فصلنامه علمی - پژوهشی
پژوهشهای اقتصادی
سال اول - شماره پنجم و ششم - پاییز و زمستان ۱۳۸۱

بررسی تجربی پدیده فصلی بودن قیمتها در بازار جهانی گندم

عبدالمجید شیخی[1]
دکتر حمید ناظمان[2]

چکیده

گندم یکی از محصولات اساسی مصرفی خانوارهاست. آشنایی با رفتار قیمت این کالا در بازار جهانی هم برای کشورهای صادرکننده و هم برای واردکنندگان حائز اهمیت است. یکی از پدیده‌های ذاتی بازار محصولات کشاورزی، ناهمسانی چگالی تولید، عرضه و باصطلاح فصلی بودن برداشت محصول است. بازار گندم نیز از این قاعده پیروی می‌کند. این مقاله به بررسی ابعاد پدیده فصلی بودن این محصول در بازار می‌پردازد. تعاریفی از این پدیده و آثار تبعی آن در بازار، آثاری که بر آن مترتب می‌شود و نحوه مواجهه عوامل بازار با آن ارائه می‌شود. ادبیات اقتصادی تحلیل این پدیده و شیوه‌های مختلف مدل‌سازی در ادبیات اقتصادسنجی مرور می‌شود. مدل خود رگرسیونی با استفاده ازسری داده‌های مقطعی و زمانی ماهانه۲۱سال نه گونه گندم صادراتی ازپنج کشور عمده صادرکننده این محصول، آرژانتین، استرالیا، کانادا، اتحادیه اروپا و امریکا ارائه شده است. نتایج بررسی بر وجود پدیده فصلی بودن در بازار و تسری آن بر قیمتهای این محصول صحه گذاشته است. آزمون مانایی[3] داده‌ها دال بر وجود نامانایی[4] درسری زمانی بخشی از داده‌های مورد بررسی است که با نتایج نظری مطابقت دارد.

واژه‌های کلیدی: گندم، پدیده فصلی‌بودن، معادلات‌تفاضلی باوقفه، مدل خودرگرسیونی، مانایی و نامانایی، شاخص فصلی قیمت، داده‌های مقطعی - زمانی، مقاطع با ثابت مقاطع با اثرات تصادفی، تابع خود همبستگی، آزمون کای اسکور.

---

1. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی ، عضو هیأت علمی سازمان تحقیقات و آموزش وزارت جهاد کشاورزی
2. استادیار علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی (ره)

3. Stationarity
4. Non - Stationarity

۱. تعریف ابعاد فصلی بودن

پدیده فصلی بودن[1] اشاره به توزیع زمان برداشت محصولات کشاورزی دارد که متأثر از شرایط آب و هوایی کره زمین و عوامل ژنتیک و بیولوژیک محصولات وسایر عوامل است. برای مثال فصل برداشت گندم در نیمکره شمالی در ماههای ژوئن، جولای و آگوست و در نیمکره جنوبی در ماههای دسامبر، ژانویه و فوریه می‌باشد. این پدیده در چهارچوب قانون عرضه و تقاضا روی قیمتها تأثیر بسزایی دارد. تغییرپذیری عرضه محصول، قیمتها را دستخوش تغییرات زیادی می‌کند. به طوری که در مواقع برداشت محصول قیمت کاهش یافته و در زمان کاشت و برداشت که عرضه کاهش می‌یابد و مازاد تقاضا در بازار پیدا می‌شود، قیمتها افزایش می‌یابند. دلیل اصلی اهمیت پرداخت به مقوله فصلی بودن را باید در چهارچوب پدیده‌های فرصت و شکاف[2] بین عرضه و تقاضای بازار جست. در واقع دلیل اصلی وجودی تجارت، وجود این فرصتها و شکافهای بین عرضه و تقاضا در بازار است. این فرصتها و شکافها در ابعاد زمانی، مکانی و هر دو به وجود می‌آیند. وجود مازاد محصول عرضه شدنی در یک منطقه و کمبود آن در منطقه دیگر علت عمده تجارت بین این دو منطقه می‌شود. همین پدیده در ابعاد مختلف جغرافیای سیاسی رخ می‌دهد. به طور مثال مازاد محصول گندم استان مازندران در فصل برداشت به استانهایی چون تهران، که دچار کسری هستند صادر می‌شود. اصولاً در تاریخ بشری از دیرباز معاملات تهاتری وجود داشته به همین دلیل نهادینه شده‌اند. همین طور مازاد محصول عرضه شدنی کشورهای صادرکننده غلات چون امریکا، کانادا، جامعه اروپا، استرالیا و آرژانتین، به کشورهایی که دچار کمبود هستند همانند ایران، مصر، برزیل، ژاپن، جمهوری فدراتیو روسیه و غیره صادر می‌شود.

کار تجارت، جذب سرریز مناطق دچار مازاد، رفع خلأ و کمبودهای مناطق دچار کسری است و بنابر این وجود شکاف مثبت بین عرضه و تقاضا در یک منطقه (یک فرصت) و شکاف منفی بین عرضه و تقاضا در یک منطقه دیگر(فرصت دیگر) علت وقوع فعل تجارت در بعد مکانی می‌شود.گاهی این شکافها علاوه بر بعد مکانی به دلیل بعد زمانی نیز انجام می‌شود. اختلاف آب و هوای نیمکره جنوبی و شمالی مشوق یک تجارت دوجانبه در بعضی از محصولات کشاورزی بین ایالات متحده امریکا و برزیل شده است.[3]

