌های نیروی کار، کود شیمیایی، دفعات آبیاری در ناحیه سوم تولید (ناحیه غیر اقتصادی تولید) و بیش از حد به کار برده می شدند. اما بذر مصرفی در ناحیه اول تولید قرار داشت و کمتر از حد بهینه به کار می رفت. نیروی کار، کود شیمیایی و بذر مصرفی رابطه معنی‌داری از لحاظ آماری با تولید داشتند و زراعین زیره کار، ترکیب بهینه عوامل تولید را به کار نمی بردند.

اکبری فرد و مهرابی بشرآبادی (۱۳۸۸)، به بررسی رابطه کارایی فنی تولیدکنندگان پسته با سطح زیرکشت در استان کرمان پرداختند. داده‌های مورد نیاز تحقیق از طریق پرسش نامه و مصاحبه با تولیدکنندگان پسته در شهرستانهای پسته خیز استان کرمان جمع آوری شد. در این تحقیق، تابع تولید مرزی تصادفی کاب داگلاس براساس روش حداکثر راستنمایی برآورد نتایج برآورد نشان داد که اثر تمامی متغیرها بر تولید پسته در سطح ۹۵ درصد معنی دار است و بازدهی کاهنده در تولید این محصول وجود دارد. از بین عوامل تولید پسته که عبارتند از: سطح زیر کشت، کود حیوانی، کود شیمیایی، نیروی کار، مقدار استفاده از تراکتور بر حسب ساعت، سم و مقدار آب استفاده شده برحسب ساعت، نیروی کار بیش‌ترین کشش و بیش‌ترین

تاثیر را بر تولید پسته دارد. بررسی کارایی نمونه‌های مختلف نشان می‌دهد که با افزایش سطح زیر کشت پسته، کارایی فنی کاهش یافته است. نتیجه نهایی اینکه میزان، نوع و چگونگی استفاده از عوامل تولید و زمان مصرف نهاده‌های تولید بر کارایی فنی تاثیر قابل توجهی دارد.

علیزاده و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه ای به برآورد تابع تولید انعطاف‌پذیر گوجه فرنگی و بررسی مصرف اقتصادی نهاده‌ها برای محصول گوجه فرنگی در شهرستان جیرفت پرداختند. در این مطالعه با استفاده از توابع تولید انعطاف‌پذیر به بررسی مصرف اقتصادی نهاده‌های تولید در بین گوجه فرنگی کاران شهرستان جیرفت پرداخته شده است. در این مطالعه دو فرم تبعی درجه دوم تعمیم یافته و ترانسلوگ با یکدیگر مقایسه گردید و در نهایت فرم تبعی درجه دوم تعمیم یافته به عنوان فرم تابع برتر انتخاب گردید. نتایج برآورد تابع نشان داد که چهار نهاده کودشیمیائی، بذر، سطح زیرکشت و نیروی کار اثر معنی-دار بر فرایند تولید دارند. همچنین نتایج برآورد کشش تولید نهاده‌های فوق نشان داد که نهاده‌های کودشیمیائی و نیروی کار در ناحیه سوم تولید یا همان ناحیه غیراقتصادی تولید مصرف می‌گردند و دو نهاده بذر و سطح زیرکشت در ناحیه اقتصادی تولید مصرف می‌شدند.

شیخ زین‌الدین و ترکمانی (۱۳۸۸)، در مطالعه خود به بررسی بهره‌وری کل عوامل تولید جو در استان فارس پرداختند. در این مطالعه، توابع تولیدکاب داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ مد نظر می‌باشد. به دلیل در دسترس نبودن داده‌ها در برخی از سال‌ها مورد مطالعه، امکان استفاده از تابع ترانسلوگ وجود ندارد، پس باید از بین دو تابع کاب داگلاس و ترانسندنتال انتخاب صورت گیرد که در این حالت طبق آزمون F بهترین فرم تابع ترانسندنتال تشخیص داده شده است. با توجه به نتایج تابع تولید این نتیجه حاصل شد که تولید جو آبی و دیم تنها نسبت به نهاده زمین کشش‌پذیر می‌باشند و افزایش آن منجر به افزایش تولید می‌گردد. در تولید جو آبی افزایش نهاده کود منجر به افزایش تولید می شود، اما تولید جو دیم با میزان مصرف نهاده کود رابطه عکس دارد. نتایج این مطالعه نشان می دهد که نرخ رشد بهره وری کل عوامل تولید در تولید جوآبی و جو دیم در سال ۱۳۸۰ به ترتیب معادل ۰/۲۴- و ۰/۵۹- می‌باشد. بنابراین در طی این سال‌ها، رشد هزینه‌ها برای جو آبی و دیم بیشتر از رشد ارزش تولید می‌باشد که این امر حاکی از نداشتن بهره وری در تولیداین محصولات، بویژه برای جو دیم می‌باشد.

فردوسی و یزدانی (۱۳۸۹)، تابع تولید پنبه را مورد برآورد و ارزیابی قرار دادند. در این تحقیق شهرستان گرگان به عنوان منطقه مورد مطالعه انتخاب شده است. داده‌های مورد نیاز از طریق پرسشنامه و مصاحبه با پنبه‌کاران گردآوری شد. انتخاب نمونه با روش نمونه گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای انجام گرفته و سپس در هر روستا با توجه به کشاورزان پنبه کار، تعدادی نمونه به صورت تصادفی انتخاب و در مجموع با تعداد ۱۶۳ نفرمصاحبه شد. در این مطالعه از دو تابع ترانسندنتال و کاب داگلاس که کاربرد بیشتری در کشاورزی دارند، استفاده شده است. متغیرهای تابع تولید عبارتند از: مقدارمحصول پنبه (Y)، سطح زیرکشت، نیروی کار، بذر و آب می‌باشند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که متغیر نیروی کار مقدار زیادی از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می دهد. اثر این متغیر در هر دو مدل محسوس‌تر از عوامل دیگر است که این یافته دلالت بر کاربر بودن پنبه دارد. معنی‌دار بودن متغیر آب بها در هر دو مدل با توجه به اینکه حدود ۶۰٪ از کشاورزان دارای تاسیسات استحصال آب هستند، نشان می‌دهد که افزایش سرمایه گذاری در تاسیسات آب افزایش تولید پنبه را به دنبال دارد. معنی دار بودن متغیر سطح زیر کشت نشان دهنده رابطه مستقیم آن با مقدار تولید بوده، اما تاثیر این عامل نسبت به مجموع عوامل دیگر کمتراست. بنابراین تابع ترانسندنتال با تابع کاب داگلاس هیچ تفاوتی از نظر توضیح دهندگی با یکدیگر نداشته و به علت قلت متغیرهای توضیحی، تابع کاب داگلاس بر ترانسندنتال برتری دارد. کشش نهاده‌های تولیدی برآورد شده برای زمین ۰/۱۰۸، نیروی‌کار ۰/۵۹، آب ۰/۰۳۸، بذر ۰/۲۶۵ می‌باشد.

رحیمی (۱۳۸۹)، در مطالعه ای به تعیین بهره وری و کشش قیمتی آب پرداخت و برای برآورد تابع تولید انار در شهرستان ارسنجان از مدل کاب داگلاس استفاده کرد. نتایج تخمین تابع تولید کاب داگلاس نشان داد که نهاده‌های تعداد دفعات آبیاری، مساحت باغ و سن درخت اثرات معنی داری بر تولید دارند و نهاده نیروی کار و کود حیوانی معنادار نمی‌باشند. بهره-وری نهایی هر مترمکعب آب ۰/۵۱۴ و ارزش تولید نهایی آب (به ازای قیمت هر واحد محصول۵۰۰ تومان) برابر با ۲۰۷/۷ برآورد شد.یعنی با افزودن یک متر مکعب آب اضافی، درآمد کشاورزان ۲۰۷/۷ تومان افزایش یافت.

راسخ جهرمی و ناصری جهرمی (۱۳۹۰)، در مطالعه خود به بررسی تابع تولید مرکبات در شهرستان جهرم پرداختند. عوامل موثر بر تولید مرکبات در این تحقیق، نیروی کار، کودشیمیایی و حیوانی، سطح سواد، سابقه کشاورزی، آب، سطح زیرکشت، سن درختان و نوع خاک می‌باشد. همچنین جهت برآورد مدل، از روش رگرسیون تعمیم یافته (GLS) استفاده شد. از بین توابع تولید، تابع درجه دوم به عنوان مدل نهایی انتخاب شد. نتایج تحقیق نشان می دهد،کشش نهاده سطح زیرکشت

۲/۳۵، کودشیمیایی ۰/۱۵، کشش نیروی کار ۳/۲۹- و آب ۱/۰۹ می‌باشد. میزان به کارگیری نهاده‌های سطح زیرکشت و آب مصرفی در ناحیه اول تولید بوده و میزان مصرف نهاده کودشیمیایی در ناحیه دوم تولید و نیروی کار در ناحیه سوم تولید قرار دارد. با توجه به اینکه میزان مصرف کودشیمیایی در ناحیه دوم برآورد شده، ولی ارزش تولید نهایی این نهاده کمتراز قیمت آن محاسبه شده لذا چنین نتیجه گیری شده که میزان مصرف نهاده مذکور کمتر از حد بهینه است.

مرادی شهر بابک (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ی خود به تعیین کارایی تولیدکنندگان بادام استان کرمان (مطالعه موردی شهرستان سیرجان) پرداخته است. دراین مطالعه از روش نمونه گیری تصادفی ساده برای انتخاب نمونه‌ها استفاده شد. جهت برآورد تابع تولید مرزی فرم کاب داگلاس و برای برآورد عدم کارایی فنی تصادفی فرم خطی تابع استفاده شده است. نهاده‌های مورد بررسی نیروی‌کار، ماشین‌آلات، کودشیمیایی، کود حیوانی، سم مصرفی، دفعات آبیاری می‌باشد. در تابع عدم کارایی فنی بهره‌برداران عوامل اجتماعی مانند سن، تجربه، تحصیلات و دفعات آبیاری را به عنوان متغیرهای کیفی در مدل مد نظر قرار می‌دهند. براساس ضرایب تخمین زده شده و محاسبه کشش برای هرکدام از نهاده‌ها که در تولید نقش دارند، کشش نهاده نیروی کار منفی برآورد شده یعنی مقدار مصرف این نهاده بیش از حد بهینه بوده و در ناحیه سوم تولید قرار دارد. نتایج نشان می‌دهد که براساس توابع براورد شده کارایی فنی، تخصیصی، اقتصادی بهره برداران به ترتیب ۶۹، ۶۴ و ۴۴ درصد می باشد. طبق این نتایج عدم توافق بهره برداران در تخصیص منابع موجب گردیده که کارایی اقتصادی درسطح پایین تری از کارایی فنی قرار گیرد.

خلیلیان و همکاران (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ی خود به منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی، فرم‌های تبعی کاب داگلاس، ترانسلوگ و ترانسندنتال را برآورد کردند. سپس با استفاده از معیارها و آزمون‌های اقتصادسنجی، مقایسه توابع تولید و انتخاب تابع تولید برتر صورت پذیرفت. در این مطالعه اثر نهاده انرژی در کنار دو نهاده سرمایه و نیروی کار بر تولید بخش کشاورزی ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۳، بررسی و آزمون شد. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، ارزش افزوده کشاورزی (متغیر وابسته) و موجودی سرمایه، نیروی کار و انرژی (متغیرهای مستقل) است.

از آنجا که تابع کاب داگلاس دارای متغیرهای توضیحی کمتری است، به دلیل داشتن قدرت توضیح دهندگی بیشتر برای توضیح متغیر وابسته تابع، بر مدل‌های با متغیر توضیحی بیشتر ارجحیت دارد و با توجه به مقدار آماره F، فرض صفر مبنی

بر نبود اختلاف بین دو مدل مقید (کاب داگلاس) و غیرمقید (ترانسلوگ وترانسندنتال) رد نشده است، بنابراین مدل مقید (کاب داگلاس) به دلیل سادگی و قدرت توضیح‌دهی بالاتر، بر مدل‌های دیگر ارجحیت دارد.

جدول ۲-٤: مقایسه توابع مختلف ازنظرکشش تولید نهاده در مطالعه خلیلیان و همکاران

نام تابع	کشش کار	کشش نیروی	کشش موجودی سرمایه	کشش انرژی
کاب داگلاس	۰/۹۲		۰/۳	۰/۵۸
ترانسندنتال	۱/۶-تا۴		۲۰-تا۳/۵-	۳/۵ تا ۲۲
ترانسلوگ	۶۲-تا۵۲-		۳۱/۵تا۳۰	۵ تا ۹/۷

توابع ترانسندنتال و ترانسوگ هر دو از لحاظ کشش های متغیرهای توضیحی غیرمنطقی می‌باشند و با مطالعات پیشین و نظریه های اقتصادی و بخش کشاورزی ایران سازگار نمی‌باشند و از این لحاظ رد می‌شوند. برای مثال نتایج بدست آمده از کشش های تابع ترانسندنتال نشان می‌دهد که کشش تولید سرمایه در ناحیه سوم قرار دارد، بدین معنا که تولید کشاورزی ایران سرمایه‌بر است و این بخش از سرمایه اشباع می باشد که این مطلب با مطالعات پیشین و منطق بخش کشاورزی ایران که کاربر بودن را نشان می‌دهد، ناسازگار می‌باشد. در تابع تولید ترانسلوگ نیز کشش تولید نیروی کار با بخش کشاورزی ناسازگار است، به این دلیل که بیان می کند که افزایش یک درصدی نیروی کار، ارزش افزوده بخش کشاورزی۵۰ تا۶۰ درصد کاهش می‌یابد. در مجموع، از آنجا که تابع کاب داگلاس از لحاظ تعداد متغیرهای معنی‌دار بیشتر و درجه آزادی بالاتر نسبت به دو تابع دیگر، تخمین بهتری ارائه می دهد و از طرفی کشش‌های تولید این تابع نیز از لحاظ منطقی بودن و مطالعات پیشین در زمینه بخش کشاورزی ایران مورد قبول می‌باشند، می‌توان تابع کاب داگلاس را با لحاظ نمودن نهاده انرژی، به عنوان تابع مناسب برای بخش کشاورزی ایران بیان کرد. مطالعات زیادی در ایران به منظور برآورد تولید بخش کشاورزی از تابع تولید کاب داگلاس استفاده کرده‌اند، برای مثال سلطانی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به منظور تعیین نرخ بازده و بهره وری سرمایه در بخش کشاورزی، به تخمین تابع تولید بخش کشاورزی پرداخته و بدین منظور تابع تولید کاب داگلاس را با اعمال تغییراتی مورد استفاده قرار داده است. در نهایت، در این مطالعه تابع کاب داگلاس به عنوان بهترین تابع به منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی ایران انتخاب گردید و به منظور استفاده از کشش‌های تولید نهاده-

های بخش کشاورزی از کشش‌های این تابع استفاده شد. این مقاله نشان داد انرژی به عنوان یک نهاده در کنار دیگر عوامل تولید کار و سرمایه، تاثیر زیادی بر تولید بخش کشاورزی دارد و باید سیاست‌های لازم در جهت افزایش بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی مورد توجه قرار گیرد.

شیخ زین الدین و دهقانپور (۱۳۹۰)، در پژوهشی ارزش اقتصادی آب کشاورزی با استفاده از تابع تولید، در منطقه دشت یزد – اردکان را محاسبه کردند. در این مطالعه از سه تابع ترانسلوگ، درجه دوم تعمیم یافته و لئونتیف تعمیم یافته استفاده شد. نهاده‌های مصرفی شامل میزان بذر مصرفی در هکتار، کود شیمیایی مصرف شده در هکتار، نیروی کار (روز نفر در هکتار)، میزان آب مصرفی و مقدار سم مصرفی (لیتر در هکتار) می‌باشند. براساس تابع برآورد شده، ضریب نهاده بذر مصرفی ۰/۸۶، کود شیمیایی ۰/۰۱، نیروی کار ۰/۳۲، آب مصرفی ۰/۰۰۲، سم ۰/۴۵ می باشد. براساس سطح معنی داری، ضرایب نهاده های بذر مصرفی، کود شیمیایی، آب، نیروی کار در مدل معنی دار شده و علامت آنها مطابق انتظار می باشند. ولی ضریب نهاده سم در تابع تولید معنی دار نشده است.

حسن پور و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی به تعیین تابع تولید و مقدار استفاده بهینه نهاده‌ها در مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا در استان کهگیلویه و بویر احمد پرداختند. هدف در مطالعه حاضر ابتدا تخمین تابع تولید در مزارع آبزی پروری ماهی قزل آلا و سپس بررسی نواحی تولید از نظر اقتصادی بود. نتایج مطالعه نشان داد کشش تولید متغیرهای مساحت استخر ۰/۰۳۶، دبی آب ۰/۰۶۸، غذای کنسانتره مصرفی ۱/۷۹۷– کارگر دائم ۰/۰۵۶ بود. نتایج محاسبات کشش عوامل تولید در مورد اندازه استخر، دبی آب ورودی و کارگر دائم مقدار میانگین کشش آنها بین صفر و یک بوده که نشان دهنده مصرف منطقی و اقتصادی از این عوامل تولید است و در ناحیه دوم تولید قرار دارند. در حالی که در مورد غذای کنسانتره مقدار میانگین کشش منفی است یعنی در ناحیه سوم تولید قرار گرفته است و نشان دهنده مصرف بیش از حد اقتصادی غذای ماهی در مزارع پرورش ماهی قزل‌آلا می باشد.

سلطانی و تقی زاده (۱۳۹۱)، طی مطالعه ای به بررسی عوامل موثر بر شوری آب های زیر زمینی و تخمین تابع تولید گندم و محاسبه تولید نهایی هر یک از نهاده ها پرداختند. نتایج تابع تولید درجه دوم تعمیم یافته نشان داد که هر چه شوری افزایش یابد، باعث کاهش تولید می شود. تولید نهایی هر یک از نهاده ها نشان داد که تولید نهایی کلیه نهاده ها به جز شوری مثبت است،

در جمع بندی یافته های حاصل از مرور مطالعات پیشین می توان به نکات زیر اشاره کرد:

- در مطالعات مختلف از شکل های تبعی متفاوتی برای برآورد تابع تولید استفاده شده که به واسطه تنوع محصولات و مناطق تولید طبیعی تلقی می شود. لیکن نکته قابل توجه توفق عددی مطالعاتی است که مبتنی بر فرم تبعی کاب–داگلاس هستند.
- قیمت پایین انرژی و سهم اندک آن در هزینه تولید عملا نهاد انرژی را به یکی از متغیرهای فرعی تولید بدل کرده به نحوی که تنها در یکی از مطالعات پیشین به تاثیر نهاده انرژی در تابع تولید بخش کشاورزی توجه شده است.

برآورد توابع تولید

مقدمه

در بخش بعد نتایج برآورد توابع تولید محصولات اساسی کشور، با لحاظ نمودن نهاده سوخت مصرفی ارائه می شوند. برای برآورد این توابع از روش داده‌های تابلویی (پانل) استفاده شده است. در استفاده از الگوی داده‌های پانل پس از بررسی پایایی متغیرهای تحت بررسی، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن بسیار مهم و ضروری است. بر اساس آزمون همگنی، اگر ناهمگنی پارامترها در بین افراد و مقاطع یا در طول سری نادیده گرفته شود، منجر به برآوردهای ناسازگار یا بی‌معنی از پارامترها می‌گردد (تورش ناهمگنی). در این حالت‌ها از رگرسیون داده‌های پانلی که عرض از مبداهای ناهمگن را نادیده می‌گیرند، استفاده نمی‌شود. جهت انجام آزمون همگنی در ادبیات اقتصادسنجی به طور معمول از آزمون F استفاده شده و بر این اساس مدل برتر انتخاب می‌شود. آزمون f را می‌توان به صورت رابطه زیر بیان نمود:

$$f(n-1, nt-n-k) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{POOLED}) / n-1}{1-R^2_{LSDV} / nt-n-k}$$

که درآن، R^2_{LSDV} و R^2_{POOLEL} به ترتیب ضریب تعیین الگوهای متغیر دامی و رگرسیون ادغامی می‌باشند. همچنین در این رابطه، n تعداد مقطع‌ها، T تعداد مشاهدات در هر مقطع وK تعداد رگرسورها را نشان می‌دهد. بر این اساس و بر پایه فرضیه صفر مدل برتر را می‌توان انتخاب نمود. پس از انجام آزمون همگنی برای تخمین معادلات با توجه به ویژگی‌های الگو، یکی از روش‌های اثرات ثابت[۳۰] یا اثرات تصادفی[۳۱] مناسب خواهند بود. برای این منظور نیز در مطالعات به طور معمول از آزمون هاسمن[۳۲] استفاده می‌شود. آماره آزمون هاسمن که دارای توزیع کای-دو می‌باشد، به صورت زیر می‌باشد:

$$h = (beta_f - beta_r)(\mathrm{var}_f - \mathrm{var}_r)^{-1}(beta_f - beta_r)$$

که در این رابطه، $beta_f$ و $beta_r$ به ترتیب بردار ضرائب معادلات اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌باشند. Var_f و Var_r نیز ماتریس واریانس -کواریانس معادله‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی را نشان می‌دهند. بر اساس فرضیه صفر در آزمون هاسمن در تخمین معادلات، اثرات تصادفی در نظر گرفته می‌شود، با این وجود فرضیه مقابل در آزمون هاسمن بر اثرات ثابت در تخمین الگو تاکید دارد.