اختلاف فصلی بین دوکشور سبب شده که بازرگانان کشور برزیل درفصل برداشت، بعضی از محصولات را به نیمکره شمالی و امریکا صادر کنند و برعکس در فصل داشت وکاشت، که مصادف با فصل برداشت نیمکره شمالی است، مجوز واردات همان محصولات را اخذ کنند. در واقع جهت تجارت معکوس می‌شود. این شکاف و فرصت معاملاتی در دو بعد زمانی و مکانی منافع خوبی را عاید تولید کننده، صادر کننده، واردکننده و مصرف کننده می‌نماید. به طوری که اگر این پدیده در قالب منحنی‌های عرضه و تقاضا ترسیم شود براحتی می‌توان خالص مازاد مثبت چهار گروه را مشاهده

---

1. Seasonality
2. Gaps and opportunity of markets
3. World Bank, 1989, 15.

نمود.[۱] به طور خلاصه جذب مازاد در فصل برداشت به سود تولید کننده، جبران کمبود در فصل داشت و کاشت به نفع مصرف کننده و امر دوسویه تجارت نیز به نفع بازرگانان است. و مجموعاً خالص مازاد مصرف کننده، تولید کننده و بازرگانان، مثبت خواهد بود. گاهی شکاف و فرصتهای معاملاتی سوداگرانه[۲] در بعد زمانی اتفاق می‌افتد. این مسأله به دلیل وجود پدیده فصلی بودن در تولید، عرضه و نبود آن در تقاضا و مصرف است. در واقع مصرف دارای روند وتوزیعی یکنواخت است و تولید نمی‌تواند از این پدیده تبعیت کند. بنابر این در فصل برداشت بازار با پدیده مازاد و در فصل داشت و کاشت با پدیده کسری محصول مواجه می‌شود. برخلاف دو شکاف و فرصت سوداگرانه در بعد مکانی و زمانی - مکانی فوق، نقش بازرگانی و واسطه‌گری در این موقعیت تجاری و سوداگرانه را ذخایر و مبادرت‌کنندگان به ذخیرسازی بازی می‌کنند کار ذخیره سازان جذب محصول در زمان وجود مازاد (در زمان برداشت) و رفع کمبود محصول در زمان دچار کسری، یعنی زمان کاشت و داشت است. این عمل همانند کار تجارت است با این تفاوت که تجارت در ابعاد مکانی انتقال کالا از مکانی به مکان دیگر است، در حالی که ذخیرسازی (در بعد زمانی)انتقال کالا از زمانی به زمان دیگر است. به عبارت دیگر کار بازرگانان آربیتراژ[۳] مکانی و کار ذخیرسازان آربیتراژ زمانی است. این دو عمل نیزتوأما انجام می پذیرند. اما ذخیرسازی خود پشتوانه تجارت درابعاد زمانی و مکانی (توأما)و ابعاد مکانی نیز هست. به همین دلیل در اقتصاد و مدیریت مالی، بویژه در دهه اخیر مقوله انبارداری و برنامه‌ریزی زمان سفارش جایگاه ویژه‌ای پیدا کرده است. در واقع عدم تطابق چگالی[۴]- زمانی دو متغیر عرضه و تقاضای یک محصول علت اصلی بروز این شکاف و فرصت و مشوق ذخیرسازی سوداگرانه در بازار محصول است. اگر تقاضا نیز حالتی شبیه عرضه پیدا کند ذخیرسازی انجام نخواهد شد. مثلاً به دلیل مطلوبیت مصرف کالایی نظیر هندوانه در فصل گرما و عدم مطلوبیت مصرف آن در فصل سرما، علی‌رغم فصلی بودن عرضه، موجب تشویق ذخیره سازی نمی‌شود. زیرا مصرف محصول هندوانه همانند تولید آن فصلی است.[۵]

چهارچوب تحلیلی مدل MPSO[۶] نیز بر عدم تطابق الگوی مخارج مصرفی با الگوی مصرف مبتنی است.[۷] در واقع الگوی مخارج مصرفی زمانی با الگوی مصرف منطبق خواهد شد که پدیده‌ای به نام کالای بادوام وجود نداشته باشد و مخارج مصروف هر کالا دقیقاً از لحاظ زمانی و مکانی منطبق با مصرف باشد. یعنی اراده مصرف، همزمان و مساوی مخارج برای آن مصرف باشد. ناهمسانی توزیع زمانی اراده مصرف با تولید و

---

1. شیخی، عبدالمجید؛ ۳۲-۳۳.

2. Speculation

3. Arbitrage

4. Density

5. البته استثنائاتی نیز وجود دارد. مثلا طبق سنت قدیم ایرانیان هندوانه در شب یلدا (شب اول دی ماه) نیز مصرف می شود. به همین دلیل در بازار این محصول مشوق ضعیف وکم حجمی برای ذخیره سازی آن تا شب یلدا نیز وجود دارد.

6. MIT-Penn-SSRC Model

7. برانسون، ویلیام؛ ۳۵۱-۳۵۲.

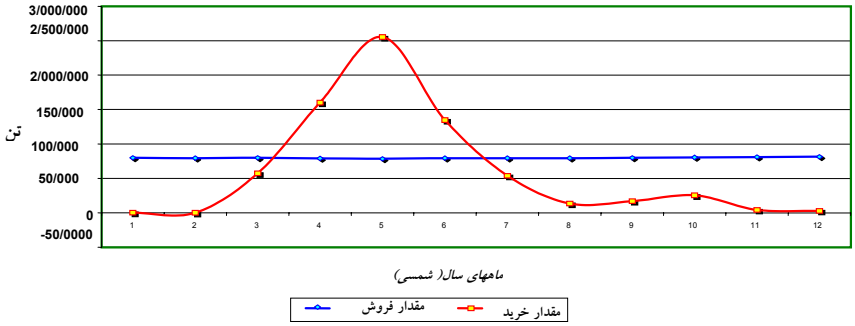
عرضه سبب ذخیرسازی می‌شود.در واقع ذخیره سازی و ذخایر در اینجا نقش کالاهای بادوام را پیدا می‌کنند. با این تفاوت که در اینجا ذخیرسازی یک ضرورت ذاتی در توزیع است ودر مدل MPS, بادوام بودن کالا یک ضرورت ذاتی کالای بادوام است.

۱-۱ . پدیده فصلی بودن در بازار گندم

عدم انطباق الگوی مصرف جهانی گندم با الگوی توزیع تولید و عرضه محصول در بازار در ابعاد زمانی و مکانی ، سبب گسترش وسیع خدمات ذخیره سازی در بازار شده است . جای پای دولتها اعم از واردکننده، صادر کننده، بخش خصوصی، بهره‌برداران زراعی، واسطه و بازرگانان کشورهای تولید و مصرف‌کننده در این فعالیت و بازار بشدت باز شده است. شرکتهای چند ملیتی - به تعبیر دن مورگان (۱۹۸۱) :«غولهای غلات» - بر این فعالیت سیطره وسیعی دارند. بخش وسیعی از ظرفیت پروژه‌های ذخیرسازی تحت تملک، اجاره یا تحت قرار داد خرید خدمات ذخیرسازی این شرکتها قرار دارد. شکاف زمانی و مکانی الگوی توزیع عرضه و تقاضای گندم و سایر غلات فرصتهای مغتنمی برای فعالیتهای سوداگرانه برای این شرکتها، دولتها و بخش وعوامل مختلف اقتصادی به وجود آورده است.

دوگانگی توزیع خرید داخلی و فروش گندم در کشور ما در نمودار شماره ۱ نشان داده شده است. این اختلاف توزیع بین دو متغیر دقیقاً حاکی از فصلی بودن تولید و عرضه و یکنواخت بودن تابع مصرف است. لذا برای خدمات ذخیرسازی فرصت مغتنمی وجود دارد. در صورت عدم دخالت دولت و رقابتی بودن بازار این ناهمسانی باعث می‌شود که قیمتها در فصل برداشت (تابستان) بشدت کاهش و در فصل زمستان و بهار (بویژه) بشدت افزایش یابند. در واقع عمل ذخیرسازی در بازار آزاد جهانی نیز برای استفاده از این فرصت و شکاف سوداگرانه انجام می‌شود. لذا در صورت نبود فعالیت ذخیرسازی شاهد صعود و نزول جهشی و بُرنده‌ای در دو مقطع سال خواهیم بود. با این تفاوت که دامنه زمانی نزول قیمت کوتاهتر از دامنه زمانی صعود قیمت خواهد بود. این پدیده را در بازار محصولاتی که دولت در آن نقشی ندارد یا ذخیرسازی رایج نیست، می‌توان مشاهده نمود. به طور مثال اختلاف قیمت بین دو مقطع برای محصولاتی چون سیب‌زمینی ، پیاز و گوجه فرنگی در چند سال گذشته گاهی بیش از ٦ برابر شده است. در سالهایی که دولت دخالت نموده این اختلاف به حداقل رسیده است. کمبود فضا، ظرفیت یا کمرنگ بودن انگیزه‌های ذخیرسازی و همچنین فسادپذیر بودن این کالا از دلایل اصلی ناتوانی یکسان‌سازی توزیع متغیر عرضه با تقاضاست. این در حالی است که توزیع مصرف این کالاها همانند گندم نیز توزیع یکسانی در سال دارد. دخالت دولت در بازار گندم مجال استفاده سوداگرانه از فرصت و شکاف عرضه و تقاضا از بخش خصوصی و واسطه‌ها را سلب کرده است.در عوض این مجال برای دولت ایجاد شده که بایستی وظیفه خطیر همسان سازی توزیع عرضه با تقاضا را به طور مشروط انجام دهد.

نمودار شماره (۱) ـ مقایسه چگالی خرید گندم داخلی ومقدار فروش گندم در سال ۱۳۸۰



۲-۱ . هدف این بررسی

هدف از این بررسی، پس از مروری مختصر در باره ادبیات مدل سازی ، آزمون پدیده فصلی بودن قیمتهای گندم دردامنه دوازده ماهه سال در بازار جهانی گندم است . نتایج این بررسی می‌تواند علائم خوبی از فرصتهای اقتصادی را جهت تنظیم جدول زمانی خرید و واردات گندم کشورهایی چون ایران ارائه دهد و نقش پر اهمیت این برنامه‌ریزی را در استفاده از فرصتهای بازار در نظام تعادلی عرضه و تقاضا و قیمت نشان دهد.

۲ . داده‌ها و روش‌شناسی

در این بررسی از داده‌های مقطعی وزمانی قیمت ماهانه نه گونه گندم صادراتی کشورهای آرژانتین(یک گونه)،استرالیا(یک گونه)اتحادیه اروپا(یک گونه)، کانادا(دو گونه) و ایالات متحده امریکا(چهار گونه) برای مدت ۲۱ سال از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ استفاده می‌شود .این داده‌ها از آمارنامه‌های سالانه شورای بین‌المللی گندم استخراج شده‌اند.فهرست نه گونه گندم صادراتی که قیمت آنها به عنوان متغیر در این بررسی تحلیل می‌شود به شرح ذیل است.

نام کشور	نوع گندم	بندر صادراتی- مبدأ محاسباتی	توضیح
آرژانتین	Trigo pan		
استرالیا	Asw		گندم استاندارد استرالیا
کانادا(۱)	No.1CWRS 13.5 %	St lawrence	
کانادا(۲)	No.1CWRS 13.5 %	Pasific ports	
اتحادیه اروپا	Standard Grade	Specified zones	گندم استاندارد
ایالات‌متحده (۱)	No.2 Hard Red winter ordinary	Gulf ports	
ایالات متحده (۲)	No.2 Dark Notheren spring 14%	Pasific ports	
ایالات متحده (۳)	No.2 Western white	Pasific ports	
ایالات متحده (٤)	No.2 Hard winter 13 %	Pasific ports	

ماخذ: World Grain statistics 1999/2000 جداول 10 a و 10b و پاورقی ۱۳ nternational Grain council

این روش بررسی با مروری بر ادبیات موضوع شروع می‌شود. روشهای مختلف مدل‌سازی پدیده فصلی بودن به وسیله محققین بررسی می‌شود. روشهای برخورد با این پدیده در بازار محصولات، بویژه گندم توضیح داده شده و سپس براساس مبانی نظری و با استفاده از داده‌های مقطعی - زمانی[1] مدل مناسبی برازش و عرضه می‌شود. در این مدل مسأله فصلی بودن قیمتهای گندم آزمایش می‌شود. در مرحله آخر مانایی و نامانایی تابع همبستگی[2] داده‌های زمانی آزمون و مبانی نظری آن توضیح داده می‌شود.