با تبیین مراحل برآورد الگوی داده‌های پانل، کلیه مراحل مربوط به انجام آزمون‌ها و برآورد مدل در مطالعه حاضر با استفاده از دو بسته plm و censReg در نرم افزار R و همچنین نرم افزارهای Shazam و Eviews انجام گرفته است.

ذرت دانه ای

با استفاده ازجداول اطلاعات هزینه تولید محصولات زراعی ابتدا مقدار سوخت مصرفی به منظور تولید یک هکتار از این محصول در استان‌های مختلف و در سال‌های متفاوت برآورد شد.. بدین منظور، از نتایج به دست آمده در جدول ۳-۴، متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم ذرت دانه ای به تفکیک استان‌های اصلی تولیدکننده این محصول در دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۹ را نشان می‌دهد. بر این اساس، در دوره زمانی مورد نظر، متوسط مصرف سوخت به منظور تولید

30 - Fixed effects
31 - Random effects
32 - Hausman's Test

یک کیلوگرم از محصول ذرت دانه ای در استان خوزستان با مقدار ۰/۰۴۱ لیتر، بیشترین و در استان اصفهان با ۰/۰۲۱ لیتر کمترین مقدار بوده است. همچنین بیشترین مقدار متوسط سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم محصول ذرت دانه‌ای مربوط به سال ۱۳۸۷ و معادل ۰/۰۳۵ لیتر و کمترین مقدار آن در سال های ۱۳۸۵،۱۳۸۰و ۱۳۸۹ و معادل ۰/۰۳ لیتر بوده است.

جدول ۳-٤: متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم ذرت دانه ای به تفکیک استان (۸۹-۱۳۷۹)

نام	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	متوسط
اصفهان	۰,۰۲۳	۰,۰۱۹	۰,۰۲۱	۰,۰۲۶	۰,۰۲۷	۰,۰۱۶	۰,۰۲۲	۰,۰۰۷	۰,۰۲۶	۰,۰۱۹	۰,۰۱۶	۰,۰۲۱
خوزستان	۰,۰۴۳	۰,۰۳۵	۰,۰۳۷	۰,۰۳۸	۰,۰۴۱	۰,۰۴۳	۰,۰۴۰	۰,۰۶۱	۰,۰۴۸	۰,۰۲۵	۰,۰۳۰	۰,۰۴۱
سیستان وبلوچستان	۰,۰۳۵	۰,۰۲۶	۰,۰۳۴	۰,۰۳۸	۰,۰۲۹	۰,۰۳۶	۰,۰۴۱	۰,۰۴۵	۰,۰۳۸	۰,۰۲۸	۰,۰۲۹	۰,۰۳۵
فارس	۰,۰۳۲	۰,۰۲۸	۰,۰۲۹	۰,۰۲۷	۰,۰۲۵	۰,۰۲۴	۰,۰۲۴	۰,۰۲۵	۰,۰۲۶	۰,۰۲۲	۰,۰۲۸	۰,۰۲۶
قزوین	۰,۰۳۵	۰,۰۳۴	۰,۰۳۸	۰,۰۲۹	۰,۰۳۷	۰,۰۲۴	۰,۰۲۶	۰,۰۲۱	۰,۰۲۵	۰,۰۲۱	۰,۰۲۷	۰,۰۲۹
کرمان	۰,۰۳۴	۰,۰۳۲	۰,۰۳۲	۰,۰۳۷	۰,۰۳۱	۰,۰۳۱	۰,۰۳۴	۰,۰۲۷	۰,۰۴۱	۰,۰۱۸	۰,۰۳۴	۰,۰۳۲
کرمانشاه	۰,۰۳۰	۰,۰۳۳	۰,۰۲۹	۰,۰۳۰	۰,۰۳۰	۰,۰۲۳	۰,۰۲۴	۰,۰۳۰	۰,۰۳۱	۰,۰۲۳	۰,۰۳۰	۰,۰۲۸
همدان	۰,۰۲۷	۰,۰۲۸	۰,۰۳۳	۰,۰۳۰	۰,۰۳۰	۰,۰۲۴	۰,۰۲۶	۰,۰۳۶	۰,۰۲۷	۰,۰۱۸	۰,۰۲۸	۰,۰۲۸
یزد	۰,۰۳۳	۰,۰۲۵	۰,۰۲۱	۰,۰۲۸	۰,۰۲۴	۰,۰۲۳	۰,۰۲۰	۰,۰۲۱	۰,۰۲۶	۰,۰۱۵	۰,۰۱۸	۰,۰۲۴
متوسط	۰,۰۳۴	۰,۰۳۰	۰,۰۳۱	۰,۰۳۱	۰,۰۳۱	۰,۰۳۱	۰,۰۳۰	۰,۰۳۳	۰,۰۳۵	۰,۰۳۳	۰,۰۳۰	۰,۰۳۱

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین مقدار مصرف سوخت لازم برای تولید یک هکتار از محصول ذرت دانه‌ای در استان های مختلف در جدول ۴-۴ ارائه شده است. بر این اساس بیشترین و کمترین مقدار مصرف سوخت در دوره زمانی مورد نظر، مربوط به استان‌های قزوین (۲۶۲ لیتر) و اصفهان (۱۴۱ لیتر) می‌باشد. همچنین بیشترین و کمترین مقدار مصرف سوخت به منظور تولید یک هکتار ذرت دانه‌ای مربوط به سال‌های ۱۳۸۷ (۲۴۸ لیتر) و ۱۳۸۸ (۲۰۶ لیتر) می‌باشد.

جدول ٤-٤: متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک هکتار ذرت دانه ای به تفکیک استان (۸۹-۱۳۷۹)

نام	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	متوسط
اصفهان	۱۳۹	۱۲۲	۱۴۹	۱۷۴	۱۷۳	۱۱۹	۱۵۰	۵۱	۱۶۸	۱۶۷	۱۴۸	۱۴۱
خوزستان	۲۵۹	۲۳۷	۲۵۵	۲۵۳	۲۷۰	۲۴۲	۲۶۲	۲۶۹	۲۸۳	۲۰۳	۲۱۳	۲۵۳
سیستان وبلوچستان	۱۲۸	۱۳۴	۱۴۱	۱۳۸	۱۳۳	۱۶۷	۱۵۶	۱۸۵	۲۰۸	۱۷۲	۱۴۴	۱۵۶
فارس	۱۹۲	۱۹۱	۱۸۹	۱۹۹	۱۹۱	۱۹۹	۱۹۳	۲۱۰	۲۲۰	۲۱۶	۲۳۵	۲۰۰
قزوین	۲۴۹	۲۵۲	۲۹۰	۲۴۳	۲۶۲	۲۷۱	۲۸۶	۲۴۱	۲۵۲	۲۶۹	۲۸۶	۲۶۲
کرمان	۲۰۹	۲۰۹	۲۱۰	۲۵۰	۲۴۲	۲۵۲	۲۴۶	۱۹۴	۲۶۴	۱۴۵	۱۹۸	۲۲۲
کرمانشاه	۲۱۲	۲۲۶	۲۲۷	۲۴۱	۲۳۸	۲۰۶	۲۱۲	۲۵۰	۲۴۳	۲۵۸	۲۷۶	۲۳۱
همدان	۱۹۴	۲۴۲	۲۴۲	۲۴۴	۲۴۹	۲۰۴	۲۳۱	۲۳۶	۲۵۵	۲۲۳	۲۲۳	۲۳۲
یزد	۱۹۸	۱۵۹	۱۵۳	۲۰۱	۱۷۴	۱۸۷	۱۷۵	۱۶۶	۲۰۷	۱۴۷	۱۶۵	۱۷۷
متوسط	۲۰۹	۲۰۷	۲۱۳	۲۲۳	۲۲۶	۲۲۲	۲۲۳	۲۲۷	۲۴۸	۲۰۶	۲۲۴	۲۲۳

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از محاسبه مقدار متوسط سوخت مصرفی در تولید یک کیلوگرم و همچنین یک هکتار محصول ذرت دانه ای در استان‌های کشور، اقدام به برآورد تابع تولید می‌شود. بدین منظور از روش داده‌های تابلویی (پانل) استفاده شده است.

در مدل‌های پانل، همانند مدل‌های سری زمانی قبل از برآورد الگو و بررسی نتایج حاصل از آن، ابتدا لازم است پایایی متغیرهای موجود در الگو مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس در مطالعه حاضر پایایی متغیرهای الگوی تحت بررسی از طریق آزمون لوین، لین و چو (LLC)[۳۳]، آزمون ایم، پسران، شین (IPS[۳۴]) و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF[۳۵]) مورد بررسی قرار گرفته است. در این آزمون‌ها فرضیه صفر وجود ریشه واحد در متغیرهای تحت بررسی می‌باشد. بنابراین رد فرضیه صفر به معنای عدم وجود ریشه واحد و ایستا بودن متغیرها است. نهاده‌های مورد استفاده در برآورد تابع تولید شامل نیروی کار، بذر، کود حیوانی، سموم شیمیایی، کود شیمیایی و سوخت مصرفی به ازای هر هکتار از تولید این محصول می-

33 Levin, Lin and Chu (LLC)
34 Im, Pesaran & Shin (IPS)
35 Adjusting Dicky Fuller (ADF)

باشد. نتایج بررسی ایستایی نهاده‌ها که در جدول۵-۴ ارائه شده نشان می‌دهد که نهاده‌های مقدار تولید و سموم شیمیایی ناایستا بوده و مابقی نهاده‌ها در سطوح مختلف معناداری، ایستا هستند.

جدول ٥-٤: بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع تولید محصول ذرت دانه‌ای

نام متغیر	آزمون *LLC*	معناداری	آزمون *IPS*	معناداری	آزمون *ADF*	معناداری
مقدار تولید	-۰/۵۳	۰/۲۹۵	-۱	۰/۱۵۶	۲۱/۷۸	۰/۲۴۱
نیروی کار	-۲/۲۲	۰/۰۱۲	-۱/۷	۰/۰۴۴	۲۸/۸۳	۰/۰۵
بذر	-۳/۴۶	۰/۰۰۰	-۲/۲۴	۰/۰۱۲	۳۴/۲	۰/۰۱۱
کود حیوانی	-۲/۲	۰/۰۱۳	۰/۳	۰/۶۲	-۰/۴۵	۰/۳۲۵
سموم شیمیایی	۲/۴	۰/۹۹۱	-۰/۳	۰/۳۸۱	۱۶/۲	۰/۵۷۸
کود شیمیایی	-۱/۷۳	۰/۰۴۱	-۱/۷۳	۰/۰۴۱	۲۹/۶۵	۰/۰۴
سوخت	-۳/۳۱	۰/۰۰۰	-۱/۰۱	۰/۱۵۵	۲۳/۰۶	۰/۱۸۸

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از این آزمون‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای الگوی تابع تولید ذرت دانه‌ای در سطوح مختلف پایا هستند و یا به عبارت دیگر کلیه متغیرها در الگوی تحت بررسی هم انباشته از درجه‌های صفر و یک می‌باشند. از این رو، برای استفاده از متغیرها بر اساس سطح ایستایی آن‌ها، لازم است تا هم انباشتگی میان متغیرهای مدل بررسی قرار گیرد. برای این منظور در مطالعه حاضر از آزمون هم انباشتگی داده‌های پانل تحت عنوان آزمون هم انباشتگی پدرونی استفاده شده است. در آزمون مذکور، با بررسی وجود همگرایی میان متغیرهای مورد نظر، امکان وجود روابط بلندمدت میان متغیرهای مورد استفاده در مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی پدرونی در جدول ۶-۴ ارائه شده است. بر اساس آماره‌های آزمون هم انباشتگی پدرونی وجود هم انباشتگی میان متغیرهای تابع تولید محصول ذرت دانه ای را نمی توان رد نمود.

با تائید وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگوی تحت بررسی از طریق آزمون هم انباشتگی پدرونی می‌توان از اطلاعات مربوط به سطح متغیرها جهت برآورد تابع تولید ذرت دانه ای استفاده نمود. با این وجود در استفاده از الگوی داده‌های پانل، قبل از برآورد الگو علاوه بر انجام آزمون ریشه واحد و آزمون هم انباشتگی، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن نیز بسیار مهم است. چرا که در برآورد الگو به روش داده‌های پانل، پرسش اصلی بدین صورت است که باید اثرات گروهی در برآورد الگو در نظر گرفته شود یا خیر؟

جدول ٦-٤: نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی

آماره آزمون	مقدار آماره
Panel v-Statistic	۱/۹۳**
Panel rho-Statistic	۲/۲۸*
Panel PP-Statistic	۴/۷۶*
Panel ADF-Statistic	۴/۵۱*
Group rho-Statistic	۱/۸۹**
Group PP-Statistic	۵/۶۷*
Group ADF-Statistic	۵/۷۰*

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*معنی‌دار در سطح ۱درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد

بر این اساس و به جهت بررسی این موضوع، دو آزمون فوق انجام و نتایج آن در جدول ۷-۴ ارائه شده است. بر اساس نتایج آزمون همگنی، با توجه به معنی‌دار نشدن آماره F در سطح احتمال مورد نظر، فرضیه برابری عرض از مبداها رد نمی شود. در نتیجه در برآورد الگو اثرات گروهی در نظر گرفته نشده و مدل به صورت Pooled برآورد می‌گردد.

جدول ۷-٤: نتایج آزمون هاسمن

آزمون همگنی			
F_{test}	Df_1	Df_2	***p.value***
۰/۷۹۳	۶۰	۲۲	۰/۷۶۳

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از برآورد تابع تولید ذرت دانه ای در جدول ۸-۴ ارائه شده است. با توجه به فرم لگاریتمی تابع، کشش نهاده‌ی مورد نظر با استفاده از مشتق متغیر وابسته نسبت به متغیر مستقل به دست می‌آید.

جدول ۸-٤ : نتایج حاصل از برآورد تابع تولید محصول ذرت دانه ای

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	−۵۲,۱۴۳	۱۵,۹۵۶	−۳,۲۶۸	۰,۰۰۴
لگاریتم کود حیوانی	۰,۲۵۶	۰,۳۲۳	۰,۷۹۲	۰,۴۳۸
لگاریتم بذر	۱,۸۸۰	۳,۷۷۰	۰,۴۹۹	۰,۶۲۳
لگاریتم سموم شیمیایی	−۰,۷۵۷	۰,۷۷۱	−۰,۹۸۲	۰,۳۳۸
لگاریتم کود شیمیایی	۱۶,۰۵۸	۳,۰۲۷	۵,۳۰۶	۰,۰۰۰
لگاریتم نیروی کار	۳,۴۹۰	۰,۸۸۳	۳,۹۵۴	۰,۰۰۱
لگاریتم سوخت	−۰,۶۵۵	۲,۱۵۱	−۰,۳۰۴	۰,۷۶۴
توان دوم لگاریتم کود حیوانی	۰,۰۱۴	۰,۰۰۵	۲,۶۴۳	۰,۰۱۶
توان دوم لگاریتم بذر	−۰,۹۸۷	۰,۲۸۵	−۳,۴۶۸	۰,۰۰۲
توان دوم لگاریتم سموم کشاورزی	−۰,۰۳۱	۰,۰۲۷	−۱,۱۳۰	۰,۲۷۲
توان دوم لگاریتم کود شیمیایی	−۰,۹۹۷	۰,۴۲۷	−۲,۳۳۵	۰,۰۳۰
توان دوم لگاریتم نیروی کار	−۰,۰۸۸	۰,۰۴۷	−۱,۸۵۰	۰,۰۷۹
توان دوم لگاریتم سوخت	−۰,۲۴۷	۰,۱۷۸	−۱,۳۸۸	۰,۱۸۰
لگاریتم کود حیوانی * لگاریتم بذر	−۰,۰۳۱	۰,۰۳۵	−۰,۸۸۴	۰,۳۸۷
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم سموم شیمیایی	۰,۰۸۲	۰,۰۱۹	۴,۳۱۴	۰,۰۰۰
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم کود شیمیایی	−۰,۰۶۸	۰,۰۶۹	−۰,۹۷۳	۰,۳۴۲
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم نیروی کار	−۰,۰۹۱	۰,۰۲۲	−۴,۱۷۴	۰,۰۰۱
لگاریتم کود حیوانی *لگاریتم سوخت	۰,۰۶۴	۰,۰۸۰	۰,۸۰۲	۰,۴۳۲
لگاریتم بذر * لگاریتم سموم شیمیایی	−۰,۸۶۹	۰,۱۹۶	−۴,۴۴۳	۰,۰۰۰
لگاریتم بذر * لگاریتم کود شیمیایی	−۲,۰۰۷	۰,۹۱۸	−۲,۱۸۸	۰,۰۴۱
لگاریتم بذر * لگاریتم نیروی کار	−۱,۳۵۴	۰,۲۳۱	−۵,۸۴۷	۰,۰۰۰
لگاریتم بذر * لگاریتم سوخت	۴,۰۰۸	۰,۶۹۵	۵,۷۶۷	۰,۰۰۰
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم کود شیمیایی	۰,۰۳۴	۰,۱۵۱	۰,۲۲۶	۰,۸۲۳
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم نیروی کار	۰,۳۷۸	۰,۰۶۹	۵,۴۸۰	۰,۰۰۰
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم سوخت	۰,۵۶۹	۰,۱۸۸	۳,۰۲۲	۰,۰۰۷
لگاریتم کود شیمیایی * لگاریتم نیروی کار	−۰,۸۰۲	۰,۲۴۵	−۳,۲۷۴	۰,۰۰۴
لگاریتم کودشیمیایی * لگاریتم سوخت	−۱,۶۹۹	۰,۵۰۹	−۳,۳۳۵	۰,۰۰۳
لگاریتم نیروی کار * لگاریتم سوخت	۰,۵۲۲	۰,۱۶۷	۳,۱۲۳	۰,۰۰۵
R-squared	۰/۹۸			
F-statistic	۵۲/۵۷	*Prob*	۰,۰۰۰	
Durbin-Watson Stat		۱/۸۶		

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از برآورد مدل تابع تولید ترانسلوگ محصول ذرت دانه ای، اقدام به محاسبه کشش‌های نهاده‌های مورد استفاده می‌شود که به صورت جدول ۹-۴ می‌باشند. بر این اساس، یک درصد افزایش در مقدار مصرف سوخت در هر هکتار، مقدار عملکرد

محصول ذرت دانه‌ای را ۲/۴۷ درصد افزایش می‌دهد. همچنین نهاده‌های بذر و نیروی کار در این فرم تابعی در منطقه سوم تولید قرار دارد.

جدول ۹-٤ :محاسبه کشش نهاده‌های تولید در تابع تولید ذرت دانه ای

متغیر	متوسط	حداقل	حداکثر	مقدار کشش
سوخت	۲۰۸/۴۳	۵۰/۵۵	۲۹۰/۴۹	۲/۴۷
نیروی کار	۴۲/۳۱	۷/۶۸	۱۲۶/۸۱	-۳/۴۴
بذر	۲۸/۴۵	۲۱/۷۷	۸۱/۱۹	۱/۱۸
سم	۳/۰۵	۰	۱۱/۰۱	۰/۸۶
کود حیوانی	۰/۸۲	۷/۸۵	۰	-۰/۲۳
کود شیمیایی	۷۲۵/۲۱	۳۶۶/۳۱	۱۰۹۰	۸/۹۷

ماخذ: نتایج تحقیق

پنبه

اطلاعات مربوط به میزان سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم پنبه و یک هکتار پنبه به تفکیک استان های مختلف به ترتیب در جداول ۱۰-۴ و ۱۱-۴ ارائه شده است. در دوره زمانی مورد نظر، متوسط مصرف سوخت به منظور تولید یک کیلوگرم پنبه در استان گلستان با مقدار ۰/۰۹۴ لیتر، بیشترین و در استان اصفهان با ۰/۰۴۴ لیتر، کمترین مقدار می‌باشد. همچنین بیشترین مقدار متوسط سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم محصول پنبه مربوط به سال ۱۳۸۹ و معادل ۰/۱ لیتر و کمترین مقدار آن در سال ۱۳۸۲ و معادل ۰/۰۶ لیتر در کشور می‌باشد.