۳. پیشینه مدل سازی فصلی بودن قیمتها

مدل‌سازی فصلی بودن قیمتها با استفاده از معادلات تفاضلی انجام می‌شود. شکل کلی معادلات تفاضلی به گونه زیر است

معادله تفاضلی درجه n با n وقفه[3] (۱)

$$y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{n} \theta_i y_{t-i} + x_t$$

این معادله خطی ریاضی بر حسب y_{t-i} است و x_t متغیر فشار[4] یا اختلال نامیده می‌شود. x_t می‌تواند شامل وقفه‌های متغیرهای دیگر نیز باشد. همین طور می‌تواند متغیر روند تصادفی باشد. معادله تفاضلی تصادفی به شکل ذیل نوشته می‌شود

(۲)

$$y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{n} \theta_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

در ادبیات اقتصادسنجی و آمار با استفاده از سری‌های زمانی درباره مدل‌سازی و پیش‌بینی، تحقیقات وسیعی انجام گرفته است. چند تکنیک برای نشان دادن فصلی بودن و پدیده‌های دیگر در سری‌های زمانی استفاده شده است. از جمله این روشها می‌توان به روش جزء مشاهده‌ناپذیر[5]، روش و تکنیک[6]، روش ضریب‌تصادفی[7] و بالاخره روش ترکیبی (این دو روش) اشاره نمود. اغلب این روشها موفق شده‌اند تا جوانب کلی مربوط به پیش‌بینی، روابط بین اجزاء و الگوی فصلی را در تخصیص مدلهای خود پوشش دهند.[8]

به طور کلی فصلی بودن دارای دو حالت قطعی[9] یا تصادفی[10] است و حالت سوم ترکیبی از هردو حالت فوق است. اگر فصلی بودن حالت قطعی باشد می‌توان با معرفی

---

1. Panel Data
2. Autocorrelation Function
3. Lag
4. Forcing variable
5. Unobservable Component(UC)
6. Autoregessive Integrated moving average (ARIMA)
7. Random coffecent
8. Canova, 1992, 95.
9. Deterministic
10. Stochastic

یک مجموعه از متغیرهای کیفی یا حالت در معادله آن را نشان داد. مثلاً اگر معادله شکل کلی ذیل را داشته را باشد.

$$y_t = \beta_t \chi_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

با ورود متغیر موهومی یا حالت برای پدیده‌ای چون فصلی بودن درآمد کشاورزان معادله حالت زیر را پیدا می‌کند :

$$y_t = \beta_t \chi_t + \sum_{i=1}^{4} \alpha_i D_i + \varepsilon_t \qquad (٤)$$

لذا اگر y_t نماینده متغیری چون مصرف باشد تغییر رفتار مصرف را در چهار فصل سال می‌توان تخمین زد و با ورود متغیرهای حالت اختلالهای موجود در معادله، که در معادله (۳) وجود دارد، آن را به حداقل رسانید. طبق این مثال اگر درآمد در فصل تابستان عاید شود D= ۱ و در سایر فصول D=0 می‌شود همین طور برای احتساب اثر ۳ فصل دیگر متغیر D عدد صفر و یک می‌گیرد. در این روش برای احتراز از مسأله صفر شدن دترمینان و خطی شدن رابطه بین متغیرهای حالت، مقطع معادله حذف می‌شود؛ یا سه متغیر حالت همراه با یک مقطع وارد می‌شود.

اگر فصلی بودن تصادفی باشد در تابع اتوکوواریانس از y_t می‌توان انتظار داشت که همبستگی زیادی در وقفه‌ها نشان دهد و به نحوی الگوهای فصلی را پوشش دهد و در چگالی y_t می‌توان شاهد قله‌های طیفی[1] یا توده‌های گسترده و بزرگی[2] بود. مثلا در یک طیف ۱۲ ماهه یک متغیر L را می‌توان تا چند قله مشاهده نمود. شکل مدل فصلی بودن تصادفی همراه با وقفه‌هاو مقطع می‌تواند چنین باشد:

$$y_t = \alpha_0 + \beta_4 y_{t-4} + \beta_t \chi_t + \varepsilon_t \qquad (٥)$$

البته محققین مختلف روشهای دیگری نیز استفاده کرده‌اند از آن جمله نیز می‌توان به مدلهایی اشاره نمود که برای نشان دادن پدیده فصلی بودن از متغیرهای مثلثاتی استفاده کرده‌اند از جمله آرناد[3] برای ترسیم تابع تقاضا از مدل ذیل استفاده کرده است:

$$q_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{i,t} + \alpha_2 p_{j,t} + \alpha_3 I + \sum_{m=1}^{6} \alpha_{4m} f_m + \sum_{k=1}^{6} \alpha_{5k} g_k + \varepsilon \qquad (٦)$$

در این معادله $f_m = Cos\,((m/z)\pi t)$ و $g_k = Sin\,((k/z)\pi t)$ و $Z = \frac{s}{2}$ و

t تعداد مشاهدات است. مقادیر مختلف m و k به فراوانی مختلف فصلی داده‌ها اشاره دارد. مثلاً برای داده‌های ماهانه، S عدد دوازده (S=۱۲) می‌گیرد. همین طور برای داده‌های فصلی(سه ماهه)[4] و ماهانه، Z به ترتیب رقم ۲ و ٦ را به خود اختصاص می‌دهد.

---

1. Pectral density
2. Large mass
3. Arnade & etal, 1997, 59.
4. Quartery data

در این ساختار f_m و g_k جریانهای سیکلی در روانهٔ فصلی $((m/6)\pi)$ و $((k/6)\pi)$ محسوب می‌شوند. هر کدام از متغیرهای فراوانی متعامد[1] با متغیرهای دیگر فراوانی هستند. α_{4m} و α_{5k} ضرایب مربوط به روانه های فصلی S هستند. آرناد برای تخمین تابع تقاضا برازشی از متغیرهای تقاضا با استفاده از متغیرهای حالت قطعی (فصلی) نیز انجام داده است. تابع مرجع این برازش به شکل زیر است:

$$q_{i,t} = \alpha_1 p_{i,t} + \alpha_2 p_{i,t} + \alpha_3 I + \sum_{i=1}^{4} \beta_i D_i + \varepsilon \qquad (۷)$$

کار مطرح دیگر مربوط به کلولند[2] است که برای برازش الگوی فصلی قیمتهای گندم انگلستان انجام شده است. وی با ۲ روش کار خود را ادامه داده است. روش اول استفاده از تفاضل مرتبه اول معادله تفاضلی بوده که به دلیل وجود خود همبستگی غیرمانا انجام شده است.[3]

$$\Delta p_t = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_i + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

در این معادلهD ، متغیر حالت برای ۱۲ ماه، Δp_t تفاضل مرتبه اول قیمتها بین دو ماه و ε_t اختلاف تصادفی تعریف شده است. روش دوم که به خاطر وجود محدودیتهایی در روش اول اجرا شده به شکل زیر است:

$$p_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i D_i + \lambda p_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

در روش اول اگر فرض H_0 ،یعنی صفر بودن α ها رد نشود. قیمتها یک گام تصادفی قطعی را نشان خواهند داد. بعلاوه آزمون پیوسته ۱۲ ضریب $\alpha_i = 0$ می‌تواند آزمونی در مقابل گام تصادفی تفسیر شود تا یک آزمون برای فصلی بودن. (که به خاطر اختلاف سیستماتیک بین خود ضرایب ۱۲ گانه منعکس خواهد شد.) بنابر این روش دوم برای مواجهه با این احتمالات کلی‌تر و بهتر است. چمبرز و همکاران به جای یک مدل اتورگرسیو[4] با یک شکل ساده غیر خطی مدل خود را عرضه می‌کنند.

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

$$p_t = \gamma \, Min \{ p^*, p_{t-1} \} + u_t \qquad t=1,2,000,T \quad (۱۱)$$

p_t قیمت گندم در ماه t و p^* یک " قیمت آستانه‌ای "[5] مشاهده نشده است که بعداً مقدار آن بتدریج مشهود خواهد شد. این معادله توسط دیتون[6] و لاروکو[7] و نیلسن[8] نیز

---

1. Orthogonal
2. Klovland (1995)
3. Chambers & etal 1999, 572.
4. Autoregressive
5. Threshold price
6. Deaton
7. wroko
8. Neelsen

مورد استفاده قرار گرفته است. معادله ۱۱ شکل کاربردی ذیل را برای تخمین ارائه می‌دهد.

$$p_t = \lambda\, Min\{p^{*}_{t}, p_{t-1}\} + u_t \qquad (۱۲)$$

و $j = t - \left[\frac{t-1}{n}\right]n$ و $T = ۱,۱,۰۰۰t$,

$n = ۱۲$ تعداد ماههای هر سال و T تعداد مشاهدات (n ضربدر تعداد سال‌های نمونه) است. مثلاً اگر $t = ۲۸$ باشد $\left[\frac{۲۸-۱}{۱۲}\right] = ۲$ و $J = ۲۸ - (۲*۱۲) = ۴$ لذا P^{*4} مربوط به آوریل یعنی ماه چهارم سال می‌شود. مبانی نظری این معادله توسط چمبرز و بیلی [1] (۱۹۹۶) تشریح شده است. سورنسن [2] (۱۹۹۹) با استفاده از یک مدل لگاریتمی - مثلثاتی پویایی قیمت کالاهای کشاورزی را با روش اجزاء فصلی قطعی [3] و متغیر های حالت برازش نموده است.

$$p_t = S(t) + x_t + z_t \qquad (۱۳)$$

$$S(t) = \sum_{k=1}^{K} (\gamma_k Cos\,(۲\pi kt) + \gamma^{*}_{k} Sin\,(۲\pi kt) \qquad (۱۴)$$

در این مدل $p_t = Log\ p_t$ نماینده مجموع اجزاء فصلی قطعی، تابعی از زمان و دو متغیر حالت x_t و Z_t تعریف شده است. k تعداد عبارات در مجموعه و $(k = 1,..., K), \gamma^{*}_{k} \gamma_k$ پارامترهایی هستند که می‌توان آنها را تخمین زد. زمان بر حسب سال اندازه‌گیری شده است و عبارت اول در مجموع با یک فراوانی سالانه خود به خود تکرار می‌شود و عبارت دوم دارای یک فراوانی نیمسالانه است.