جدول ۱۰-٤: متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم پنبه به تفکیک استان (۸۹-۱۳۷۹)

	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	متوسط
اردبیل	۰/۰۹۵	۰/۰۸۳	۰/۰۸۸	۰/۰۷۳	۰/۰۹۱	۰/۰۸	۰/۱۱۶	۰/۰۸۸	۰/۰۹۵	۰/۰۸۲	۰/۰۶۲۵	۰/۰۸۷
اصفهان	۰/۰۴۶۵	۰/۰۴۴	۰/۰۳۲	۰/۰۴۳	۰/۰۲۳	۰/۰۴۲	۰/۰۳۳	۰/۰۴۲	۰/۰۵۲	۰/۰۸۲	۰/۰۴۷	۰/۰۴۴
سمنان	۰/۰۶۴	۰/۰۷۴	۰/۰۵۹	۰/۰۶۵	۰/۰۶۶	۰/۰۶۱	۰/۰۶۲	۰/۰۸۲	۰/۱۱	۰/۰۸۲	۰/۰۶۵	۰/۰۷۲
فارس	۰/۰۶۳	۰/۰۶۲	۰/۰۵۶	۰/۰۵۱	۰/۰۵۸	۰/۰۵۳	۰/۰۵۴	۰/۰۵۴	۰/۰۵۷	۰/۰۷۴	۰/۰۶۱	۰/۰۵۸
گلستان	۰/۰۹۸	۰/۰۹۴	۰/۰۷۱	۰/۰۷۲	۰/۰۷۷	۰/۰۸۷	۰/۰۷۴	۰/۰۸۲	۰/۱۲	۰/۱۱۳	۰/۱۵	۰/۰۹۴
یزد	۰/۰۷۵	۰/۰۱۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۶۴	۰/۰۷۵	۰/۰۴۹	۰/۰۴	۰/۰۵۴	۰/۰۷۶	۰/۰۶۴	۰/۰۵۴
متوسط	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۰۹

ماخذ: نتایج تحقیق

بیشترین و کمترین مقدار سوخت مصرفی به ترتیب مربوط به استان‌های اردبیل (۲۳۴ لیتر) و اصفهان (۱۲۶ لیتر) می‌باشد. همچنین براساس دوره زمانی مورد بررسی بیشترین و کمترین مقدار سوخت مصرفی در تولید پنبه مربوط به سال‌های ۱۳۸۷ (۱۹۱ لیتر) و ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ (۱۶۶ لیتر) می‌باشد.

جدول ۱۱-٤: متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک هکتار پنبه به تفکیک استان (۸۹-۱۳۷۹)

	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	متوسط
اردبیل	۲۳۶	۲۴۵	۲۵۷	۲۳۶	۲۴۴	۲۴۴	۲۶۰	۲۱۴	۲۵۳	۲۲۰	۱۶۶	۲۳۴
اصفهان	۱۳۷	۱۳۴	۱۰۵	۱۳۹	۷۵	۱۲۷	۱۲۱	۱۵۵	۱۴۱	۱۳۳	۱۲۰	۱۲۶
سمنان	۱۵۲	۱۷۳	۱۴۵	۱۴۴	۱۶۰	۱۵۰	۱۵۸	۲۰۸	۲۶۳	۱۷۹	۱۸۵	۱۷۴
فارس	۱۵۳	۱۵۹	۱۸۳	۱۵۰	۱۷۷	۱۴۶	۱۵۹	۱۴۹	۱۶۰	۱۵۴	۲۰۵	۱۶۳
گلستان	۱۷۲	۱۶۹	۱۷۰	۱۶۱	۱۵۲	۱۷۵	۱۶۵	۱۶۵	۱۸۶	۱۸۹	۲۱۱	۱۷۴
یزد	۱۸۷	۳۶	۱۱۵	۱۱۴	۱۷۲	۱۸۷	۱۲۷	۱۰۰	۱۲۷	۱۳۲	۱۱۲	۱۲۸
متوسط	۱۷۹	۱۷۹	۱۸۴	۱۶۹	۱۶۶	۱۶۶	۱۶۷	۱۷۲	۱۹۱	۱۷۰	۱۹۷	۱۷۹

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از محاسبه مقدار متوسط سوخت مصرفی در تولید محصول پنبه در استان‌های کشور، اقدام به برآورد تابع تولید می‌شود. بدین منظور از روش داده‌های تابلویی (پانل) استفاده شده است. در مدل‌های پانل، همانند مدل‌های سری زمانی قبل از برآورد الگو و بررسی نتایج حاصل از آن، ابتدا لازم است پایایی متغیرهای موجود در الگو مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس در مطالعه حاضر ابتدا پایایی متغیرهای الگوی تحت بررسی از طریق آزمون لوین، لین و چو LLC[۳۶]، آزمون ایم، پسران، شین IPS و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF مورد بررسی قرار گرفته است. در این آزمون‌ها فرضیه صفر وجود ریشه واحد در متغیرهای تحت بررسی می‌باشد. بنابراین رد فرضیه صفر به معنای عدم وجود ریشه واحد و ایستا بودن متغیرها است. نهاده‌های مورد استفاده در برآورد تابع تولید شامل نیروی کار، بذر، کود حیوانی، سموم شیمیایی، کود شیمیایی و سوخت مصرفی به ازای هر هکتار از تولید این محصول می‌باشد. نتایج بررسی ایستایی نهاده‌ها که در جدول ۱۲-۴ ارائه شده است نشان می‌دهد که همه نهاده‌ها در سطح معنادار می‌باشند.

36 -Levin, Lin and Chu

جدول ۱۲-٤: بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع تولید محصول پنبه

نام متغیر	آزمون *LLC*	معناداری	آزمون *IPS*	معناداری	آزمون *ADF*	معناداری
مقدار تولید	-۰/۲۶	۰/۳۹۶	-۰/۵۸	۰/۲۷۸	۱۲/۴۹	۰/۴
نیروی کار	-۴/۰۱	۰/۰۰۰	-۳/۰۳	۰/۰۰۱	۳۲/۳	۰/۰۰۱
بذر	-۶/۶۳	۰/۰۰۰	-۲/۹	۰/۰۰۱	۳۱/۰۱	۰/۰۰۲
کود حیوانی	-۱/۴۱	۰/۰۷۸	-۱/۴۶	۰/۰۷۱	۲۰/۰۵	۰/۰۶۶
سموم شیمیایی	۲/۱	۰/۰۵۲	-۰/۹۸	۰/۱۶۲	۱۶/۶۹	۰/۱۶۱
کود شیمیایی	-۵/۳۹	۰/۰۰۰	-۳/۴	۰/۰۰۰	۳۵/۰۱	۰/۰۰۰
سوخت	-۲/۴۲	۰/۰۰۷	-۱/۵۲	۰/۰۶۷	۲۲/۹۶	۰/۰۷۷

ماخذ: نتایج تحقیق

در استفاده از الگوی داده‌های پانل، قبل از برآورد الگو علاوه بر انجام آزمون ریشه واحد و آزمون هم انباشتگی، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن نیز بسیار مهم است. چرا که در برآورد الگو به روش داده‌های پانل، پرسش اصلی بدین صورت است که باید اثرات گروهی در برآورد الگو در نظر گرفته شود یا خیر؟ بر این اساس و به جهت بررسی این موضوع دو آزمون فوق انجام و نتایج آن در جدول ۱۲-۴ ارائه شده است. بر اساس نتایج آزمون همگنی، با توجه به معنی‌دار نشدن آماره F در سطح احتمال مورد نظر، فرضیه برابری عرض از مبداها پذیرفته شده و رد نمی‌شود. در نتیجه در برآورد الگو اثرات گروهی در نظر گرفته نشده و مدل به صورت Pooled برآورد می‌گردد.

جدول ۱۳-٤ : نتایج آزمون هاسمن

آزمون همگنی			
p.value	$\mathbf{Df_2}$	$\mathbf{Df_1}$	F_{test}
۰/۷۲۲	۳۳	۶۰	۰/۸۴۳

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از برآورد تابع تولید پنبه در جدول ۱۴-۴ ارائه شده است. با توجه به فرم لگاریتمی تابع، کشش نهاده مورد نظر با استفاده از مشتق متغیر وابسته نسبت به متغیر مستقل به دست می‌آید.

جدول ۱۴-٤ : نتایج حاصل از برآورد تابع تولید محصول پنبه

متغیر	ضریب	انحراف معیار	tآماره	سطح معناداری
عرض از مبدا	۵۷/۵۹۰	۱۱/۱۳۵	۶/۰۶۹	۰/۰۰۰
لگاریتم کود حیوانی	-۱/۱۷۶	۰/۳۲۵	-۳/۶۱۴	۰/۰۰۲
لگاریتم بذر	۲/۹۲۶	۱/۴۹۲	۱/۹۶۰	۰/۰۷۰
لگاریتم سموم شیمیایی	-۳/۶۵۶	۰/۷۸۴	-۴/۶۶۲	۰/۰۰۰
لگاریتم کود شیمیایی	-۱۲/۲۵۳	۲/۷۴۷	-۴/۴۵۹	۰/۰۰۰
لگاریتم نیروی کار	-۲/۶۱۲	۱/۱۲۰	-۲/۳۳۰	۰/۰۳۵
لگاریتم سوخت	-۹/۲۷۴	۱/۷۳۰	-۵/۳۵۸	۰/۰۰۰
توان دوم لگاریتم کود حیوانی	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	-۱/۹۶۳	۰/۰۶۹
توان دوم لگاریتم بذر	۰/۱۶۲	۰/۱۷۱	۰/۹۴۷	۰/۳۵۹
توان دوم لگاریتم سموم کشاورزی	۰/۰۴۰	۰/۰۲۳	۱/۷۴۲	۰/۱۰۰
توان دوم لگاریتم کود شیمیایی	۰/۴۶۹	۰/۳۴۱	۱/۳۷۴	۰/۱۹۰
توان دوم لگاریتم نیروی کار	-۰/۳۹۳	۰/۱۸۴	-۲/۱۳۵	۰/۰۵۰
توان دوم لگاریتم سوخت	۰/۷۲۲	۰/۱۴۵	۴/۹۵۸	۰/۰۰۰
لگاریتم کود حیوانی * لگاریتم بذر	-۰/۰۹۴	۰/۰۴۵	-۲/۰۷۲	۰/۰۵۷
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم سموم شیمیایی	-۰/۰۲۰	۰/۰۲۲	-۰/۹۰۹	۰/۳۷۸
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم کود شیمیایی	۰/۲۴۴	۰/۰۷۵	۳/۲۲۲	۰/۰۰۶
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم سوخت	۰/۲۲۸	۰/۰۹۰	۲/۵۱۵	۰/۰۲۴
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم نیروی کار	۶/۲۹۹	۳/۶۶۴	۱/۷۱۹	۰/۱۰۰
لگاریتم بذر * لگاریتم سموم شیمیایی	-۰/۲۵۲	۰/۱۵۲	-۱/۶۵۶	۰/۱۱۹
لگاریتم بذر * لگاریتم کود شیمیایی	-۰/۲۵۷	۰/۴۶۹	-۰/۵۹۴	۰/۵۹۱
لگاریتم بذر * لگاریتم نیروی کار	-۰/۱۱۵	۰/۵۰۳	-۰/۲۲۹	۰/۸۲۱
لگاریتم بذر * لگاریتم سوخت	-۰/۹۴۵	۰/۴۲۴	-۲/۲۲۶	۰/۰۴۲
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم کود شیمیایی	۰/۹۶۷	۰/۲۵۲	۳/۸۳۰	۰/۰۰۱
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم نیروی کار	۰/۰۵۸	۰/۱۲۳	۰/۴۷۵	۰/۶۴۱
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم سوخت	۰/۴۳۱	۰/۱۷۶	۲/۴۵۰	۰/۰۲۸
لگاریتم کود شیمیایی * لگاریتم نیروی کار	۱/۵۳۷	۰/۴۲۹	۳/۵۸۲	۰/۰۰۳
لگاریتم کودشیمیایی * لگاریتم سوخت	۲/۵۴۵	۰/۸۰۲	۳/۱۷۰	۰/۰۰۶
لگاریتم نیروی کار * لگاریتم سوخت	-۶/۲۶۷	۳/۶۵۸	-۱/۷۱۳	۰/۱۰۰
R-squared	۰/۹۷۰			
F-statistic	۱۶/۹۸	*Prob*	۰/۰۰۰	
Durbin-Watson Stat		۲/۱۷		

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از برآورد مدل تابع تولید ترانسلوگ محصول پنبه، اقدام به محاسبه کشش‌های نهاده‌های مورد استفاده می‌شود که به صورت جدول ۱۵-۴ می‌باشند. بر این اساس، یک درصد افزایش در مقدار مصرف سوخت در هر هکتار، مقدار عملکرد

محصول پنبه را ۲/۱۷- درصد کاهش می‌دهد. یعنی مقدار مصرف این نهاده در ناحیه دوم تولید قرار دارد. همچنین نهاده‌های نیروی کار و بذر نیز در این فرم تابعی در ناحیه سوم تولید قرار دارند.

جدول ۱۵-٤ : محاسبه کشش نهاده‌های تولید در تابع تولید پنبه

متغیر	متوسط	حداقل	حداکثر	مقدار کشش
سوخت	۱۶۷	۳۶	۲۶۳/۳۷	-۲/۱۷
نیروی کار	۹۲	۲۵/۵۷	۱۶۲/۶	-۳/۲۰
بذر	۷۷/۶۴	۲۶/۹۳	۱۷۰/۴	-۳/۴۴
سم	۳/۹۷	۰	۱۱/۰۹	۳/۶۲
کود حیوانی	۲/۸۵	۰	۱۱۶/۹	۲/۸۹
کود شیمیایی	۴۴۲/۱۳	۱۸۶/۲	۷۸۳/۹	۱۰/۱۰

ماخذ: نتایج تحقیق

جو

برای بررسی اثر مصرف سوخت در فرآیند تولید محصول جو، ابتدا مقدار سوخت مصرفی به منظور تولید یک هکتار از این محصول در استان‌های مختلف و در سال‌های متفاوت محاسبه می‌شود. بدین منظور، از اطلاعات پرسشنامه‌های هزینه تولید استفاده میص‌گردد. نتایج به دست آمده در جدول ۱۶-۴، متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم جو به تفکیک استان‌های اصلی تولیدکننده این محصول در دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۹ را نشان می‌دهد. بر این اساس، در دوره زمانی مورد نظر، متوسط مصرف سوخت به منظور تولید یک کیلوگرم از محصول جو در استان خوزستان با مقدار ۰/۱۰۸ لیتر، بیشترین و در استان اصفهان با ۰/۰۴۶ لیتر، کمترین مقدار می‌باشد. همچنین بیشترین مقدار متوسط سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم محصول جو مربوط به سال ۱۳۸۶ و معادل ۰/۰۸۲ لیتر و کمترین مقدار آن در سال ۱۳۸۳ و معادل ۰/۰۵۹ لیتر در کشور می‌باشد.

جدول ١٦-٤: متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم جو به تفکیک استان (۸۹-۱۳۷۹)

	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	متوسط
اردبیل	۰,۰۸۳	۰,۰۶۷	۰,۰۹۶	۰,۰۷۵	۰,۰۶۵	۰,۰۷۵	۰,۰۶۹	۰,۰۵۹	۰,۰۷۱	۰,۰۶۷	۰,۰۶۳	۰,۰۷۲
اصفهان	۰,۰۴۹	۰,۰۴۸	۰,۰۴۴	۰,۰۴۸	۰,۰۴۱	۰,۰۳۶	۰,۰۴۷	۰,۰۵۱	۰,۰۴۴	۰,۰۴۲	۰,۰۵۰	۰,۰۴۶
تهران	۰,۰۷۳	۰,۰۶۷	۰,۰۵۸	۰,۰۶۶	۰,۰۷۰	۰,۰۶۲	۰,۰۷۴	۰,۱۰۶	۰,۰۶۵	۰,۰۵۸	۰,۰۵۹	۰,۰۶۹
خوزستان	۰,۰۲۷	۰,۱۰۶	۰,۱۱۷	۰,۱۱۹	۰,۰۶۵	۰,۱۲۷	۰,۰۸۹	۰,۱۲۷	۰,۱۹۴	۰,۱۰۷	۰,۱۱۳	۰,۱۰۸
فارس	۰,۰۸۱	۰,۰۶۰	۰,۰۵۶	۰,۰۶۱	۰,۰۵۹	۰,۰۵۵	۰,۰۵۷	۰,۰۸۵	۰,۰۷۶	۰,۰۶۷	۰,۰۷۱	۰,۰۶۶
قزوین	۰,۰۷۰	۰,۰۶۷	۰,۰۷۵	۰,۰۴۱	۰,۰۶۷	۰,۰۷۲	۰,۰۷۵	۰,۰۸۳	۰,۰۶۴	۰,۰۶۲	۰,۰۶۲	۰,۰۶۷
قم	۰,۰۶۶	۰,۰۶۶	۰,۰۶۱	۰,۰۶۳	۰,۰۶۸	۰,۰۵۳	۰,۰۷۰	۰,۱۱۵	۰,۰۶۱	۰,۰۶۸	۰,۰۸۰	۰,۰۷۰
کرمان	۰,۰۷۳	۰,۰۵۷	۰,۰۷۹	۰,۰۶۳	۰,۰۶۶	۰,۰۶۵	۰,۰۶۴	۰,۰۹۷	۰,۰۶۴	۰,۰۶۲	۰,۰۶۲	۰,۰۶۸
مرکزی	۰,۰۵۳	۰,۰۵۴	۰,۰۵۳	۰,۰۴۸	۰,۰۵۸	۰,۰۵۵	۰,۰۶۱	۰,۰۶۰	۰,۰۵۷	۰,۰۵۲	۰,۰۷۱	۰,۰۵۷
همدان	۰,۰۴۸	۰,۰۵۵	۰,۰۴۴	۰,۰۴۴	۰,۰۵۲	۰,۰۴۱	۰,۰۵۰	۰,۰۷۳	۰,۰۵۶	۰,۰۴۲	۰,۰۴۸	۰,۰۵۰
متوسط	۰,۰۶۴	۰,۰۶۳	۰,۰۶۳	۰,۰۶۲	۰,۰۵۹	۰,۰۶۱	۰,۰۶۳	۰,۰۸۲	۰,۰۷۰	۰,۰۶۰	۰,۰۶۸	۰,۰۶۵

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین متوسط مصرف سوخت در هر هکتار از تولید محصول جو در استان‌ها و طی سال‌های مختلف در جدول ۱۷-۴ ارائه شده است. براساس نتایج جدول، بیشترین و کمترین مقدار مصرف سوخت به ازای تولید یک هکتار محصول جو طی دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۹ مربوط به استان‌های تهران (۲۵۶ لیتر) و کرمان (۱۵۴ لیتر) می‌باشد. همچنین بیشترین و کمترین مقدار مصرف سود در دوره‌های زمانی مورد نظر مربوط به سال‌های ۱۳۸۷ (۲۱۴ لیتر) و ۱۳۷۹ (۱۷۹ لیتر) می‌باشد.

جدول ۱۷-٤ : متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک هکتار جو به تفکیک استان (۸۹-۱۳۷۹)

	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	متوسط
اردبیل	۱۹۸	۱۹۴	۲۴۰	۱۶۷	۱۸۸	۱۹۹	۲۲۲	۲۲۰	۱۸۹	۱۹۷	۱۸۶	۲۰۰
اصفهان	۱۶۷	۱۹۲	۱۸۱	۲۰۵	۱۵۹	۱۶۸	۱۹۲	۱۶۵	۱۸۳	۱۸۳	۱۸۸	۱۸۰
تهران	۲۵۵	۲۵۵	۲۳۲	۲۶۸	۲۵۸	۲۴۸	۲۸۶	۲۴۹	۲۵۱	۲۵۶	۲۶۰	۲۵۶
خوزستان	۵۰	۲۱۵	۲۲۲	۲۲۲	۱۲۱	۲۲۰	۲۰۰	۲۰۲	۲۳۷	۱۹۹	۱۹۸	۱۹۰
فارس	۱۷۴	۱۸۶	۱۶۹	۱۹۶	۱۸۱	۱۷۴	۱۷۶	۱۸۰	۲۰۴	۱۸۷	۲۱۱	۱۸۵
قزوین	۲۰۸	۲۲۲	۲۳۵	۱۳۴	۲۳۵	۲۲۷	۲۳۳	۱۹۵	۲۶۵	۲۶۴	۲۴۳	۲۲۴
قم	۱۹۶	۲۱۳	۲۱۰	۲۳۵	۲۳۷	۱۹۷	۲۴۶	۲۴۱	۲۱۶	۲۲۱	۲۱۳	۲۲۰
کرمان	۱۴۸	۱۳۶	۱۶۰	۱۵۲	۱۵۲	۱۵۹	۱۵۵	۱۵۹	۱۵۳	۱۵۹	۱۶۴	۱۵۴
مرکزی	۱۷۳	۱۷۵	۱۶۸	۱۷۷	۱۹۰	۱۹۸	۲۰۳	۱۸۹	۲۱۱	۲۲۸	۲۴۹	۱۹۶
همدان	۱۶۸	۱۸۴	۱۷۷	۱۷۲	۱۶۸	۱۵۸	۲۰۱	۱۹۹	۲۱۴	۲۰۴	۱۹۷	۱۸۶
متوسط	۱۷۹	۲۰۰	۱۹۵	۱۹۷	۱۸۷	۱۹۴	۲۱۰	۲۰۰	۲۱۴	۲۱۱	۲۱۲	۱۹۷

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از محاسبه مقدار متوسط سوخت مصرفی در تولید محصول جو به ازای هر یک کیلوگرم و یک هکتار در استان‌های کشور، اقدام به برآورد تابع تولید می‌شود. بدین منظور از روش داده‌های تابلویی (پانل) استفاده می‌شود. در مدل‌های پانل، همانند مدل‌های سری زمانی قبل از برآورد الگو و بررسی نتایج حاصل از آن، ابتدا لازم است پایایی متغیرهای موجود در الگو مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس ابتدا پایایی متغیرهای الگوی تحت بررسی از طریق آزمون لوین، لین و چو LLC، آزمون ایم، پسران، شین IPS و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF مورد بررسی قرار گرفته است. در این آزمون‌ها فرضیه صفر وجود ریشه واحد در متغیرهای تحت بررسی می‌باشد. بنابراین رد فرضیه صفر به معنای عدم وجود ریشه واحد و ایستا بودن متغیرها است. نهاده‌های مورد استفاده در برآورد تابع تولید شامل نیروی کار، بذر، کود حیوانی، سموم شیمیایی، کود شیمیایی و سوخت مصرفی به ازای هر هکتار از تولید این محصول می‌باشد. نتایج بررسی ایستایی نهاده‌ها که در جدول ۱۸-۴ ارائه شده است نشان می‌دهد که براساس آماره LLC همه نهاده‌ها به جز سوخت، در سطح معنادار می‌باشند.