مک ریداکیس و ویل رایت و مک جی [4] با استفاده از تابع خطی مثلثاتی به تخمین مدل فصلی بودن قیمتهای محصولات کشاورزی امریکا برای سالهای ۱۹۹۲ تا ۱۹۹۵ اقدام کرده‌اند. [5] چودری [6] (۲۰۰۲) با استفاده از روابط ذیل به بررسی تابع مصرف خانوار اقدام نموده و آثار فصلی و ماهانه را در آن تخمین زده است:

$$A_{imt} = \alpha_m + \alpha^{F}_{m} F_{it} + e_{imt} \qquad (۱۵)$$

در این معادله A_{imt} مساوی با نسبت درآمد کل خانوار i ام در ماه m و سال t به درآمد ماهانه متوسط در سال t است. (لذا درآمد سالانه بر ۱۲ تقسیم شده است.). F_{it} = شاخص وضعیت مزرعه است: اگر خانوار، زمین زیر کشت بالاتر از ۵. هکتار داشته

---

1. Chamber & bailey (1996)
2. Sorensen
3. Deterministic Seasonal Component
4. Makridakis, Wheel wright & McGee
5. Washington & etal 2000, 115
6. Chaudhari; 3-5.

باشد مساوی ۱، در غیر این صورت مساوی صفر است. m = اندازمگیری آثار ماهانه در سهم درآمد برای خانوارهای بدون مزرعه است. $\alpha_m + \alpha_m^F$ آثار ماهانه در سهم درآمد برای خانوارهای صاحب مزرعه را اندازمگیری می‌کند. α_m^F اختلاف در اثرهای ماه‌ها بین خانوارهای صاحب مزرعه و بدون مزرعه را نشان می‌دهد. برمبنای مدل فوق تابع مخارج به صورت ذیل تعریف شده است :

$$Ln\ (E_{imt}) = x_{it}\beta_0 + \beta^F F_{it} + \beta_m + \beta_m^F F_{it} + u_{imt} \qquad (۱٦)$$

E_{imt} = لگاریتم مخارج خانوار i (اعم ازمخارج بی‌دوام و بادوام)، x_{it} متوسط درآمد ماهانه، β_m آثار ماهانه مخارج (ماه اول = β_1 با عدد صفر نرمالیز شده است.) و β_m^F اختلاف ویژه ماهانه بین مزرعه داران و افراد بدون مزرعه است.در روش مدل سازی فوق وی موفق می‌شود عدم دنبال روی الگوی مصرف از نوسانات درآمد را اثبات کند که با نتایج مدل درآمد دائمی سازگار است. مدل فوق به دلیل استفاده توأم از متغیرهای حالت نتایج خوبی را ارائه داده است.

زانیاس[1] (۱۹۹۹) با استفاده از دو روش اجزاء قطعی و تصادفی مدل خود را ارائه می‌دهد.

$$p_t = x_t + \mu_t \qquad (۱۷)$$

که در آن:

$$\mu_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{q-1} \beta_{ij} S_{it}$$

در این معادله S_{it} متغیر حالت فصلی (چهار فصل q= ٤ و ماهانه q= ۱۲) و x_t جزء تصادفی است که می‌تواند از طریق جریانهای فصلی پیوسته یا تصادفی ایجاد شود. یعنی مثلاً برای داده‌های فصلی شکل $x_t = \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ یا $x_t = x_{t-4} + \varepsilon_t$ و برای داده‌های ماهانه می‌توان آن را با ۱۲ وقفه نشان داد و اجرا نمود. برای احتراز از منفرد[2] شدن (صفرشدن دترمینان) ماتریس، یکی از متغیرهای حالت حذف و به جای آن از مقطع استفاده شده است. با توجه به عدم وجود متغیرهای مستقل اصلی در این مدل، ساختار مدل چودری بر این مدل ارجحیت دارد. زیرا نبود متغیر اصلی قدرت توضیحی مدل را کاهش می‌دهد. برآیند ادبیات مدل‌سازی حاکی از نقش مبانی نظری شناخت پدیده‌های حاکم بر بازار در انتخاب مدل علمی قبول‌شدنی است. بنابراین نمی‌توان مدلی را بر دیگری بدون استناد به ادبیات اقتصادی و مبانی نظری رد یا قبول کرد.

٤. بازتاب فصلی بودن در قیمتها، مقادیر و رفتار عوامل بازار

1. Zanias; 255.
2. Singular

نتیجه فصلی بودن برداشت محصولات کشاورزی فصلی شدن قیمتهاست. وفور عرضه کالا در بازار سبب کاهش شدید قیمتها می‌شود. بدون انجام فعالیت ذخیرسازی سر مزرعه یا فروش سلف، این پدیده بر فصلی شدن درآمدهای کشاورزان وروستاییان نیز اثر می‌گذارد. به تبع درآمد این پدیده حتی به مصرف خانوار، بویژه خانوارهای روستایی تسری می‌یابد. چودری و همکاران (۲۰۰۲) در بررسی داده‌های مربوط به خانوارها در ۳ دهکده هند نتیجه‌گیری می‌کنند که ۷۵ درصد درآمد روستاییان مورد بررسی در ۳ ماه برداشت محصول استحصال می‌شود. مشاهدات تجربی آنها نیز فصلی شدن مصرف روستاییان و به تبع آن تغییرات نوسانی شدید در وضعیت بهداشت و سلامتی و تغذیه را تأیید می‌نمایند. هر چند در مدل مورد استفاده این پدیده را نمی‌توانند ثابت کنند. در کار دیگری که چودری (۱۹۹۹) انجام می‌دهد به وجود الگوی فصلی مصرف پی می‌برد. نتیجه‌گیری وی این است که : فصلی بودن سطوح درآمد عیناً به مفهوم فصلی شدن مصرف نیست ، بلکه مصرف برای سرپیچی از درآمد پیش بینی شده و عدم واکنش به تغییرات آن سماجت ویژه‌ای نشان می‌دهد . این عمل که به اصطلاح "هموار کردن مصرف " [۱] نامیده می‌شود، حاصل استفاده خانوارها از دو اهرم و پدیده ذخایر نقدینه و ذخیرسازی فیزیکی غلات است.