جدول ۱۸-٤: بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع تولید محصول جو

نام متغیر	آزمون *LLC*	معناداری	آزمون *IPS*	معناداری	آزمون *ADF*	معناداری
مقدار تولید	-۳/۲۴	۰/۰۰۰	-۱/۷۴	۰/۰۴	۳۳/۰۲	۰/۰۳۳
نیروی کار	-۲/۹۶	۰/۰۰۱	-۱/۴۲	۰/۰۷۶	۲۹/۱۸	۰/۰۸۴
بذر	-۶/۲۳	۰/۰۰۰	-۴/۵۹	۰/۰۰۰	۶۱/۵۸	۰/۰۰۰
کود حیوانی	-۱/۱۳	۰/۱۲۷	-۰/۶۳۸	۰/۲۶۱	۲۰/۳۴	۰/۴۳۶
سموم شیمیایی	-۲/۰۸	۰/۰۱۸	-۱/۳۷	۰/۰۸۴	۲۷/۳۷	۰/۱۲۵
کود شیمیایی	-۵/۲۸	۰/۰۰۰	-۲/۳۷	۰/۰۰۸	۳۷/۲۷	۰/۰۱
سوخت	۰/۹۷	۰/۸۳۴	-۱/۲۲	۰/۱۰۹	۲۵/۷۹	۰/۱۷۲

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به این موضوع که نتایج حاصل از این آزمون‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای الگوی تابع تولید جو در سطوح مختلف پایا هستند و یا به عبارت دیگر کلیه متغیرها در الگوی تحت بررسی هم انباشته از درجه‌های صفر و یک می‌باشند. از این روی، برای استفاده از متغیرها بر اساس سطح آن‌ها، لازم است تا هم انباشتگی میان متغیرهای مدل بررسی قرار گیرد. برای این منظور در مطالعه حاضر از آزمون هم انباشتگی داده‌های پانل تحت عنوان آزمون هم انباشتگی پدرونی استفاده شده است. در آزمون مذکور، با بررسی وجود همگرایی میان متغیرهای مورد نظر، امکان وجود روابط بلندمدت میان متغیرهای مورد استفاده در مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی پدرونی در جدول ۱۹-۴ ارائه شده است. بر اساس آماره‌های آزمون هم انباشتگی پدرونی وجود هم انباشتگی میان متغیرهای تابع تولید محصول جو را نمی‌توان رد نمود.

با تائید وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای الگوی تحت بررسی از طریق آزمون هم انباشتگی پدرونی می‌توان از اطلاعات مربوط به سطح متغیرها جهت برآورد تابع تولید جو استفاده نمود. با این وجود در استفاده از الگوی داده‌های پانل، قبل از برآورد الگو علاوه بر انجام آزمون ریشه واحد و آزمون هم انباشتگی، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن نیز بسیار مهم است. چرا که در برآورد الگو به روش داده‌های پانل، پرسش اصلی بدین صورت است که باید اثرات گروهی در برآورد الگو در نظر گرفته شود یا خیر؟

جدول ۱۹-٤ : نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی

آماره آزمون	مقدار آماره
Panel v-Statistic	۱/۸۹**
Panel rho-Statistic	۲/۴۲*
Panel PP-Statistic	۴/۴۱*
Panel ADF-Statistic	۴/۴*
Group rho-Statistic	۱/۹۴**
Group PP-Statistic	۵/۸۳*
Group ADF-Statistic	۵/۵۶*

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*معنی‌دار در سطح ۱درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد

بر این اساس و به جهت بررسی این موضوع دو آزمون فوق انجام و نتایج آن در جدول ۲۰-۴ ارائه شده است. بر اساس نتایج آزمون همگنی، با توجه به معنی‌دار نشدن آماره F در سطح احتمال مورد نظر، فرضیه برابری عرض از مبداها پذیرفته شده و رد نمی‌شود. در نتیجه در برآورد الگو اثرات گروهی در نظر گرفته نشده و مدل به صورت Pooled برآورد می‌گردد.

جدول ۲۰-٤ : نتایج آزمون هاسمن

آزمون همگنی			
F_{test}	**Df_1**	**Df_2**	***p.value***
۰/۸۳۶	۶۰	۳۳	۰/۷۳

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از برآورد تابع تولید جو در جدول ۲۱-۴ ارائه شده است. با توجه به فرم لگاریتمی تابع، کشش نهاده مورد نظر با استفاده از مشتق متغیر وابسته نسبت به متغیر مستقل به دست می‌آید.

جدول ۲۱-٤ : نتایج حاصل از برآورد تابع تولید محصول جو

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	-۱/۱۸	۱۷/۸۵	-۰/۰۶۶	۰/۹۴
لگاریتم کود حیوانی	۲/۲۵	۰/۵۶	۳/۹۷	۰/۰۰۰
لگاریتم بذر	۲۰/۲۱	۵/۱۳	۳/۹۳	۰/۰۰۰
لگاریتم سموم شیمیایی	۲/۱۲	۰/۸۳	۲/۵۲	۰/۰۱۶
لگاریتم کود شیمیایی	-۷/۴	۳/۳۲	-۲/۲۲	۰/۰۳۲
لگاریتم نیروی کار	-۰/۳۶	۱/۱۷	-۰/۳۱	۰/۷۵
لگاریتم سوخت	-۸/۶۹	۴/۷۹	-۱/۸۱	۰/۰۷۸
توان دوم لگاریتم کود حیوانی	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۴۴	-۱/۱۴	۰/۲۶
توان دوم لگاریتم بذر	-۴/۰۱	۱/۳۷	-۲/۹۲	۰/۰۰۶
توان دوم لگاریتم سموم کشاورزی	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۹	-۰/۳۰۵	۰/۷۶۲
توان دوم لگاریتم کود شیمیایی	-۰/۲۲	۰/۲۹۶	-۰/۷۷	۰/۴۴۶
توان دوم لگاریتم نیروی کار	-۰/۰۳۸	۰/۰۶۹	-۰/۵۴	۰/۵۸
توان دوم لگاریتم سوخت	۲/۱۲	۰/۷۳	۲/۸۹	۰/۰۰۶
لگاریتم کود حیوانی * لگاریتم بذر	۰/۰۴۱	۰/۱۲۷	۰/۳۲۸	۰/۷۴
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم سموم شیمیایی	۰/۰۶۹	۰/۰۱۷	۳/۸۹	۰/۰۰۰
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم کود شیمیایی	-۰/۰۷۳	۰/۰۴۱	-۱/۷۶	۰/۰۸۶
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم نیروی کار	-۰/۰۳۹	۰/۰۲۷	-۱/۴۵	۰/۱۵۵
لگاریتم کود حیوانی *لگاریتم سوخت	-۰/۷۸	۰/۱۴۷	-۵/۲۸	۰/۰۰۰
لگاریتم بذر * لگاریتم سموم شیمیایی	-۰/۰۲	۰/۲۵۸	-۰/۰۸۱	۰/۹۳
لگاریتم بذر * لگاریتم کود شیمیایی	۲/۷۴	۱/۲۳	۲/۲۱	۰/۰۳۳
لگاریتم بذر * لگاریتم نیروی کار	-۰/۸۸	۰/۳۵	-۲/۴۹	۰/۰۱۷
لگاریتم بذر * لگاریتم سوخت	-۱/۹۷	۱/۴۳	-۱/۳۷	۰/۱۷۹
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم کود شیمیایی	۰/۰۶۲	۰/۱۷۱	۰/۳۶	۰/۷۱
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم نیروی کار	-۰/۲۱	۰/۰۸۱	-۲/۶۹	۰/۰۱
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم سوخت	-۰/۶۸	۰/۲۱	-۳/۱۲	۰/۰۰۳
لگاریتم کود شیمیایی * لگاریتم نیروی کار	۰/۲۶	۰/۲۲	۱/۱۷	۰/۲۴
لگاریتم کودشیمیایی * لگاریتم سوخت	۰/۴۳	۰/۶۹	۰/۶۳	۰/۵۲
لگاریتم نیروی کار * لگاریتم سوخت	۰/۸	۰/۴	۲/۰۱	۰/۰۵۲
R-squared	۰,۹۵			
F-statistic	۲۵,۹۳	*Prob*	۰,۰۰۰	
Durbin-Watson Stat		۲		

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از برآورد مدل تابع تولید ترانسلوگ محصول جو، اقدام به محاسبه کشش‌های نهاده‌های مورد استفاده می‌شود که به صورت جدول ۲۲-۴ می‌باشند. بر این اساس، یک درصد افزایش در مقدار مصرف سوخت در هر هکتار، مقدار عملکرد

محصول جو را ۱/۶۸ درصد کاهش می‌دهد. همچنین نهاده‌های سم و کودحیوانی در این فرم تابعی در منطقه سوم تولید قرار دارد.

جدول ۲۲-٤ : محاسبه کشش نهاده‌های تولید در تابع تولید جو

متغیر	متوسط	حداقل	حداکثر	مقدار کشش
سوخت	۲۰۸/۴۳	۵۰/۵۵	۲۹۰/۴۹	-۱/۶۸
نیروی کار	۴۲/۳۱	۷/۶۸	۱۲۶/۸۱	۰/۷۳
بذر	۲۸/۴۵	۲۱/۷۷	۸۱/۱۹	۱/۱۱
سم	۳/۰۵	۰	۱۱/۰۱	-۱/۹۶
کود حیوانی	۰/۸۲	۷/۸۵	۰	-۲/۲۴
کود شیمیایی	۷۲۵/۲۱	۳۶۶/۳۱	۱۰۹۰	۹/۱

ماخذ: نتایج تحقیق

گندم

برای بررسی اثر مصرف سوخت در فرآیند تولید محصول گندم، ابتدا مقدار سوخت مصرفی به منظور تولید یک هکتار از این محصول در استان‌های مختلف و در سال‌های متفاوت محاسبه می‌شود. بدین منظور، از اطلاعات پرسشنامه‌های هزینه تولید استفاده می‌گردد. نتایج به دست آمده در جدول ۲۳-۴، متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم گندم به تفکیک استان‌های اصلی تولیدکننده این محصول در دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۹ را نشان می‌دهد. بر این اساس، در دوره زمانی مورد نظر، متوسط مصرف سوخت به منظور تولید یک کیلوگرم از محصول گندم در استان بوشهر با مقدار ۰/۱ لیتر، بیشترین و در استان اصفهان با ۰/۰۴ لیتر، کمترین مقدار را دارا می‌باشد. همچنین بیشترین مقدار متوسط سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم محصول گندم مربوط به سال ۱۳۸۶ و معادل ۰/۰۷۱ لیتر در کشور می‌باشد.

جدول ۲۳-٤: متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک کیلوگرم گندم به تفکیک استان (۸۹-۱۳۷۹)

نام استان	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸	۸۹	متوسط
استان آذربایجان‌شرقی	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۶
استان آذربایجان‌غربی	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۸	۰,۰۶	۰,۰۶
استان اردبیل	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۵
استان اصفهان	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۳	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۳	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۵	۰,۰۴
استان ایلام	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۸	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۱۲	۰,۰۷	۰,۰۸	۰,۰۸	۰,۰۷
استان بوشهر	۰,۱۴	۰,۰۸	۰,۱۱	۰,۰۷	۰,۰۸	۰,۰۸	۰,۰۹	۰,۱۷	۰,۰۸	۰,۰۹	۰,۱۰	۰,۱۰
استان تهران	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۵
استان چهارمحال‌بختیاری	۰,۰۵	۰,۰۳	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵
استان خوزستان	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۸	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۹	۰,۰۸	۰,۱۰	۰,۰۷	۰,۰۷
استان زنجان	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۴	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵
استان سمنان	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۷	۰,۰۵
استان سیستان وبلوچستان	۰,۰۳	۰,۰۶	۰,۰۸	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۶
استان فارس	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵
استان قزوین	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۶
استان قم	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۴	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۵
استان کردستان	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۸	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۸	۰,۰۴	۰,۰۶	۰,۰۳	۰,۰۵
استان کرمان	۰,۰۸	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۸	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶
استان کرمانشاه	۰,۰۶	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۵
استان گلستان	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۹	۰,۰۶	۰,۰۸	۰,۰۸	۰,۰۶
استان لرستان	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۶
استان مازندران	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۴	۰,۰۳	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۳	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۴	۰,۰۵
استان مرکزی	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۵
استان هرمزگان	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۶
استان همدان	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵
استان یزد	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵
متوسط	۰,۰۵۹	۰,۰۵۴	۰,۰۵۵	۰,۰۵۱	۰,۰۵۱	۰,۰۵۳	۰,۰۵۴	۰,۰۷۱	۰,۰۵۸	۰,۰۷۰	۰,۰۶۲	۰,۰۵۸

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین متوسط مصرف سوخت در هر هکتار از تولید محصول گندم در استان‌ها و طی سال‌های مختلف در جدول ۲۴-۴ ارائه شده است. براساس نتایج جدول، بیشترین و کمترین مقدار مصرف سوخت به ازای تولید یک هکتار محصول گندم طی دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۹ مربوط به استان‌های تهران (۲۴۵ لیتر) و سی‌ستان و بلوچستان (۱۲۸ لیتر) می‌باشد.

جدول ٢٤-٤: متوسط مقدار سوخت مصرفی برای تولید یک هکتار گندم به تفکیک استان (۸۹-۱۳۷۹)

نام استان	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸	۸۹	متوسط
استان آذربایجان‌شرقی	۲۰۳	۱۶۷	۱۶۳	۱۵۹	۱۷۸	۱۹۱	۱۷۹	۱۸۵	۱۸۰	۱۸۷	۱۹۸	۱۸۱
استان آذربایجان‌غربی	۱۴۴	۱۶۲	۱۹۶	۱۹۳	۱۸۴	۱۷۸	۲۰۰	۲۱۴	۲۰۴	۲۱۵	۲۱۵	۱۹۱
استان اردبیل	۱۹۵	۲۰۰	۲۲۱	۱۹۹	۲۲۰	۲۳۶	۲۱۱	۲۰۹	۲۱۶	۲۱۱	۲۱۶	۲۱۲
استان اصفهان	۱۶۵	۱۶۳	۱۶۱	۱۶۹	۱۶۴	۱۸۱	۱۶۱	۱۵۹	۱۸۰	۱۶۷	۱۸۳	۱۶۸
استان ایلام	۲۱۷	۲۳۰	۲۳۹	۲۰۷	۱۹۴	۱۹۵	۱۹۸	۲۲۷	۲۱۰	۲۲۷	۲۴۵	۲۱۷
استان بوشهر	۱۶۸	۱۸۹	۱۷۶	۱۶۹	۲۲۵	۲۲۲	۲۳۳	۲۱۹	۱۹۵	۱۹۹	۲۰۵	۲۰۰
استان تهران	۲۲۴	۲۴۵	۲۲۶	۲۴۰	۲۵۱	۲۵۰	۲۵۶	۲۵۴	۲۵۵	۲۴۴	۲۴۴	۲۴۵
استان چهارمحال‌بختیاری	۱۴۳	۱۲۱	۱۷۲	۱۸۳	۱۷۷	۲۱۲	۱۷۶	۱۹۱	۱۸۱	۱۸۵	۱۵۱	۱۷۲
استان خوزستان	۲۱۰	۲۴۱	۲۴۳	۲۴۳	۲۱۷	۲۲۱	۲۳۱	۲۳۰	۲۲۹	۲۲۷	۲۲۸	۲۲۹
استان زنجان	۱۷۵	۱۴۷	۱۹۶	۱۷۷	۱۹۹	۱۹۳	۱۸۴	۱۸۰	۱۷۹	۲۰۳	۲۱۵	۱۸۶
استان سمنان	۲۰۰	۱۷۶	۱۷۹	۱۷۹	۱۸۶	۱۹۹	۲۰۵	۱۹۶	۲۰۹	۱۷۷	۲۲۳	۱۹۳
استان سیستان وبلوچستان	۶۸	۱۱۹	۱۷۵	۱۵۹	۱۱۳	۱۱۰	۱۲۹	۱۰۸	۱۳۳	۱۳۷	۱۶۱	۱۲۸
استان فارس	۱۸۵	۱۹۲	۱۹۲	۱۹۴	۱۸۹	۱۹۲	۱۹۶	۱۹۴	۱۹۸	۲۰۹	۲۲۱	۱۹۷
استان قزوین	۲۲۰	۲۳۷	۲۳۱	۲۲۴	۲۲۳	۲۲۰	۲۴۱	۲۲۱	۲۵۰	۲۵۸	۲۴۸	۲۳۴
استان قم	۱۹۷	۱۷۷	۲۳۰	۲۳۴	۲۵۲	۱۹۹	۲۳۰	۲۴۱	۲۰۰	۱۹۵	۱۸۸	۲۱۳
استان کردستان	۱۲۸	۱۲۷	۱۵۹	۱۸۴	۲۰۳	۲۰۹	۱۸۷	۲۲۶	۱۶۴	۲۲۳	۱۷۸	۱۸۱
استان کرمان	۲۰۲	۱۶۲	۱۵۴	۱۷۸	۱۸۷	۲۱۹	۱۷۴	۱۸۲	۲۰۳	۱۸۳	۱۷۰	۱۸۳
استان کرمانشاه	۲۰۲	۱۸۲	۱۸۰	۱۸۳	۱۸۹	۱۹۷	۲۱۳	۲۳۷	۲۴۰	۲۳۵	۲۶۶	۲۱۱
استان گلستان	۱۶۸	۲۱۷	۱۹۲	۱۸۱	۱۹۱	۲۲۲	۲۳۰	۲۱۴	۲۲۲	۲۱۵	۲۰۴	۲۰۵
استان لرستان	۱۸۰	۱۸۸	۱۷۲	۱۸۱	۱۶۷	۱۷۲	۱۸۷	۲۰۲	۱۸۹	۱۷۴	۱۸۳	۱۸۱
استان مازندران	۱۲۵	۱۳۹	۱۴۵	۱۳۲	۱۲۱	۱۸۳	۱۸۳	۱۴۰	۲۰۶	۱۹۰	۱۱۶	۱۵۳
استان مرکزی	۱۶۴	۱۷۹	۱۷۵	۱۵۸	۱۹۴	۲۱۴	۱۹۳	۱۹۷	۲۰۸	۲۱۴	۲۵۸	۱۹۶
استان هرمزگان	۱۵۶	۱۶۲	۲۰۵	۲۳۵	۲۵۹	۲۵۳	۲۴۷	۲۳۵	۲۵۱	۲۵۸	۲۴۰	۲۲۷
استان همدان	۱۹۰	۱۸۹	۱۷۸	۱۷۹	۱۷۷	۱۷۳	۱۹۹	۱۹۹	۲۲۳	۲۱۹	۱۹۸	۱۹۳
استان یزد	۱۴۴	۱۴۶	۱۷۳	۱۸۱	۱۹۹	۱۸۵	۱۸۷	۱۸۵	۲۰۴	۱۹۰	۱۶۹	۱۷۸
متوسط	۱۸۵	۱۹۵	۱۹۶	۱۹۵	۱۹۴	۲۰۱	۲۰۴	۲۰۶	۲۱۰	۲۱۰	۲۱۵	۲۰۱

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به بررسی‌های انجام شده در مورد سایر محصولات، تابع تولید گندم نیز با استفاده از روش Pooled برآورد شده و نتایج آن به صورت جدول ۲۵-۴ ارائه شده است. همچنین قابل یادآوری است که با توجه به فرم لگاریتمی تابع، کشش نهاده‌ی مورد نظر با استفاده از مشتق متغیر وابسته نسبت به متغیر مستقل به دست می‌آید.

جدول ۲۵-٤ : نتایج حاصل از برآورد تابع تولید محصول گندم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	tآماره	سطح معناداری
عرض از مبدا	−۱/۷۱	۶/۵۱	−۰/۲۶	۰/۷۹۳
لگاریتم کود حیوانی	−۰/۱۵۷	۰/۲۳۶	−۰/۶۶	۰/۵۰۷
لگاریتم بذر	۴/۱۹	۱/۷۷	۲/۳۶	۰/۰۱۹
لگاریتم سموم شیمیایی	۰/۷۲۳	۰/۴۴۲	۱/۶۳	۰/۱۰۳
لگاریتم کود شیمیایی	۳/۴۸	۱/۱۱	۳/۱۲	۰/۰۰۲
لگاریتم نیروی کار	−۲/۴۳	۰/۷۲	−۳/۳۵	۰/۰۰۱
لگاریتم سوخت	−۳/۳۴	۱/۶۸	−۱/۹۸	۰/۰۵۰
توان دوم لگاریتم کود حیوانی	−/۰۲۰	۰/۰۰۴	−۴/۶۷	۰/۰۰۰
توان دوم لگاریتم بذر	۰/۰۳۸	۰/۳۹	۰/۰۹۸	۰/۹۲۱
توان دوم لگاریتم سموم کشاورزی	۱/۷۷	۰/۴۰	۴/۳۶	۰/۰۰۰
توان دوم لگاریتم کود شیمیایی	۰/۲۹	۰/۱۵	۱/۹۴	۰/۰۵۳
توان دوم لگاریتم نیروی کار	۰/۱۱	۰/۰۳۷	۲/۹۹	۰/۰۰۳
توان دوم لگاریتم سوخت	۱/۷۷	۰/۴۰	۴/۳۶	۰/۰۰۰
لگاریتم کود حیوانی * لگاریتم بذر	−۰/۰۹۸	۰/۰۸	−۱/۱۱	۰/۲۶۶
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم سموم شیمیایی	۰/۰۴۶	۰/۰۱۲	۳/۶۶	۰/۰۰۰
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم کود شیمیایی	۰/۰۰۸	۰/۰۳۹	۰/۲۲	۰/۸۲۴
لگاریتم کودحیوانی * لگاریتم نیروی کار	۰/۰۳۴	۰/۰۲۰	۱/۶۴	۰/۱۰۲
لگاریتم کود حیوانی *لگاریتم سوخت	۰/۱۱۳	۰/۰۷۷	۱/۴۵	۰/۰۱۴۷
لگاریتم بذر * لگاریتم سموم شیمیایی	−۰/۲۴۹	۰/۱۶۳	−۱/۵۲	۰/۱۲۹
لگاریتم بذر * لگاریتم کود شیمیایی	−۰/۴۹۶	۰/۳۷۵	−۱/۳۲	۰/۱۸۷
لگاریتم بذر * لگاریتم نیروی کار	۰/۴۹۸	۰/۲۳۲	۲/۱۴	۰/۰۳۳
لگاریتم بذر * لگاریتم سوخت	−۱/۴۴	۰/۵۵۷	−۲/۵۹	۰/۰۱۰
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم کود شیمیایی	۰/۰۹۲	۰/۰۷۷	۱/۲۰۶	۰/۲۲۹
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم نیروی کار	−۰/۱۶۰	۰/۰۶۰	−۲/۶۶	۰/۰۰۸
لگاریتم سموم شیمیایی * لگاریتم سوخت	۰/۰۳۶	۰/۱۲۹	۰/۲۷۹	۰/۷۸۰
لگاریتم کود شیمیایی * لگاریتم نیروی کار	−۰/۴۹۷	۰/۱۴۸	−۳/۴۵	۰/۰۰۱
لگاریتم کودشیمیایی * لگاریتم سوخت	−۱/۱۰	۰/۴۱۴	−۲/۶۶	۰/۰۰۸
گاریتم نیروی کار * لگاریتم سوخت	۰/۸۵۵	۰/۲۴۲	۳/۵۲	۰/۰۰۰۶
R-squared	۰/۸۵			
F-statistic	۲۳/۰۷	*Prob*	۰/۰۰۰	
Durbin-Watson Stat		۲/۱۵		

ماخذ: نتایج تحقیق

پس از برآورد مدل تابع تولید ترانسلوگ محصول گندم، اقدام به محاسبه کشش‌های نهاده‌های مورد استفاده می‌شود که به صورت جدول ۲۶-۴ می‌باشند. بر این اساس، یک درصد افزایش در مقدار مصرف سوخت در هر هکتار، مقدار عملکرد محصول گندم را ۵/۴۲ درصد کاهش می‌دهد. همچنین تمامی نهاده به به جز نی‌روی کار و کودحی‌وانی در این فرم تابعی در منطقه سوم تولید قرار دارند.

جدول ٢٦-٤ : محاسبه کشش نهاده‌های تولید در تابع تولید گندم

متغیر	متوسط	حداقل	حداکثر	مقدار کشش
سوخت	۱۹۵	۱۱۰	۲۶۶	-۵/۴۲
نیروی کار	۳۵	۴	۱۵۲	۰/۵۲
بذر	۲۲۸	۱۳۹	۳۴۰	-۴/۴۵
سم	۱/۴۸	۰	۹/۹۵	-۰/۲۱
کود حیوانی	۰/۷۳	۰	۹	۰,۰۵۶
کود شیمیایی	۳۵۵	۸۹	۶۸۵	-۴/۵۲

ماخذ: نتایج تحقیق

فصل پنجم

توابع هزینه

مقدمه

در مطالعه حاضر به منظور برآورد پارامترهای مربوط به معادلات تقاضای مشتق شده برای نهاده‌های مورد نظر در تولید محصولات مختلف و همچنین محاسبه کشش جانشینی و قیمتی عوامل، از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده شده است. تابع هزینه ترانسلوگ نیز به طور خاص از این جهت انتخاب گردیده است که انعطاف پذیری بیشتری از سایر توابع هزینه دارد و به دفعات، در دهه‌های اخیر در مسائل کشاورزی به کار گرفته شده است. شکل کلی تابع ترانسلوگ را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$LnC = Ln\alpha_0 + \sum_{i+1}^{n}\alpha_i LnP_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} LnP_i LnP_j + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{qi} LnqLnP_i + \gamma_q Lnq + \frac{1}{2}\gamma_{qq}(Lnq)^2$$

از آنجا که مدل ترانسلوگ متقارن است، بنابراین باید محدودیت $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ در رابطه فوق اعمال شود. به طور کلی تابع هزینه ترانسلوگ دارای ویژگی‌های مثبت بودن، متقارن و همگن خطی نسبت به قیمت نهاده‌هاست، لیکن از آنجا که متغیر وابسته به صورت لگاریتمی است، به طور خودکار ویژگی غیرمنفی بودن آن برآورده می‌شود. برای برآورده ساختن ویژگی همگن بودن تابع هزینه در قیمت نهاده‌ها لازم است که محدودیت های زیر روی شاخص‌ها اعمال شوند:

$$\sum_{i=1}^{n}\alpha_i = 1$$

$$\sum_{i=1}^{n}\gamma_{ij} = \sum_{i=1}^{n}\gamma_{ij} = 0$$

با استناد به قضیه شفرد، مشتق جزئی تابع هزینه لگاریتمی ترانسلوگ نسبت به قیمت نهاده iام ، تابع تقاضای سهم نهاده iام را ارائه می‌کند:

$$S_i = \frac{\partial LnC}{\partial LnP_i} = \frac{\partial C}{\partial P_i} \times \frac{P_i}{C} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} LnP_i + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{iq} Lnq$$

به منظور افزایش کارایی پارامترهای برآورد شده، تابع هزینه ترانسلوگ نیز به سیستم معادلات تقاضای نهاده‌های تولید افزوده شده و سپس سیستم معادلات به صورت همزمان برآورده گردیده است. این عمل بدین سبب صورت می‌گیرد که علاوه بر عواملی که به صورت متغیرهای مستقل (یعنی قیمت نهاده‌ها و مقدار تولید) در هر معادله سهم هزینه تعریف می-

شوند، عوامل موثر یکسان دیگری نیز بر سهم هزینه نهاده اثر می‌گذارند که به دلایل گوناگونی از جمله ناشناس یا غیرقابل اندازی‌گیری بودن، نادیده گرفته می‌شوند که در نتیجه در جمله اخلال معادله ظاهر می‌گردند. بدین ترتیب کوواریانس جملات اخلال معادلات سهم هزینه نهاده، صفر نخواهد بود، یعنی معادلات سهم هزینه از یکدیگر مستقل نیستند. در نتیجه برآورد هر یک از معادلات به صورت مجزا به ناکارایی برآوردکننده‌ها خواهد انجامید. برای پیشگیری از این امر، از معادلات همزمان و مطابق معمول از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط استفاده می‌شود. تخمین رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط SUR، به تخمین کارای یک مجموعه معادلات رگرسیون خطی گفته می‌شود که اجزای اخلال آنها با هم ارتباط دارند. در این روش از حداقل مربعات تعمیم یافته به منظور تخمین مشترک و پیوسته ضرایب یک مجموعه معادلات رگرسیون خطی استفاده می‌شود.

روش متداول برای تخمین معادلات با استفاده از روش ISUR این است که یکی از معادلات سهم هزینه از دستگاه معادلات همزمان کنار گذاشته می‌شود و پارامترهای سایر معادلات برآورد می‌گردد و سپس پارامترهای مربوط به معادله کنار گذاشته شده بر حسب سایر پارامترهای معادلات محاسبه می‌شود. بنابراین یکی از متغیرها از معادلات سهم هزینه حذف شده، قیمت سایر نهاده‌ها به صورت قیمت نسبی آنها (نسبت به قیمت نهاده حذف شده) و نیز هزینه کل به صورت هزینه نسبی (نسبت به قیمت نهاده حذف شده) در الگو ظاهر می‌شوند؛ لذا با اعمال این شرط و فروض تقارن و همگنی بر تابع هزینه و معادلات سهم هزینه، شکل قابل برآورد تابع هزینه به صورت زیر خلاصه می‌شود:

$$Ln\left(\frac{C}{P_0}\right) = Ln\alpha_0 + \sum_{i-1}^{n}\alpha_i Ln\left(\frac{P_i}{P_0}\right) + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\gamma_{ij} Ln\left(\frac{P_i}{P_0}\right)^2 + \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\gamma_{ij} Ln\left(\frac{P_i}{P_0}\right) Ln\left(\frac{P_j}{P_0}\right)$$
$$+ \sum_{i=1}^{n}\gamma_{iq} Lnq Ln\left(\frac{P_i}{P_0}\right) + \gamma_q Lnq + \frac{1}{2}\gamma_{qq}(Lnq)^2$$

همچنین شکل نهایی توابع سهم هزینه ای نهاده ها به صورت زیر استخراج می‌گردد:

$$S_i = \alpha_i + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{iq} Lnq + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{ij} Ln\left(\frac{P_i}{P_0}\right)$$

سپس با توجه به ضرایب به دست آمده از نتایج تابع هزینه و تقاضای نهاده‌ها، به محاسبه کشش جانشینی خودی و متقاطع آلن با استفاده از روابط زیر پرداخته می‌شود:

$$A_{ii} = \frac{\left(C_{ii} + S_i(S_i - 1)\right)}{S_i}$$
$$A_{ij} = \frac{C_{ij} + (S_i S_j)}{S_i S_j}$$

با توجه به رابطه کشش خودقیمتی و کشش متقاطع جانشینی آلن داریم:

$$E_{ij} = S_j A_{ij}$$
$$E_{ji} = S_i A_{ji}$$

بنابراین حتی اگر $A_{ij} = A_{ji}$ باشد، کشش متقاطع برای عامل تولید i و j مساوی نخواهد بود. کشش خودقیمتی تقاضا (E_{ii}) یک نهاده تولید، تغییرات نسبی مقدار تقاضا شده آن نهاده را در نتیجه تغییرات نسبی در قیمت آن نهاده نشان می‌دهد. کشش متقاطع قیمتی تقاضا (E_{ij})، تغییرات نسبی در مقدار تقاضا شده از نهاده را در نتیجه تغییرات نسبی قیمت نهاده iام اندازه گیری می‌کند.

جو

توابع هزینه و تقاضای مشروط (سهم هزینه) نهاده‌ها برای محصول جو به صورت سیستمی و با استفاده از ابزار رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری ISUR پس از اعمال شروط تقارن و همگنی بر تابع هزینه و معادلات سهم هزینه، برآورد شده و نتایج آن در جدول ۱–۵ ارائه شده است. همانطور که قبلا نیز گفته شد، در روش معمول برای برآورد معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری، ابتدا یکی از معادلات سهم هزینه حذف می‌شود. برآوردهای ISUR نسبت به معادله حذف شده از سیستم حساس نمی‌باشد، بلکه به سمت برآوردهای روش حداکثر راستنمایی ML که منحصر به فرد بوده و مستقل از معادله حذف شده می‌باشند، همگرا می‌شوند. به همین دلیل به منظور برآورد تابع هزینه محصول جو، معادله سهم نهاده کود شیمیایی از معادلات سهم حذف گردید، سپس قیمت سایر نهاده‌ها (سوخت، بذر و سم) با تقسیم بر قیمت نهاده کودشیمیایی

نرمال شد. ضرایب نهاده کود شیمیایی نیز با استفاده از ضرایب معادلات برآورد شده و با توجه به قیود اعمال شده بر توابع محاسبه گردید.

جدول ۱-۵ : نتایج برآورد تابع هزینه جو

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C(۱)	عرض از مبدا	۱/۴۱	۰/۵۷	۲/۴۸	۰/۰۱۳
C(۲)	لگاریتم قیمت بذر	۰/۲۴	۰/۰۲۷	۸/۶۲	۰/۰۰۰
C(۳)	لگاریتم قیمت سم	۰/۲۲	۰/۰۳	۷/۱۲	۰/۰۰۰
C(۴)	لگاریتم قیمت سوخت	۰/۴	۰/۲۷	۱۴/۷	۰/۰۰۰
C(۵)	لگاریتم مقدار تولید	۰/۵۷	۰/۰۷	۸/۰۸	۰/۰۰۰
C(۶)	لگاریتم قیمت کود	۰/۱۴	–	–	–
C(۲۲)	توان دوم لگاریتم قیمت بذر	۰/۰۵	۰/۰۱۸	۲/۶۵	۰/۰۰۸
C(۳۳)	توان دوم لگاریتم قیمت سم	-۰/۰۴۴	۰/۰۰۷	-۶/۱۳	۰/۰۰۰
C(۴۴)	توان دوم لگاریتم قیمت سوخت	-۰/۰۴۷	۰/۰۳	-۱/۶۱	۰/۱۰
C(۵۵)	توان دوم لگاریتم مقدار تولید	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۲/۱۷	۰/۰۳
C(۶۶)	توان دوم لگاریتم قیمت کود	-۰/۰۴۱	–	–	–
C(۲۳)	اثر متقابل لگاریتم قیمت بذر و سم	۰/۰۶	۰/۰۰۷	۸/۰۴	۰/۰۰۰
C(۲۴)	اثر متقابل لگاریتم قیمت بذر و سوخت	۰/۰۰۸	۰/۰۲	۰/۴۲	۰/۶۷
C(۳۴)	اثر متقابل لگاریتم قیمت سم و سوخت	-۰/۰۶	۰/۰۱۱	-۵/۳۵	۰/۰۰۰
C(۲۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت بذر	-۰/۰۳	۰/۰۰۴	-۸/۰۲	۰/۰۰۰
C(۳۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت سم	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۵۳	۰/۱۲۶
C(۴۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت سوخت	۰/۰۳	۰/۰۰۵	۶/۰۸	۰/۰۰۰
C(۲۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و بذر	-۰/۱۱	–	–	–
C(۳۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و سم	۰/۰۴۴	–	–	–
C(۴۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و سوخت	۰/۰۹۹	–	–	–

ماخذ: نتایج تحقیق

از آنجایی که تفسیر تک تک ضرایب تابع هزینه ترانسلوگ به علت کثرت ضرایب پیچیده و غیرعملی می‌باشد، لذا در ادامه و پس از محاسبه ضرایب متغیرهای تابع هزینه که در جدول فوق ارائه شده است، اقدام به محاسبه کشش‌های می‌شود. تعیین کشش‌های جانشینی آلن و کشش‌های قیمتی تقاضا در جهت تعیین روابط جانشینی و مکملی نهاده‌ها، نقش بسزایی در ترکیب بهینه نهاده‌ها دارد و از نظر سیاستگذاری دارای اهمیت زیادی است. کشش متقاطع مثبت بین نهاده‌های تولید به مفهوم جانشینی بین نهاده‌هاست، اما کشش متقاطع منفی بیانگر این واقعیت است که دو نهاده مکمل هستند. براساس نتایج

ارائه شده در جدول۲-۵، کلیه کشش‌های خودی آلن، علامت صحیح و مورد انتظار منفی دارند که مطابق با تئوری‌های اقتصادی و قانون تقاضاست؛ به عبارت دیگر، رابطه معکوس بین قیمت و مقدار در آن نهاده را نشان می‌دهد. بررسی کشش‌های متقاطع نشان می‌دهد که بین نهاده سوخت و نهاده های بذر و کودشیمیایی رابطه جانشینی وجود دارد. به عبارت دیگر، در صورت افزایش یک درصدی در قیمت سوخت، مقدار تقاضا برای آن و در نهایت تقاضا برای ماشین‌آلات کاهش یافته و در نتیجه تقاضا برای بذر و کود شیمیایی افزایش می‌یابد. جانشین بودن بذر و کودشیمیایی با نهاده سوخت بیانگر این است که جلوگیری از افزایش بی رویه قیمت نهاده سوخت، می‌تواند در استفاده بیش از حد و غیر بهینه بذر موثر باشد. همچنین بین نهاده سوخت و نهاده سم رابطه مکمل وجود دارد.

جدول۲-۵: کشش‌های جانشینی جزئی خودی و متقاطع آلن

متغیر	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کودشیمیایی
سوخت	-۰/۷۷	۱/۰۵	-۵/۴۱	۲/۳۷
بذر		-۰/۴۷	۶/۷۶	-۰/۳۷
سموم شیمیایی			-۳/۱۸	۹/۴۶
کود شیمیایی				-۱

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین نهاده بذر با نهاده سم رابطه جانشین و با نهاده کودشیمیایی رابطه مکمل دارد. نهاده‌های سم و کود نیز با یکدیگر جانشین هستند. برای محاسبه کشش‌های خود قیمتی و متقاطع نهاده‌های به کار رفته در تولید محصول جو، از تابع هزینه این محصول استفاده شده و با استفاده از روابط مطرح شده، کشش‌های خودقیمتی و متقاطع محاسبه و نتایج مربوط به آن در جدول ۳-۵ ارائه شده است. کشش متقاطع قیمتی مثبت بین نهاده‌های تولید به مفهوم جانشینی بین نهاده‌هاست، اما کشش جانشینی منفی بیانگر این واقعیت است که دو نهاده مکمل هستند. برای مثال می‌توان گفت که اگر قیمت نهاده A افزایش یابد، در حالی که قیمت نهاده B ثابت بماند و در نتیجه تقاضا برای نهاده B افزایش یابد، در این صورت نهاده B جانشین نهاده A می‌شود، اما در صورتی که تقاضای نهاده B کاهش یابد، می‌توان نتیجه گرفت که دو نهاده مکمل هم هستند.

جدول ۳-۵ : کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا

متغیر	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کودشیمیایی
سوخت	-۰/۲۷	۰/۴۲	۰/۱۴	۰/۴۹
بذر	۰/۳۷	-۰/۱۸	۰/۱۷۵	-۰/۰۷۷
سموم شیمیایی	-۱/۹	۲/۷	-۰/۰۸	۱/۹۷
کود شیمیایی	۰/۸۵	۰/۱۴۸	۰/۲۴	-۰/۰۰۸۵

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول ۳-۵ نشان می‌دهد که:

۱- همه کشش‌های خود قیمتی تقاضا دارای علامت صحیح و مورد انتظار منفی هستند که از این حیث با تئوری‌های اقتصادی سازگارند، بدین معنی که با افزایش قیمت هر یک از نهاده‌ها، مقدار تقاضا آن نهاده کاهش می‌یابد.