بیوینگز[۲] (۱۹۹۷) در تدوین مدل فضایی زمانی بر اهمیت فصلی بودن تولید و قیمت در بازار سورگوم و غلات تأکید می‌کند و اعتقاد دارد که اکثر اقتصاددانان معمولاً از مسأله فصلی بودن در تحلیل تجارت کشاورزی غفلت دارند. هرچند در نتیجه‌گیری مدل خود به نقش ذخیرسازی و جابه‌جایی بین منطقه‌ای محصولات، اهرمهای عدم تسری فصلی بودن تولید به قیمتها و تجارت، پی می‌برد.

دورفمن و همکاران[۳] (۱۹۹۱) علاوه بر فصلی بودن تولید به وجود دو فصلی بودن تقاضای زیتون اشاره می‌کند. وی به پدیده فصلی بودن بین سنواتی در تولید محصولات درختانی اشاره می‌کند که وجود یک پروسه فیزیولوژیک در درختان باعث می‌شود بازده در یک سال افزایش و به دنبال آن، بازده سال دیگر کاهش یابد. درختانی مثل سیب، بادام، گردو و زیتون با چنین سیکل دوسالانه‌ای مواجه هستند و معمولاً حوادثی چون آب و هوا این سیکل را می‌شکنند. متخصصین میوه با اعمالی چون کود دادن، آبیاری و هرس کردن تلاش موفقی برای برطرف کردن این مشکل انجام داده‌اند و اینان در مطالعه خود، پدیده سیکلی بودن مربوط به تغییرات فصلی تقاضا منبعث از سلیقه‌ها را نیز تأیید می‌کنند، به طوری که حتی با وجود دسترسی به محصولات وارداتی در طول سال مشاهده می‌نمایند که مصرف‌کنندگان کالاهای معینی را در اوقات خاصی از زمان ترجیح می‌دهند.

سینگ و همکاران[۴] (۱۹۹۹) در بررسی رفتار اقتصادی کشاورزان نخود در ۲۳ دهکده از رفتار واکنشی کشاورزان برای مقابله با پدیده قیمتهای فصلی سرمزرعه یاد می‌کنند. در این مزارع کشاورزان به ذخیرسازی کالا مبادرت کرده و در زمانهای

---

1. Smoothing consumption P5 , 1 , 14
2. Bivings
3. Dorfman & et al; 824-834.
4. Singh , Ramesh and et al; 97.

مناسب آنها را می‌فروشند. وی نتیجه‌گیری می‌کند که بهترین مدت زمان نگهداری برای محصول ۹ ماه است ری و همکاران[1] (۱۹۹۸) از تسری فصلی بودن قیمتهای علوفه به اقتصاد دامداری یاد می‌کند. زیرا علوفه جزء نهاده‌های اصلی و غالب، بخش دامداری است . بنابر این نوسانات برداشت از طریق نوسانات قیمت به اقتصاد دامداری لطمه وارد می‌کند . در بررسی خود به این نتیجه می‌رسد. که مدیریت ذخیرسازی علوفه مجموعاً هم باعث انتفاع تولید کنندگان غلات و علوفه و هم به نفع تولید کنندگان بخش دامپروری است. زانیاس الگوی فصلی بودن قیمت گندم نرم در امریکا را با شاخص ضریب تغییر نشان می‌دهد. (نمودارشماره ۲) وی عمدتاً فصلی بودن قیمتهای کشاورزی را ناشی از عوامل بیولوژیک و سایر عوامل تولید می‌داند امّا وجود عوامل غیرطبیعی و اقتصادی را در فصلی کردن قیمتها رد نمی‌کند.

G.P. Zanias/Agricultural Economics 20 (1999) 253–262

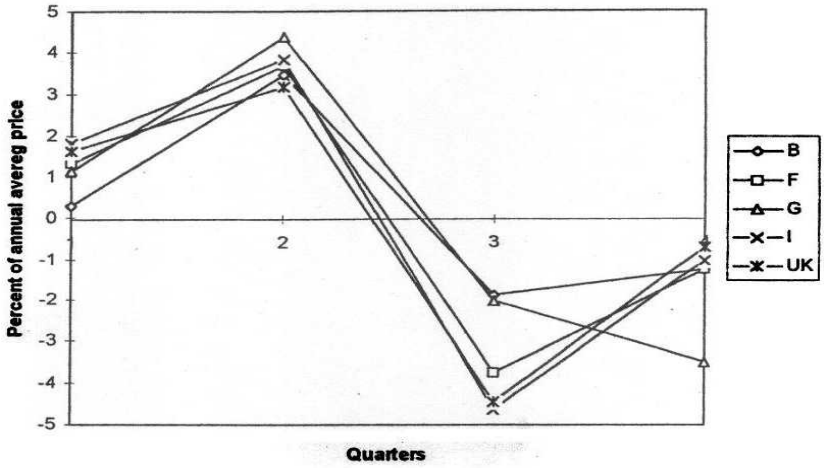


Fig. 1. Seasonal pattern of soft wheat prices.

دوی وتر و همکاران[2] (۲۰۰۰) در بررسی چهار محصول زراعی مهم در ایالت کانزاس امریکا الگوی فصلی بودن قیمتهای گندم، ذرت، سورگوم و لوبیای روغنی را با شاخص‌ضریب تغییرات نشان داده‌اند. (نمودار 3aتا 3D). ایشان برای بررسی پدیده فصلی بودن، رفتار کشاورزان این محصولات را بررسی کرده و روشهای ارزیابی اقتصادی ایجاد ذخایر سر مزرعه برای مقابله با پدیده فصلی بودن و استفاده از این فرصتهای اقتصادی را بررسی و پیشنهاد داده‌اند. پینک نی[3] (۱۹۹۱) در بررسی آثار سیاست قیمت‌گذاری روی ذخیرسازی گندم پاکستان، وجود الگوی فصلی بودن در بازار آزاد گندم را اثبات می‌کند به طوری که قیمتها در زمان برداشت در ماههای مه ـ ژوئن از

1. Ray, Draylle, & etal; 85 – 86.
2. Dhuyvetter & et al; 6-7.
3. Pinckney; 137.

قیمتهای خرید تضمینی دولت تبعیت قطعی نموده و پس از آن در ماه ژانویه به نقطه اوج خود می‌رسند. سپس روند کاهشی چشمگیری را تا زمان آستانه برداشت، یعنی ماه آوریل از خود به نمایش می‌گذارند .