۲- میزان قدرمطلق کشش‌های خودقیمتی برای تمامی نهاده‌های، سم، سوخت، کودشیمیایی و سم کوچکتر از یک می-باشد، یعنی مقادیر تقاضای این نهاده‌ها نسبت به قیمت آنها کم کشش هستند؛ به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی در قیمت نهاده‌ها، مقدار تقاضای آن‌ها کمتر از یک درصد کاهش می‌یابد. همچنین کمترین مقدار کشش خود قیمتی مربوط به نهاده کودشیمیایی می‌باشد که نشان‌دهنده حساسیت بسیار پایین تقاضای این نهاده نسبت به قیمتش می‌باشد.

۳- در نهاده سوخت، بیشترین مقدار حساسیت مربوط به نهاده کودشیمیایی می‌باشد. در واقع با افزایش یک درصدی در قیمت سوخت، مقدار تقاضای کودشیمیایی ۰/۴۹ درصد افزایش می‌یابد.

۴- بررسی اثرگذاری نهاده سوخت بر سایر نهاده‌های مورد نظر نشان می‌دهد که بیشترین تاثیر بر نهاده سم می‌باشد که مقدار کشش متقاطع آن ۱/۹- می‌باشد.

گندم

توابع هزینه و تقاضای مشروط (سهم هزینه) نهاده‌ها برای محصول گندم، همانند محصول جو به صورت سیستمی و با استفاده از ابزار رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری ISUR پس از اعمال شروط تقارن و همگنی بر تابع هزینه و معادلات سهم هزینه، برآورد شده و نتایج آن در جدول ۴-۵ ارائه شده است. همانطور که قبلا نیز گفته شد، در روش معمول

برای برآورد معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری، ابتدا یکی از معادلات سهم هزینه حذف می‌شود. برآوردهای ISUR نسبت به معادله حذف شده از سیستم حساس نمی‌باشد، بلکه به سمت برآوردهای روش حداکثر راستنمایی ML که منحصر به فرد بوده و مستقل از معادله حذف شده می‌باشند، همگرا می‌شوند. به همین دلیل به منظور برآورد تابع هزینه محصول گندم، معادله سهم نهاده کود شیمیایی از معادلات سهم حذف گردید، سپس قیمت‌های نهاده‌های دیگر (سوخت، بذر و سم) با تقسیم بر قیمت نهاده کودشیمیایی نرمال شد. ضرایب نهاده کود شیمیایی نیز با استفاده از ضرایب معادلات برآورد شده و با توجه به قیود اعمال شده بر توابع محاسبه گردید.

جدول ٤-٥ : نتایج برآورد تابع هزینه گندم

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C(۱)	عرض از مبدا	۴/۹۵	۱۰/۶۹	۰/۴۶	۰/۶۴
C(۲)	لگاریتم قیمت بذر	۰/۶۸	۰/۱۸۶	۳/۶۵	۰/۰۰۰
C(۳)	لگاریتم قیمت سم	-۰/۰۰۲۸	۰/۱۷	-۰/۰۱۶	۰/۹۸
C(۴)	لگاریتم قیمت سوخت	۰/۱۹۲	۰/۱۶	۱/۲	۰/۲۲
C(۵)	لگاریتم مقدار تولید	۰/۰۰۳۵	۲/۶۶	۰/۰۰۱	۰/۹۹
C(۶)	لگاریتم قیمت کود	۰/۱۳	-	-	-
C(۲۲)	توان دوم لگاریتم قیمت بذر	-۰/۰۹۹	۰/۰۱۳	-۷/۳۱	۰/۰۰۰
C(۳۳)	توان دوم لگاریتم قیمت سم	۰/۰۲۳	۰/۰۰۶۷	۳/۴۳	۰/۰۰۰
C(۴۴)	توان دوم لگاریتم قیمت سوخت	-۰/۰۱۳	۰/۰۱۸	-۰/۷۶	۰/۴۴
C(۵۵)	توان دوم لگاریتم مقدار تولید	۰/۰۷	۰/۳۳	۰/۲۱	۰/۸۳
C(۶۶)	توان دوم لگاریتم قیمت کود	۰/۰۹	-	-	-
C(۲۳)	اثر متقابل لگاریتم قیمت بذر و سم	۰/۰۲۱	۰/۰۰۷	۲/۸	۰/۰۰۵
C(۲۴)	اثر متقابل لگاریتم قیمت بذر و سوخت	۰/۱۲	۰/۰۱۱	۱۰/۱	۰/۰۰۰
C(۳۴)	اثر متقابل لگاریتم قیمت سم و سوخت	-۰/۰۳۴	۰/۰۰۶	-۵/۰۱	۰/۰۰۰
C(۲۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت بذر	-۰/۰۶۴	۰/۰۲۲	-۲/۸۳	۰/۰۰۴
C(۳۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت سم	-۰/۰۰۶	۰/۰۲	-۰/۳	۰/۷۵
C(۴۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت سوخت	۰/۰۵۴	۰/۰۲	۲/۸۵	۰/۰۰۴
C(۲۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و بذر	-۰/۰۵	-	-	-
C(۳۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و سم	-۰/۰۱	-	-	-
C(۴۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و سوخت	-۰/۰۷۳	-	-	-

ماخذ: نتایج تحقیق

از آنجایی که تفسیر تک تک ضرایب تابع هزینه ترانسلوگ به علت کثرت ضرایب پیچیده و غیرعملی می‌باشد، لذا در ادامه و پس از محاسبه ضرایب متغیرهای تابع هزینه که در جدول فوق ارائه شده است، اقدام به محاسبه کشش‌های می‌شود. تعیین کشش‌های جانشینی آلن و کشش‌های قیمتی تقاضا در جهت تعیین روابط جانشینی و مکملی نهاده‌ها، نقش بسزایی در ترکیب بهینه نهاده‌ها دارد و از نظر سیاستگذاری دارای اهمیت زیادی است. کشش متقاطع مثبت بین نهاده‌های تولید به مفهوم جانشینی بین نهاده‌هاست، اما کشش متقاطع منفی بیانگر این واقعیت است که دو نهاده مکمل هستند. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۵-۵، کلیه کشش‌های خودی آلن، علامت صحیح و مورد انتظار منفی دارند که مطابق با تئوری‌های اقتصادی و قانون تقاضاست؛ به عبارت دیگر، رابطه معکوس بین قیمت و مقدار در آن نهاده را نشان می‌دهد. بررسی کشش‌های متقاطع نشان می‌دهد که بین نهاده سوخت و نهاده های بذر و کودشیمیایی رابطه جانشینی وجود دارد که نتایج مشابه محصول جو می‌باشد. به عبارت دیگر، در صورت افزایش یک درصدی در قیمت سوخت، مقدار تقاضا برای آن و در نهایت تقاضا برای ماشین‌آلات کاهش یافته و در نتیجه تقاضا برای بذر و کود شیمیایی افزایش می‌یابد. جانشین بودن بذر و کودشیمیایی با نهاده سوخت بیانگر این است که جلوگیری از افزایش بی رویه قیمت نهاده سوخت، می‌تواند در استفاده بیش از حد و غیر بهینه بذر موثر باشد. همچنین بین نهاده سوخت و نهاده سم رابطه مکمل وجود دارد.

جدول ۵-۵: کشش‌های جانشینی جزئی خودی و متقاطع آلن

متغیر	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کود شیمیایی
سوخت	-۰/۳۸	۱/۸۵	-۱/۲۱	۰/۰۳۵
بذر		-۱/۱۹	۴/۹۷	۰/۴
سموم شیمیایی			-۰/۰۱۷	-۰/۸۴
کود شیمیایی				-۰/۳۵

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین نهاده بذر با نهاده سم رابطه جانشین و با نهاده کودشیمیایی رابطه مکمل دارد. نهاده‌های سم و کود نیز با یکدیگر جانشین هستند. برای محاسبه کشش‌های خود قیمتی و متقاطع نهاده‌های به کار رفته در تولید محصول گندم، از تابع هزینه گندم استفاده شده و با استفاده از روابط مطرح شده، کشش‌های خودقیمتی و متقاطع محاسبه گردید و نتایج مربوط به آن در جدول ۶-۵ ارائه شده است.

جدول ٦-٥ : کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا

متغیر	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کود شیمیایی
سوخت	-۰/۲۴	۰/۴	-۰/۰۳	۰/۰۰۷۳
بذر	۱/۱۸	-۰/۲۶	۰/۱۲	۰/۰۸۳
سموم شیمیایی	-۰/۷۷	۱/۰۹	-۰/۰۴	-۰/۱۷۵
کود شیمیایی	۰/۰۱۲	۰/۰۳۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۷۳

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول ۶-۵ نشان می‌دهد که:

۱- همه کشش‌های خود قیمتی تقاضا دارای علامت صحیح و مورد انتظار منفی هستند که از این حیث با تئوری‌های اقتصادی سازگارند، بدین معنی که با افزایش قیمت هر یک از نهاده‌ها، مقدار تقاضا آن نهاده کاهش می‌یابد.

۲- میزان قدرمطلق کشش‌های خودقیمتی برای تمامی نهاده‌ها کوچکتر از یک می‌باشد، یعنی مقادیر تقاضای این نهاده‌ها نسبت به قیمت آنها کم کشش هستند؛ به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی در قیمت نهاده‌ها، مقدار تقاضای آن‌ها کمتر از یک درصد کاهش می‌یابد. همچنین کمترین مقدار کشش خود قیمتی مربوط به نهاده سم می‌باشد که نشان-دهنده حساسیت بسیار پایین تقاضای این نهاده نسبت به قیمتش می‌باشد.

۳- در نهاده سوخت، بیشترین مقدار حساسیت مربوط به نهاده بذر می‌باشد. در واقع با افزایش یک درصدی در قیمت سوخت، مقدار تقاضای بذر ۰/۴ درصد افزایش می‌یابد.

۴- بررسی اثرگذاری نهاده سوخت بر سایر نهاده‌های مورد نظر نشان می‌دهد که بیشترین تاثیر بر آن بر نهاده بذر می-باشد که مقدار کشش متقاطع آن ۱/۱۸ محاسبه شده است.

ذرت

توابع هزینه و تقاضای مشروط (سهم هزینه) نهاده‌ها برای محصول ذرت، همانند محصول جو و گندم به صورت سیستمی و با استفاده از ابزار رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری ISUR پس از اعمال شروط تقارن و همگنی بر تابع هزینه و

معادلات سهم هزینه، برآورد شده و نتایج آن در جدول ۷-۵ ارائه شده است. همانطور که قبلا نیز گفته شد، در روش معمول برای برآورد معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری، ابتدا یکی از معادلات سهم هزینه حذف می‌شود. برآوردهای ISUR نسبت به معادله حذف شده از سیستم حساس نمی‌باشد، بلکه به سمت برآوردهای روش حداکثر راستنمایی ML که منحصر به فرد بوده و مستقل از معادله حذف شده می‌باشند، همگرا می‌شوند. به همین دلیل به منظور برآورد تابع هزینه محصول ذرت، معادله سهم نهاده کود شیمیایی از معادلات سهم حذف گردید، سپس قیمت‌های نهاده‌های دیگر (سوخت، بذر و سم) با تقسیم بر قیمت نهاده کودشیمیایی نرمال شد. ضرایب نهاده کود شیمیایی نیز با استفاده از ضرایب معادلات برآورد شده و با توجه به قیود اعمال شده بر توابع محاسبه گردید.

جدول ۷-۵ : نتایج برآورد تابع هزینه ذرت

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C(۱)	عرض از مبدا	-۱۷/۵۱	۸/۹۲	-۱/۹۶	۰/۰۵
C(۲)	لگاریتم قیمت بذر	۰/۸۵	۰/۱۹۳	۴/۴	۰/۰۰۰
C(۳)	لگاریتم قیمت سم	-۰/۶۴	۰/۱۹۶	-۳/۲۸	۰/۰۰۱
C(۴)	لگاریتم قیمت سوخت	۰/۳۶	۰/۱۸۲	۱/۹۹	۰/۰۴۶
C(۵)	لگاریتم مقدار تولید	۵/۱۶	۲/۰۱	۲/۵۵	۰/۰۱۱
C(۶)	لگاریتم قیمت کود	۰/۴۳	–	–	–
C(۲۲)	توان دوم لگاریتم قیمت بذر	۰/۱	۰/۰۱۴	۶/۸۹	۰/۰۰۰
C(۳۳)	توان دوم لگاریتم قیمت سم	۰/۰۵۶	۰/۰۰۶	۸/۵۴	۰/۰۰۰
C(۴۴)	توان دوم لگاریتم قیمت سوخت	۰/۱۲۹	۰/۰۱۸	۷/۱۸	۰/۰۰۰
C(۵۵)	توان دوم لگاریتم مقدار تولید	-۰/۵۴	۰/۲۲۸	-۲/۳۵	۰/۰۱۸
C(۶۶)	توان دوم لگاریتم قیمت کود	-۰/۲۸۵	–	–	–
C(۲۳)	اثر متقابل لگاریتم قیمت بذر و سم	۰/۰۰۸	۰/۰۰۶	۱/۲۶	۰/۲۰۵
C(۲۴)	اثر متقابل لگاریتم قیمت بذر و سوخت	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۲	-۰/۳۰۵	۰/۷۶
C(۳۴)	اثر متقابل لگاریتم قیمت سم و سوخت	-۰/۰۴۷	۰/۰۰۶	-۷/۵۷	۰/۰۰۰
C(۲۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت بذر	-۰/۱	۰/۰۲۱	-۴/۷۴	۰/۰۰۰
C(۳۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت سم	۰/۰۵۸	۰/۰۲۱	۲/۶۸	۰/۰۰۷
C(۴۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت سوخت	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۹	-۰/۱۳	۰/۸۹
C(۲۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و بذر	-۰/۱	–	–	–
C(۳۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و سم	-۰/۰۱۶	–	–	–
C(۴۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و سوخت	-۰/۰۸	–	–	–

ماخذ: نتایج تحقیق

از آنجایی که تفسیر تک تک ضرایب تابع هزینه ترانسلوگ به علت کثرت ضرایب پیچیده و غیرعملی می‌باشد، لذا در ادامه و پس از محاسبه ضرایب متغیرهای تابع هزینه که در جدول فوق ارائه شده است، اقدام به محاسبه کشش‌های می‌شود. تعیین کشش‌های جانشینی آلن و کشش‌های قیمتی تقاضا در جهت تعیین روابط جانشینی و مکملی نهاده‌ها، نقش بسزایی در ترکیب بهینه نهاده‌ها دارد و از نظر سیاستگذاری دارای اهمیت زیادی است. کشش متقاطع مثبت بین نهاده‌های تولید به مفهوم جانشینی بین نهاده‌هاست، اما کشش متقاطع منفی بیانگر این واقعیت است که دو نهاده مکمل هستند. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۸-۵، کلیه کشش‌های خودی آلن، علامت صحیح و مورد انتظار منفی دارند که مطابق با تئوری‌های اقتصادی و قانون تقاضاست؛ به عبارت دیگر، رابطه معکوس بین قیمت و مقدار در آن نهاده را نشان می‌دهد. بررسی کشش‌های متقاطع نشان می‌دهد که بین نهاده سوخت و نهاده های بذر و کودشیمیایی رابطه جانشینی وجود دارد که نتایج مشابه محصولات جو و گندم می‌باشد. به عبارت دیگر، در صورت افزایش یک درصدی در قیمت سوخت، مقدار تقاضا برای آن و در نهایت تقاضا برای ماشین‌آلات کاهش یافته و در نتیجه تقاضا برای بذر و کود شیمیایی افزایش می‌یابد. جانشین بودن بذر و کودشیمیایی با نهاده سوخت بیانگر این است که افزایش بی رویه قیمت نهاده سوخت منجر به کاهش تقاضای آن شده و لذا می‌تواند در استفاده بیش از حد و غیر بهینه نهاده‌های بذر و کودشیمیایی موثر باشد. همچنین بین نهاده سوخت و نهاده سم رابطه مکمل وجود دارد.

جدول ۸-۵: کشش‌های جانشینی جزئی خودی و متقاطع آلن

متغیر	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کود شیمیایی
سوخت	-۰/۲۴	۰/۹۵	-۱/۲۵	۰/۱۶
بذر		-۰/۳۶	۱/۳۵	۰/۰۳۸
سموم شیمیایی			-۰/۲۲	۰/۴۶
کود شیمیایی				-۱/۴

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین نهاده بذر با نهاده سم و کودشیمیایی رابطه جانشین دارد. نهاده‌های سم و کود نیز با یکدیگر جانشین هستند. برای محاسبه کشش‌های خود قیمتی و متقاطع نهاده‌های به کار رفته در تولید محصول ذرت، از تابع هزینه ذرت استفاده شده و

با استفاده از روابط مطرح شده، کشش‌های خودقیمتی و متقاطع محاسبه و نتایج مربوط به آن در جدول ۵-۹ ارائه شده است.

جدول ۹-۵ : کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا

متغیر	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کود شیمیایی
سوخت	-۰/۰۶۲	۰/۲۶	-۰/۱	۰/۰۶
بذر	۰/۲۴	-۰/۱۰۱	۰/۱۰۸	۰/۰۱۴
سموم شیمیایی	-۰/۳۲	۰/۳۸	-۰/۰۱۷	۰/۱۷
کود شیمیایی	۰/۰۴۱	۰/۰۱	۰/۰۳۶	-۰/۵۱۸

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول ۹-۵ نشان می‌دهد که:

۱- همه کشش‌های خود قیمتی تقاضا دارای علامت صحیح و مورد انتظار منفی هستند که از این حیث با تئوری‌های اقتصادی سازگارند، بدین معنی که با افزایش قیمت هر یک از نهاده‌ها، مقدار تقاضا آن نهاده کاهش می‌یابد.

۲- میزان قدرمطلق کشش‌های خودقیمتی برای تمامی نهاده‌ها کوچکتر از یک می‌باشد، یعنی مقادیر تقاضای این نهاده‌ها نسبت به قیمت آنها کم کشش هستند؛ به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی در قیمت نهاده‌ها، مقدار تقاضای آن‌ها کمتر از یک درصد کاهش می‌یابد. همچنین کمترین مقدار کشش خود قیمتی مربوط به نهاده سم می‌باشد که نشان-دهنده حساسیت بسیار پایین تقاضای این نهاده نسبت به قیمتش می‌باشد.

۳- در نهاده سوخت، بیشترین مقدار حساسیت مربوط به نهاده بذر می‌باشد. در واقع با افزایش یک درصدی در قیمت سوخت، مقدار تقاضای بذر ۰/۲۶ درصد افزایش می‌یابد.

۴- بررسی اثرگذاری نهاده سوخت بر سایر نهاده‌های مورد نظر نشان می‌دهد که بیشترین تاثیر بر آن بر نهاده سم می-باشد که مقدار کشش متقاطع آن ۰/۳۲- محاسبه شده است.

پنبه

توابع هزینه و تقاضای مشروط (سهم هزینه) نهاده‌ها برای محصول پنبه، همانند سایر محصولات به صورت سیستمی و با استفاده از ابزار رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری ISUR پس از اعمال شروط تقارن و همگنی بر تابع هزینه و معادلات سهم هزینه، برآورد شده و نتایج آن در جدول ۱۰-۵ ارائه شده است. همانطور که قبلا نیز گفته شد، در روش معمول برای برآورد معادلات به ظاهر نامرتبط تکراری، ابتدا یکی از معادلات سهم هزینه حذف می‌شود. برآوردهای ISUR نسبت به معادله حذف شده از سیستم حساس نمی‌باشد، بلکه به سمت برآوردهای روش حداکثر راستنمایی ML که منحصر به فرد بوده و مستقل از معادله حذف شده می‌باشند، همگرا می‌شوند. به همین دلیل به منظور برآورد تابع هزینه محصول پنبه، معادله سهم نهاده کود شیمیایی از معادلات سهم حذف گردید، سپس قیمت‌های نهاده‌های دیگر (سوخت، بذر و سم) با تقسیم بر قیمت نهاده کودشیمیایی نرمال شد. ضرایب نهاده کود شیمیایی نیز با استفاده از ضرایب معادلات برآورد شده و با توجه به قیود اعمال شده بر توابع محاسبه گردید.

جدول ۱۰-۵ : نتایج برآورد تابع هزینه پنبه

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C(۱)	عرض از مبدا	۶۰/۴۵	۲۶/۶۴	۲/۲۶	۰/۰۲۴
C(۲)	لگاریتم قیمت بذر	-۱/۶	۰/۴۴	-۳/۵۸	۰/۰۰۰
C(۳)	لگاریتم قیمت سم	۰/۸۳	۰/۳۷	۲/۲۴	۰/۰۲۵
C(۴)	لگاریتم قیمت سوخت	۲/۱۵	۰/۶۲	۳/۴۸	۰/۰۰۰
C(۵)	لگاریتم مقدار تولید	-۱۳/۹۶	۶/۸۴	-۲/۰۴	۰/۰۴۲
C(۶)	لگاریتم قیمت کود	-۰/۳۸	-	-	-
C(۲۲)	توان دوم لگاریتم قیمت بذر	۰/۰۹	۰/۰۲۷	۳/۳	۰/۰۰۱
C(۳۳)	توان دوم لگاریتم قیمت سم	۰/۰۳۶	۰/۰۲	۱/۷۷	۰/۰۷۷
C(۴۴)	توان دوم لگاریتم قیمت سوخت	۰/۱۷۲	۰/۰۴۴	۳/۸۳	۰/۰۰۰
C(۵۵)	توان دوم لگاریتم مقدار تولید	۱/۸۲	۰/۸۷	۲/۰۷	۰/۰۴
C(۶۶)	توان دوم لگاریتم قیمت کود	-۰/۲۹۸	-	-	-
C(۲۳)	اثر متقابل لگاریتم قیمت بذر و سم	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۸	۰/۰۲	۰/۹۸۴
C(۲۴)	اثر متقابل لگاریتم قیمت بذر و سوخت	-۰/۰۳۲	۰/۰۲۶	-۱/۲۱	۰/۲۲
C(۳۴)	اثر متقابل لگاریتم قیمت سم و سوخت	-۰/۰۱۶	۰/۰۲۱	-۰/۷۵	۰/۴۵
C(۲۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت بذر	۰/۲۰۹	۰/۰۵۳	۳/۸۸	۰/۰۰۰
C(۳۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت سم	-۰/۱۰۹	۰/۰۴۳	-۲/۵۲	۰/۰۱۲
C(۴۵)	اثر متقابل لگاریتم مقدار تولید و قیمت سوخت	-۰/۲۱۳	۰/۰۷۵	-۲/۸۱	۰/۰۰۵
C(۲۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و بذر	-۰/۰۵۸	-	-	-
C(۳۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و سم	-۰/۰۲	-	-	-
C(۴۶)	اثر متقابل لگاریتم قیمت کودشیمیایی و سوخت	-۰/۱۲۴	-	-	-

ماخذ: نتایج تحقیق

از آنجایی که تفسیر تک تک ضرایب تابع هزینه ترانسلوگ به علت کثرت ضرایب پیچیده و غیرعملی می‌باشد، لذا در ادامه و پس از محاسبه ضرایب متغیرهای تابع هزینه که در جدول فوق ارائه شده است، اقدام به محاسبه کشش‌های می‌شود. تعیین کشش‌های جانشینی آلن و کشش‌های قیمتی تقاضا در جهت تعیین روابط جانشینی و مکملی نهاده‌ها، نقش بسزایی در ترکیب بهینه نهاده‌ها دارد و از نظر سیاستگذاری دارای اهمیت زیادی است. کشش متقاطع مثبت بین نهاده‌های تولید به مفهوم جانشینی بین نهاده‌هاست، اما کشش متقاطع منفی بیانگر این واقعیت است که دو نهاده مکمل هستند. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۱۱-۵، کلیه کشش‌های خودی آلن، علامت صحیح و مورد انتظار منفی دارند که مطابق با تئوری‌های اقتصادی و قانون تقاضاست؛ به عبارت دیگر، رابطه معکوس بین قیمت و مقدار در آن نهاده را نشان می‌دهد. بررسی

کشش‌های متقاطع نشان می‌دهد که بین نهاده سوخت و نهاده های بذر، سم و کودشیمیایی رابطه جانشینی وجود دارد. به عبارت دیگر، در صورت افزایش یک درصدی در قیمت سوخت، مقدار تقاضا برای آن و در نهایت تقاضا برای ماشین‌آلات کاهش یافته و در نتیجه تقاضا برای سایر نهاده‌ها افزایش می‌یابد. جانشین بودن بذر، سم و کودشیمیایی با نهاده سوخت بیانگر این است که افزایش بی رویه قیمت نهاده سوخت، می‌تواند در استفاده بیش از حد و غیر بهینه نهاده‌ها، به دلیل عدم توانایی در استفاده بیشتر از ماشین آلات موثر باشد.

جدول ۱۱-۵: کشش‌های جانشینی جزئی خودی و متقاطع آلن

متغیر	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کود شیمیایی
سوخت	-۰/۱۴	۰/۶۶	۰/۷۲	۰/۳۳
بذر		-۰/۳۲	۱/۰۱	۰/۰۱۲
سموم شیمیایی			-۰/۵۳	-۰/۰۰۸
کود شیمیایی				-۲/۵

ماخذ: نتایج تحقیق

همچنین نهاده بذر با نهاده سم و کودشیمیایی رابطه مکمل دارد. نهاده‌های سم و کود نیز با یکدیگر مکمل هستند. برای محاسبه کشش‌های خود قیمتی و متقاطع نهاده‌های به کار رفته در تولید محصول ذرت، از تابع هزینه ذرت استفاده شده و با استفاده از روابط مطرح شده، کشش‌های خودقیمتی و متقاطع محاسبه گردید و نتایج مربوط به آن در جدول ۱۲-۵ ارائه شده است.

جدول ۱۲-۵ : کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا

متغیر	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کود شیمیایی
سوخت	-۰/۰۷۳	۰/۱۲	۰/۰۸	-۰/۰۵۸
بذر	۰/۳۴	-۰/۰۵۸	۰/۱۱۳	۰/۰۰۲
سموم شیمیایی	۰/۳۷	۰/۱۸۴	-۰/۰۶	-۰/۰۰۱۴
کود شیمیایی	-۰/۱۷۳	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۰۹	-۰/۴۴

ماخذ: نتایج تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول ۱۲-۵ نشان می‌دهد که:

۱- همه کشش‌های خود قیمتی تقاضا دارای علامت صحیح و مورد انتظار منفی هستند که از این حیث با تئوری‌های اقتصادی سازگارند، بدین معنی که با افزایش قیمت هر یک از نهاده‌ها، مقدار تقاضا آن نهاده کاهش می‌یابد.

۲- میزان قدرمطلق کشش‌های خودقیمتی برای تمامی نهاده‌ها کوچکتر از یک می‌باشد، یعنی مقادیر تقاضای این نهاده‌ها نسبت به قیمت آنها کم کشش هستند؛ به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی در قیمت نهاده‌ها، مقدار تقاضای آن‌ها کمتر از یک درصد کاهش می‌یابد.

۳- در نهاده سوخت، بیشترین مقدار حساسیت مربوط به نهاده بذر می‌باشد. در واقع با افزایش یک درصدی در قیمت سوخت، مقدار تقاضای بذر ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابد.

۴- بررسی اثرگذاری نهاده سوخت بر سایر نهاده‌های مورد نظر نشان می‌دهد که بیشترین تاثیر بر آن بر نهاده سم می-باشد که مقدار کشش متقاطع آن ۰/۳۷ محاسبه شده است. این موضوع نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در قیمت نهاده سم، مقدار تقاضای آن کاهش و مقدار تقاضای سوخت ۰/۳۷ درصد افزایش خواهد یافت.

فصل ششم

خلاصه، جمع بندی و نتیجه گیری

خلاصه و جمع بندی:

- اتکا به نفت و توانایی دولت برای مداخله مستمر در بازارها، انحراف قیمت ها را به یکی از ویژگی های مستمر اقتصاد ایران حداقل از ابتدای دهه پنجاه خورشیدی بدل ساخته است. پیروزی انقلاب اسلامی، بروز جنگ تحمیلی و طولانی شدن آن نیز سبب شد تا تفکرات دولت گرای ضد بازار، قدرت بیشتری پیدا کرده و با بسط مداخلات دولت در تمامی جنبه های حیات اقتصادی کشور، انحرافات قیمتی در اقتصاد ایران را شدت بیشتری بخشند. جلوه این انحرافات دراز دامن را در متغیر کلانی همچون ارزش پول ملی(نرخ ارز) تا قیمت محصولات و نهاده های مورد مصرف در بخش های مختلف اقتصاد ایران به کرات می توان مشاهده کرد.
- یکی از مهمترین چالش های پیش رو هدفمندسازی یارانه ها آثار کاهش ارزش ریال – ناشی از تورم حاصل از آزادسازی– بر حجم یارانه ها است به نحوی که تحمیل هزینه بر تولیدکنندگان و مصرف کنندگان از طریق تغییر قیمت های نسبی منجر به کاهش شکاف بین قیمت های داخلی و خارجی نیز بشود. چرا که در دور اول هدفمندسازی یارانه ها، کاهش ارزش ریال عملا سبب شد به رغم افزایش قیمت اسمی حامل های انرژی، شکاف واقعی قیمت حامل های انرژی در ایران و جهان افزایش پیدا کند. از دیگر سو نرخ ارز با تاثیرگذاری بر قیمت نهاده های وارداتی و قیمت نسبی محصولات صادراتی و وارداتی عملا عرضه و تقاضای داخلی را به صورت غیرمستقیم تحت تاثیر قرار می دهد.لذا با توجه به شرایط اقتصادکلان کشور نمی توان و نباید از تحولات متغیرهای کلانی چون نرخ ارز به سادگی عبور کرد و تصور نمود که بخش کشاورزی تنها تحت تاثیر قیمت نهاده های داخلی و قیمت داخلی محصولات قرار دارد.
- اجرای قانون هدفمند سازی یارانه ها از جمله تغییر قیمت های انرژی از یک سو به طور مستقیم هزینه تولید در بخش کشاورزی را افزایش داده و با تغییر قیمت نسبی نهاده ها ترکیب عوامل تولید را در بخش دگرگون می کند و از دیگر سو با تغییر متغیرهای کلان اقتصادی همچون تورم و نرخ ارز به صورت غیرمستقیم ضمن تغییر مجدد قیمت های نسبی، رقابت پذیری محصولات بخش کشاورزی در مقابل محصولات خارجی را نیز تحت تاثیر قرار می دهد.

- نتایج حاصل از بررسی نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد که سطح بی‌ثباتی نرخ ارز از سال ۱۳۶۰ تا سال ۱۳۷۱ به عنوان اولین دوره زمانی اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز رو به افزایش بوده و با اجرای این سیاست، نوسانات مقدار کمی کاهش یافته است که این سطح کاهش تا سال ۱۳۷۴ ادامه دارد. پس از آن مجددا نوسانات نرخ ارز رو به افزایش بوده و در سال ۱۳۸۲ به نقطه اوج خود رسیده است. اما پس از آن و با اجرای مجدد سیاست یکسان سازی نرخ ارز، مقدار نوسانات تا سال ۱۳۸۶ کاهش یافته، اما مجددا و با ایجاد تحریم‌های اقتصادی علیه کشور، با سرعت پایینی رو به افزایش می‌باشد.
- توابع واردات برآورد شده علاوه برآنکه انتظارات تئوریک را برآورده می سازند،دربردارنده اطلاعات قابل توجهی به شرح زیر هستند(جدول ۱-۶):
  - از آنجا که قیمتی نسبی در توابع واردات به صورت قیمت وارداتی به قیمت داخلی تعریف شده، حسب انتظار با افزایش نسبی قیمت وارداتی مقدار واردات می باید کاهش پیدا کند. لذا حسب انتظار همه کشش های قیمتی واردات منفی هستند.
  - کشش قیمتی واردات در مورد همه محصولات بجز گوشت مرغ که ظرفیت تامین کامل آن در داخل کشور وجود دارد،کوچکتر از یک است. هر قدر این کشش کوچکتر باشد،واکنش واردات نسبت به افزایش قیمت وارداتی کمتر می باشد. لذا به واسطه مازاد تقاضای موجود در مورد محصولات منتخب حساسیت واردات در مورد قیمت وارداتی چندان زیاد نیست.
  - از آنجا که قیمت وارداتی ترکیبی از قیمت جهانی و نرخ ارز است، واکنش توابع واردات نسبت به تغییرات نرخ ارز را هم می باید بر اساس کشش قیمتی واردات تفسیر نمود.
  - در صورتی که قیمت داخلی و جهانی ثابت فرض شوند، تاثیر کاهش ارزش پول ملی(افزایش نرخ ارز) بر واردات محصولات منتخب معادل کشش قیمتی برآورد شده و در نتیجه اندک (بجز گوشت مرغ) خواهد بود.
  - حساسیت واردات محصولات منتخب نسبت به تولید داخلی کاملا متفاوت است. در مورد محصولاتی مثل ذرت، برنج و دانه های روغنی به واسطه شکاف بزرگ تقاضاو عرضه داخلی، افزایش تولید هرچند از

میزان واردات خواهد کاست ولی میزان واکنش واردات نسبت به تولید کوچکتر از واحد است. در مقابل در مورد سایر محصولات مورد مطالعه تولید داخلی علاوه بر جایگزین شدن کامل به جای واردات، انگیزه واردات را نیز به صورت مضاعف کاهش داده و در نتیجه واکنش واردات نسبت به تولید بزرگتر از واحد است.

- واکنش واردات در مقابل تعرفه حسب انتظار در مورد همه محصولات منفی است. لیکن باید توجه داشت که حساسیت واردات در مقابل تعرفه خود تحت تاثیر تعرفه محصولات جایگزین قراردارد. برای مثال کشش بزرگتر از یک تعرفه در مورد دانه های روغنی موید امکان جایگزینی واردات روغن خام بجای دانه در صورت افزایش بی محابای تعرفه دانه های روغنی است.
- بی ثباتی نرخ ارز اثر اندک ولی کاهنده بر واردات محصولات منتخب دارد.
- ضریب جمله تصحیح خطا در مورد همه محصولات منتخب از نظر آماری کاملا معنی‌دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای محصولات شکر، برنج، دانه های روغنی و تا حدی ذرت نشان از سرعت اندک یا نسبتا اندک تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. در مقابل سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت در مورد گوشت قرمز بسیار بالاست.

جدول ۱-٦: نتایج برآورد توابع واردات محصولات مختلف

محصول	قیمت نسبی	تولید	تعرفه	درآمد نفتی	نوسان نرخ ارز	ECM
گندم	-۰/۸۶۹	-۴/۹۸	-۱/۷۰۲	۴/۱۴	-۰/۱۵۸	-۰/۷۳۲*
ذرت	-۰/۷۱۴	-۰/۱۹۸	-۰/۰۸۲	۰/۹۰۲	-۰/۰۹۳	-۰/۵۱۵*
شکر	-۰/۳۵۱	-۱/۰۰	-۰/۰۵۵	۱/۰۱	-۰/۱۰۲	-۰/۲۳۰*
جو	-۰/۸۱۹	-۱/۹۸	-۱/۶۱	۴/۲۹	-۰/۴۱۹	-۰/۵۳*
دانه های روغنی	-۰/۶۰۱	-۰/۸۱۱	-۱/۳۹	۴/۴۸	-۰/۰۶۵	-۰/۴۷۶*
برنج	-۰/۳۰۹	-۰/۱۶۴	-۰/۰۰۴	۰/۳۹۶	-۰/۰۶۳	-۰/۳۶۰*
گوشت قرمز	-۰/۷۵۱	-۵/۸۹	-۰/۰۹۷	۰/۸۳۸	-۰/۱۹۸	-۰/۹۸۳*
گوشت مرغ	-۳/۹۶	-۱/۳۷	-۰/۸۶	۳/۸۳	-۰/۲۲۰	-۰/۷۶۴*
تخم مرغ	-۰/۴۸۳	-۴/۳۶	-	۳/۱۶	-۰/۶۸۳	-۰/۷۰۹*
کنجاله	-۰/۴۰۹	-۰/۰۷۱	-۰/۱۲۱	۰/۹۵۷	-۰/۰۸۸	-۰/۷۶۷*

ماخذ: نتایج تحقیق

- توابع صادرات برآورد شده نیز موید انتظارات اولیه تئوریک است.
  - از آنجا که قیمتی نسبی در توابع صادرات به صورت قیمت صادراتی به قیمت داخلی تعریف شده، حسب انتظار با افزایش نسبی قیمت صادراتی مقدار صادرات می باید افزایش پیدا کند. لذا حسب انتظار کشش های قیمتی صادرات مثبت هستند.
  - کشش قیمتی صادرات در مورد هر دو محصولی که توابع آنها برآورد اندک است. هر قدر این کشش کوچکتر باشد،واکنش صادرات نسبت به افزایش قیمت صادراتی کمتر می باشد. لذا جهش قیمت صادراتی نیز موجب جهش صادراتی این محصولات نخواهد شد.
  - از آنجا که قیمت صادراتی ترکیبی از قیمت جهانی و نرخ ارز است، واکنش توابع صادرت نسبت به تغییرات نرخ ارز را هم می باید بر اساس کشش قیمتی صادرات تفسیر نمود.
  - در صورتی که قیمت داخلی و جهانی ثابت فرض شوند، تاثیر کاهش ارزش پول ملی(افزایش نرخ ارز) بر صادرات محصولات منتخب معادل کشش قیمتی برآورد شده و در نتیجه اندک خواهد بود.
  - حساسیت صادرات محصولات منتخب نسبت به تولید داخلی نسبتا مشابه و کوچکتر از یک است. به عبارت دیگر بازار صادراتی کشور با تقاضای نامحدود مواجه نیست در صورت افزایش تولید تنها بخش کوچکی از آن امکان صادرات خواهد داشت.
  - بی ثباتی نرخ ارز اثر اندک ولی فزاینده بر صادرات محصولات منتخب دارد.
  - ضریب جمله تصحیح خطا در مورد همه محصولات منتخب از نظر آماری کاملا معنی‌دار بوده و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای نسبتا اندک تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت در مورد محصولات منتخب بالاست.

جدول ۲-٦: نتایج برآورد توابع صادرات محصولات مختلف

محصول	قیمت نسبی	تولید	درآمد کشورهای واردکننده	نوسان نرخ ارز	ECM
پسته	۰/۰۱۶	۰/۳۵۱	۱/۳۱۳	۰/۱۲	-۰/۹۷۲*
خرما	۰/۱۰۵	۰/۲۳۵	۶/۶۷	۰/۰۲۶	-۰/۷۵۳*

ماخذ: نتایج تحقیق

- دسترسی به اطلاعات هزینه تولید و مقدار مصرف نهاده ها به ویژه در خصوص نهاده های مهمی مثل سوخت و آب در کشور با محدودیت هایی مواجه است. در نتیجه اعداد برآورد شده در توابع تولید و هزینه به رغم آنکه اطلاعات مهمی را در خصوص جهت واکنش تولیدکنندگان در اختیار می گذارند ولی از حیث مقدار می باید با احتیاط تحلیل شوند.
- در این مطالعه حساسیت توابع تولید و هزینه نسبت به نهاده سوخت مورد توجه بوده لیکن به واسطه برآورد توابع تولید و هزینه حساسیت تولید و هزینه محصولات منتخب نسبت به نهاده های مهم دیگری همچون نیروی کار، بذر، سم، کود حیوانی و کودشیمایی نیز برآورد شده است.
- کشش های قیمتی خودی تقاضای همه نهاده ها در مورد کلیه محصولات مورد مطالعه حسب انتظار منفی است. یعنی افزایش قیمت نهاده سبب کاهش مصرف آن در تولید محصول منتخب خواهد شد. نکته جاب توجه آنکه در مورد همه نهاده ها تقاضا کشش ناپذیر است. به عبارت دیگر واکنش کشاورزان در خصوص مصرف نهاده ها در مقابل افزایش قیمت نهاده ها کاملا ناچیز است.
- در مورد نهاده سوخت در صورت افرایش صد درصدی قیمت سوخت بر اساس توابع هزینه برآورد شده در مورد ذرت و پینه کاهش تقاضای سوخت کمتر از ۱۰درصد و در مورد گندم و جو حدود ۲۵ درصد خواهد بود.
- نکته جالب توجه آن است که بر اساس توابع تولید برآورد شده مصرف سوخت تنها در مورد ذرت در ناحیه اقتصادی (یعنی ناحیه دوم تولید) قرار دارد. لذا کاهش تقاضا در مورد محصولات گندم،پینه و جو نه تنها منجر به کاهش تولید نخواهد شد بلکه تنها سبب عقلایی تر شدن مصرف می شود.

جدول ۳-٦: کشش‌های قیمتی خودی تقاضای نهاده ها در محصولات مختلف

محصول	سوخت	بذر	سموم شیمیایی	کود شیمیایی
گندم	-۰/۲۴	-۰/۲۶	-۰/۰۴	-۰/۰۷۳
ذرت	-۰/۰۶۲	-۰/۱۰۱	-۰/۰۱۷	-۰/۵۱۸
پنبه	-۰/۰۷۳	-۰/۰۵۸	-۰/۰۶	-۰/۴۴
جو	-۰/۲۷	-۰/۱۸	-۰/۰۸	-۰/۰۰۸۵

ماخذ: نتایج تحقیق

جدول ٤-٦: کشش نهاده‌های تولید در تابع تولید محصولات مختلف

محصول	سوخت	نیروی کار	بذر	سم	کود حیوانی	کود شیمیایی
گندم	-۵/۴۲	۰/۶۲	-۰/۳۱	-۰/۲۴	-۰/۳۳	-۱/۶
ذرت دانه ای	۲/۴۷	-۳/۴۴	۱/۱۸	۰/۸۶	-۰/۲۳	۸/۹۷
پنبه	-۲/۱۷	-۳/۳	-۰/۸۷	۰/۹	-۰/۵۶	۵/۷۲
جو	-۱/۶۸	۰/۷۳	۱/۱۱	-۱/۹۶	-۲/۲۴	۹/۱

ماخذ: نتایج تحقیق

نتیجه گیری و پیشنهادات:

آزاد سازی قیمت حامل های انرژی به صورت طبیعی قیمت این نهاده را افزایش می دهد. حسب نتایج به دست آمده در این مطالعه آثار مستقیم این افزایش قیمت بر تقاضای نهاده سوخت و به تبع آن برمقدار تولید نه تنها زیاد نیست، بلکه اندک نیز هست. ولی باید توجه داشت که محدودیت دسترسی به تکنولوژی های سرمایه بر کشاورزی که اتفاقا مصرف حامل های انرژی در آنها بیشتر هم هست، سبب شده که تولیدکنندگان کشاورزی ناگزیر از جبران هزینه رو به افزایش نیروی انسانی در شرایط هدفمند سازی یارانه ها باشند. به عبارت دیگر آثار قیمت مستقیم و نه مستقیم هدفمند سازی یارانه ها هزینه تولید بخش کشاورزی را افزایش می دهد. در عین حال افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) ضمن افزایش هزینه نیروی کار، به واسطه ماهیت توابع واردات و صادرات بخش عملا قدرت رقابت بخش کشاورزی را چندان افزایش نمی دهد. یعنی به رغم وابستگی اندک بخش کشاورزی به نهاده های خارجی که می باید با ارز تامین شوند کشش ناپذیری واردات و صادرات در مقابل نرخ ارز باعث آن می شود که به رغم افزایش هزینه های تولید داخلی واردات چندان محدود نشده و صادرات نیز جان مضاعفی نگیرد. لذا در چنین چرخه ای به رغم آثار اندک مستقیم هدفمند سازی یارانه ها، این سیاست عملا تنها موجب کاهش قدرت رقابتی بخش کشاورزی را فراهم خواهد آورد.

همانگونه که بیان شد پاشنه آشیل بخش کشاورزی ماهیت عقب مانده تکنولوژیک آن است. لذا برای گریز از این معضل می باید با سرمایه گذاری در این بخش ماهیت تکنولوژی در آن متحول شود. برای انجام این مهم در کوتاه مدت اعطای یارانه هدفمند برای تغییر ساختار تکنولوژیک برای افزایش قدرت رقابت پذیری بخش کشاورزی در جذب منابع سرمایه ای و سرمایه گذاری دولتی برای زمینه سازی برای سرمایه گذاری خصوصی الزامی است.

منابع

۱) احسانی، م.ع.، ا. خانعلی پور، ج. عباسی،۱۳۸۸، اثر بی ثباتی نرخ ارز برصادرات غیرنفتی در ایران، پژوهشنامه علوم اقتصادی(علمی-پژوهشی)، سال نهم،شماره۱.

۲) احمد فتاحی اردکانی ۱۳۸۲،برآورد تابع تولید پسته و عوامل موثر برآن (مطالعه موردی شهرستان اردکان)، مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم اسلامی

۳) ارسلان بد.م. ، ۱۳۸۰، تحلیل اقتصادی تولید سیب در اورمیه، فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره۳۴، تابستان۱۳۸۰

۴) اکبری فرد،ح .، و ح.، مهرابی بشرآبادی، ۱۳۸۸، بررسی رابطه کارایی فنی تولیدکنندگان پسته با سطح زیر کشت(مطالعه موردی استان کرمان)، مجله توسعه و سرمایه، سال دوم، شماره۴، پاییز و زمستان ۱۳۸۸، ص ۲۴-۹.

۵) آبیار.ن.م.، و آ.،نیازی ،۱۳۸۸، تاثیر توسعه سطح کشت و بهبود عملکرد بر افزایش تولید گندم در ایران

۶) آرمن، ع. و ن. قربانی،۱۳۸۴، بررسی اثر گذاری تغییرات نرخ ارز برسرمایه گذاری در زیر بخش های صنعت ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (علمی-پژوهشی)، سال دوم، شماره ۴

۷) آهنگری، ع. و ع. زینی وند،۱۳۸۳، سیاست‌های ارزی و تجاری و تاثیر آن بر صادرات محصولات کشاورزی (۱۳۴۲-۸۰)، فصلنامه بررسی های اقتصادی(علمی-پژوهشی)، دوره۱، شماره۲.

۸) پاکروان ، م.ر.، ح. مهرابی بشرآبادی و ا. گیلانپور ، ۱۳۸۹، بررسی عوامل موثربرعرضه وتقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی(علمی-پژوهشی)، جلد۲۴، شماره۴، ص۴۷۸-۴۷۱

۹) پهلوانی، م. ن. دهمرده و م. حسینی، ۱۳۸۶، تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات دراقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی ARDL، فصلنامه بررسی اقتصادی(علمی-پژوهشی)، دوره۴، شماره۳.

۱۰) ترکمانی،ج.، ۱۳۷۹، تحلیل اقتصادی تولید،کارایی فنی و بازاریابی زعفران ایران، علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی،جلد۴، شماره۳، پاییز۱۳۷۹

۱۱) ترکمانی،ج.، ۱۳۸۱، تحلیل اقتصادی تولید وبازاریابی انجیرآبی، مطالعه موردی استان سمنان، علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، جلد ششم، شماره۳، پاییز ۱۳۸۱

۱۲) ترکمانی،ج.، ۱۳۸۰، بررسی وضعیت تولید و صادرات پسته ایران و جهان و تعیین کارایی فنی پسته کاران، کاربرد تابع تولید مرزی تصادفی، مرکز تحقیقات کامپیوتری علوم انسانی

۱۳) ترکمانی،ج.، م.ح. طراز کار، ۱۳۸۴، اثر تغییرات نرخ ارز برقیمت صادراتی پسته:کاربرد روش خود توضیح با وقفه های گسترده، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه(علمی-پژوهشی)، سال سیزدهم،شماره ۴۹.

۱۴) تشکینی، ا. و ع.ر. باستانی،۱۳۸۵، تخمین تابع تقاضای واردات برای اقتصاد ایران (۸۲-۱۳۳۸)، پژوهشنامه بازرگانی(علمی-پژوهشی)، شماره ۴۰، ص ۲۲۶-۲۰۵

۱۵) حسن پور، ب . و همکاران ۱۳۹۱، بررسی تابع تولید واندازه بهینه عوامل تولید در مزارع پرورش ماهی قزل آلا در استان کهگیلویه وبویراحمد، اولین کنفرانس ملی راهکار های دستیابی به توسعه پایدار

۱۶) حسین زاد ، ج .، و ح.، سلامی، ۱۳۸۳، انتخاب تابع تولید برای برآورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی، مطالعه موردی گندم، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دوازدهم، شماره ۴۸، زمستان ۱۳۸۳.

۱۷) ختائی،م. و ی. غربالی مقدم،۱۳۸۴، بررسی رابطه پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران، مجله برنامه و بودجه،شماره ۸۴

۱۸) خلیلیان، ص. و ع. فرهادی،۱۳۸۱، بررسی عوامل موثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دهم، شماره ۳۹، ص ۸۴-۷۱

۱۹) خلیلیان، ص .، م.، اعظم زاده شورکی و ا.، مرتضوی ،۱۳۹۰، انتخاب تابع تولید و برآورد ضریب اهمیت انرژی در بخش کشاورزی، فصلنامه اقتصادکشاورزی وتوسعه، سال نوزدهم، شماره۷۶، زمستان۱۳۹۰

۲۰) دادرس مقدم،ا. و م. زیبایی، ۱۳۸۸، ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بخش کشاورزی ایران (با تاکید بر سیاست-های پولی)، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال۱۳، شماره ۳۹، ص۱۱۲-۹۵

۲۱) دانشور کاخکی م .،و همکاران ۱۳۸۶، تعیین سود آوری و سطح بهینه استفاده از نهاده ها در واحدهای صنعتی تولید شیر (مطالعه موردی: واحد دامپروری کنبیست آستان قدس رضوی)

۲۲) دریساوی، ح.، ب.، شیر ،۱۳۸۰، برآورد تابع تولید نیشکر وشکر در کشت و صنعت هفت تپه، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم وتحقیقات اهواز.

۲۳) راسخ جهرمی.ع.، و ع.، ناصری جهرمی ،۱۳۹۰، تخمین و تحلیل اقتصادی تابع تولید مرکبات در استان فارس، همایش ملی مدیریت کشاورزی، ۵ خرداد ۱۳۹۰، دانشگاه آزاد اسلامی واحد جهرم

۲۴) ربیعی، ه.، م. سالارپور، م. صبوحی صابونی،۱۳۹۱، اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر درآمد بخش کشاورزی ایران، تحقیقات اقتصادکشاورزی ، جلد۴، شماره۱، ص۸۵-۶۵

۲۵) رحیمی، م.، ۱۳۸۹، تعیین بهره‌وری آب قنات و تحلیل استفاده بهینه از آب قنات مطالعه موردی باغات انار شهرستان ارسنجان

۲۶) سلطانی.غ.،۱۳۸۳، تعیین نرخ بازدهی سرمایه گذاری در بخش کشاورزی، اقتصادکشاورزی و توسعه، سال دوازدهم، شماره ۴۵، بهار۱۳۸۳

۲۷) سلطانی.غ.،و س.، تقی زاده،۱۳۹۱، تأثیر اضافه برداشت آب زیر زمینی بر رفاه کشاورزان (مطالعه موردی گندم کاران شهرستان فسا)، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد۵، شماره ۱، بهار ۱۳۹۲، ص ۲۲-۱

۲۸) سلمانی،ب. و ع.رضازاده، ۱۳۹۰، تاثیر نوسان پذیری نرخ ارز واقعی بر صادرات غیر نفتی ایران، سیاست اقتصادی، جلد۷، شماره ۱، ۵۸-۳۷

۲۹) شیخ زین الدین آ.، و ج. ترکمانی،۱۳۸۶، بهره وری کل عوامل تولید جو در استان فارس، ششمین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران، ۸ تا ۹ آبان، مشهد، دانشگاه فردوسی مشهد

۳۰) شیخ زین الدین آ.، و ح. دهقانپور ،۱۳۹۰، تعیین ارزش اقتصادی آب کشاورزی در دشت یزد- اردکان استان یزد، اقتصاد کشاورزی وتوسعه، سال بیست ویکم، شماره ۸۲، تابستان ۱۳۹۲

۳۱) صفوی،ب.، م .، منصور تور ،۱۳۸۴، برآورد تابع تولیدکیوی دراستان مازندران، ویژه نامه بهره‌وری و کارایی، ص ۲۲۷-۲۳۸

۳۲) عباسیان، ع.ا.، م. مرادپوراولادی، ن. مهرگان، ۱۳۹۱، تاثیر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی، تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۸، ص۱۵۳-۱۶۹.

۳۳) عزیزان.ع.، و ح.، سلامی،۱۳۸۴، انتخاب فرم مناسب تابع تولید برنج در ایران، پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، ۷ تا ۹ شهریور۱۳۸۴.

۳۴) علیزاده، ح.، م.، عادلی ساردوئی و ا.، شریفی ،۱۳۸۸، برآورد تابع تولید انعطاف پذیر گوجه فرنگی و بررسی مصرف اقتصادی نهاده ها(مطالعه موردی گوجه فرنگی کاران شهرستان جیرفت)، اولین کنگره ملی فناوری تولید و فرآوری گوجه فرنگی، مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران، ۱۳۸۸.

۳۵) فخرایی ع.ا. و ح. احمدی ،۱۳۹۰، بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری ، دوره۸، شماره۲.

۳۶) فردوسی،ر.، و س.، یزدانی،۱۳۸۳، برآورد تابع تولید پنبه، مطالعه موردی شهرستان گرگان، اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۹، ۶۴-۴۳

۳۷) فولادی،م.، ۱۳۹۱، بررسی اثرات تغییر نرخ ارز بر سطح قیمت ها،تولید،صادرات و واردات بخش های مختلف اقتصادی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی، فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه و بودجه،سال هفدهم،شماره۲.

۳۸) کرباسی.ع.، و ز.،نوری توپکانلو ،۱۳۸۷، بررسی عوامل موثر بر بهره وری تولید زیره سبز آبی در استان خراسان، منابع طبیعی، شماره ۸۰، پاییز ۱۳۸۷

۳۹) کرباسی،ع.ر. و ح. احمدی،۱۳۸۹، بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر حجم و قیمت صادراتی کشمش ایران، مجله دانش و توسعه ، سال۱۷، شماره۳۲.

۴۰) کوپاهی، م.، وم.،کاظم نژاد ،۱۳۷۵، محاسبه بهره وری عوامل تولید با استفاده از تابع تولید چای، اقتصادکشاورزی وتوسعه، شماره۱۴، اقتصاد کشاورزی و توسعه، تابستان ۱۳۷۵، ص ۵۹-۴۳

۴۱) مرادی شهربابک،ح.، ۱۳۹۰، تعیین کارایی تولیدکنندگان بادام استان کرمان (مطالعه موردی شهرستان سیرجان)، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۳، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۰، ص ۱۳۲-۱۱۷

۴۲) مرادی شهربابک،ح.، ۱۳۸۴، نقش عوامل به زراعی در اقتصاد تولید گردو (استان کرمان)، مجله کشاورزی، جلد ۷، شماره ۲، پاییز۱۳۸۴، صص ۵۴-۴۷

۴۳) مرتضوی.ا.، ا. دربندی, پ. بروجنی و ح. رفیعی ،بررسی رابطه نرخ ارزبا صادرات محصول خرما، نشریه اقتصادوتوسعه کشاورزی ، جلد ۲۵، شماره ۲، ۲۵۲-۲۴۶

۴۴) مرتضوی.ا.، ا. زمانی، م. نوری و ه. نادر،۱۳۹۰، بررسی تاثیرنوسانات نرخ ارزبرصادرات پسته ایران، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی ،جلد ۲۵، شماره ۳، ص ۳۵۴-۳۴۷

۴۵) مظهری، م.، وس.، یزدانی ،۱۳۷۴، برآورد و تحلیل تابع تولید چغندرقند مشهد، اقتصادکشاورزی وتوسعه، شماره۱۲، ص ۱۱۶-۱۰۷

۴۶) میلانی،ع.، وم.، ف. مسجدی و ت. محمدی ، ۱۳۷۵، بررسی رابطه نرخ ارز با برخی متغیرهای کلان اقتصادی در ایران، مجله برنامه و بودجه،شماره ۱۰،ص ۹۳-۵۷

۴۷) میرزایی.م.،؟، تحلیل اقتصادی تولید و بازاریابی نارنگی استان هرمزگان (مطالعه موردی شهرستان بندر عباس)

۴۸) نجفی علمدارلو،ح.، ا.مرتضوی و ک. شمشادی یزدی، ۱۳۹۲، کاربرد اقتصاد سنجی فضایی در بررسی عوامل موثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو: رهیافت داده های تابلویی، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (پژوهشهای رشد و توسعه پایدار)، سال سیزدهم، شماره ۳،

۴۹) هوشمند،م.، م. دانش نیا، ز. عبدالهی، ز. اسکندری، ۱۳۸۹، عوامل موثر بر صادرات غیر نفتی ایران، مجله دانش و توسعه ، سال ۱۷،شماره۳۴.

۵۰) یزدانی ،س.، و ک.، تابنده تهرانی، ۱۳۸۲ ،بررسی اقتصادی کاربرد نهاده‌ها در تولید پنبه (مطالعه موردی منطقه گرمسار)

51. **Abbott, A. J. & H. R. Seddighi , 1996**, Aggregate imports and expenditure components in the UK: an empirical analysis , Applied Economics, Volume 28, Issue 9.
52. **Aldakhil , K.I.& N. Al-Yousef,2002,** Aggregate Import Demand Function For Saudi Arabia: An Error Correction Approach, Journal of Economic & Administrative Sciences Vol. 18, No.1,pp 83-100
53. **Aydin, F., Ciplak, U. and Yucel, M. , 2004,** Export Supply and Import Demand Models for the Turkish Economy, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department, Working Paper No: 04/90. Ankara, Turkey.

54. **Bahmani-Oskooee, M. ,1998,** Cointegration Approach to Estimate the Long-run Trade Elasticities in LDCs, International Economic Journal 89 Volume 12, Number 3.pp.89-96
55. **Bahmani-Oskooee, M. and F. Niroomand, ,1998,** Long-run Price Elasticities and the Marshall - Lerner Condition Revisited, Economics Letters, vol 61, Issue 1, pp 101-109
56. **Dutta, Dilip and Nasiruddin Ahmed ,2004,** An Aggregate import demand function for India: A Cointegration analysis, Applied Economics Letters, Vol 11, Issue 10, pp 607-613
57. **Faini, R. & Pritchet, L. & Clavijo, F. ,1992,** Import Demand in Developing Countries, International Trade Modelling, Edited by M. G. Dagenais and P. A. Mute, pp 272-297
58. **Faso & Joseph ,2003,** Aggregate Import Demand and Expenditure Component in Ghana, School of Business, Kwame Nkrumah University of Science and technology, Ghana.
59. **Fidan, H,. ,2006.** Impact of the real effective Exchange rate ,Reer on Turkish Agricultural Trade, International Journal of Social Sciences, 1: 2.
60. **Frimpong, J. M. & Oteng-Abayie, E. F. ,2006,** Aggregate Import Demand and Expenditure Components in Ghana: An Econometric Analysis. MPRA Paper, No. 559. Posted 27, October 2006, pp 1-19
61. **Hemphill, W ,1979** "The Effects of Foreign Exchange Receipts on Imports of Less Developed Countries"; I. M. F. Staff Paper, No 21, PP, 632-677.
62. **Ho, W. S., ,2004.** Estimating Macao's Import Demand Function. Monetary Authority of Macao.
63. **Hothaker H. S and S. P. Magee ,1969,** Income and Elasticity in world Trade"; Review of Economics and Statistics; PP, 111-125.

64. **Khan M. S ,1971** "Import and Export Demand in Developing Countries"; I. M. F Staff Paper, PP, 678-693

65. **Khan, M.S. ,1974.** Import and Export Demand in Developing Countries. IMF Staff Papers, 11 ,3: 125-147.

66. **Khan,S.M. ,1975,** The structure and behavior of imports of Venezuela, *Review of Economics and Statistics*, 57: 24-221.

67. **Min, B. S., Mohammad, H. A. and Tang, T. C., ,2002.** An analysis of South Korea's Import Demand. Journal of Asia Pacific affairs, Vol 4, pp 1-17

68. **Mohammed, H, A. and Tang, T. C., ,2000,** Aggregate Imports and Expenditure Components in Malaysia: a Cointegration and Correction Analysis. ASEAN Economic Bulletin, Vol. 17, pp 69-257

69. **Mohammed, H. A. & J. Othman ,2001,** Aggregate Import demand and Expenditure Components in five ASEAN Countries: An Empirical Study. Journal Ekonomi Malaysia, Vol 35, pp 37-60

70. **Moran, Cristian. ,1989,** Import Under a Foreign Exchange Countries, the World Bank Review, Vol 3, No 2.

71. **Narayan, P. K. and Narayan, S,. ,2005.** An Empirical Analysis of Fiji's Import Demand function. Journal of Economic Studies, Vol. 32, No 2, pp 158-168

72. **Pesaran M. H ,1989** "Macroeconomic Policy in an Oil-Exporting Economy With Foreign Controls"; No. 51, PP, 253-270.

73. **Pesaran, M.H., Y. Shin. & R. Smith. ,2001.** Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, Applied Econometrics, 16: 289 - 326 .

74. **Rijal, A. , Koshal, R. K. , Jung, C. „ 2000.** "Determinants of Nepalese imports". *Journal of Asian Economics*, , 11, 347-354.

75. **Sinha , D ,1977,** Determinates of Import Demand in Thailand. International Economic Journal, Vol. 11, No 4, pp 73-83

76. **Sinha, D. ,1997,** Determinants of Import Demand in Thailand, International Economic Journal, Vol 11, pp 73-83

77. **Tang, T. C. ,2002,** Aggregate Import Demand in India: stable or unstable? The Economic Challenger, Vol 14, Issue 4, pp 35-37

78. **Tang, T. C. ,2003,** An Empirical Analysis of China's Aggregate Import Demand Function China Economic Review, Vol 12, No 2, pp 63-142

79. **Tang, T. C., & Nair, M. ,2002,** A Cointegration analysis of Malaysian Import Demand Function: Reassessment from the bounds test, Applied Economics Letters, Vol 9, pp 293-296