Figure 4. Average monthly price indices for wheat in Kansas, 1982/83 – 1998/99.

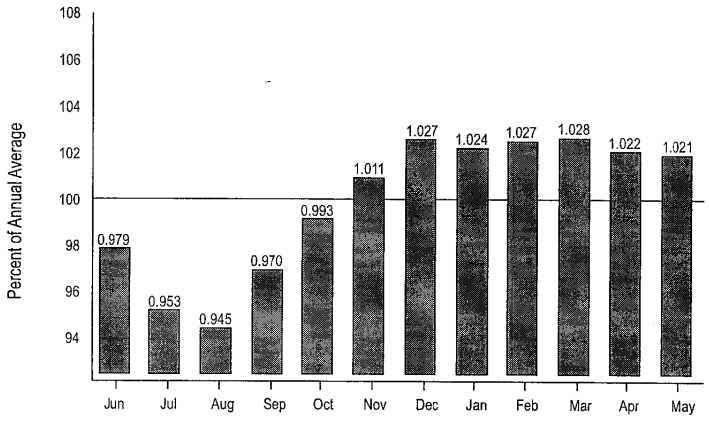
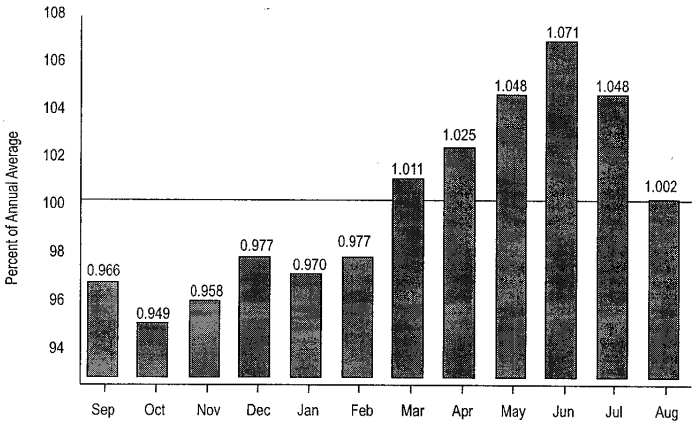


Figure 5. Average monthly price indices for corn in Kansas, 1982/83 – 1998/99.



نمودار شماره ۳ a (بالا) و ۳ b (پایین)

سایر نویسندگان در بررسی‌ها و پژوهشهای مختلف از وجود پدیده فصلی بودن و تسری آن در قیمت و مقدار در بازار محصولات کشاورزی اعم از داخلی و خارجی و جهانی یاد کرده‌اند.

نمودار شماره ۳b

Figure 6. Average monthly price indices for grain sorghum in Kansas, 1982/83 – 1998/99.

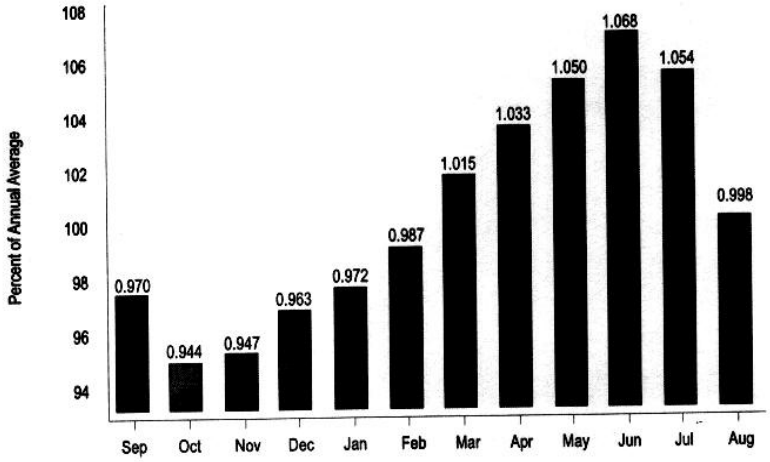
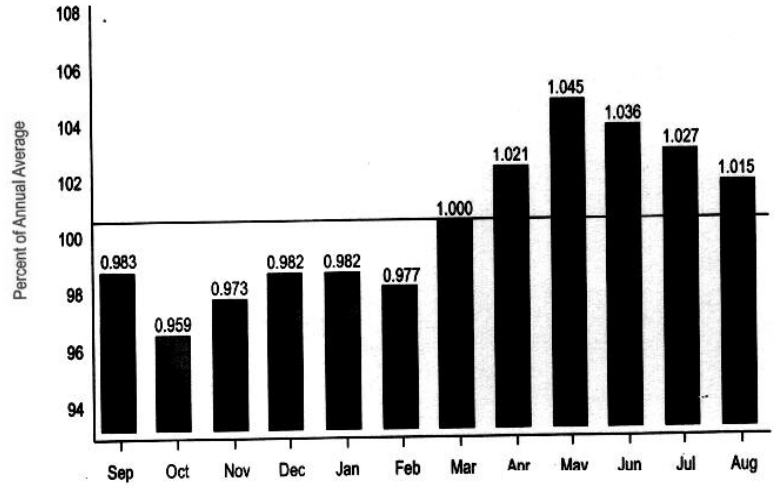


Figure 7. Average monthly price indices for soybean in Kansas, 1982/83 – 1998/99.



نمودار شماره ۳D

آرناد و همکاران (۱۹۹۸) از وجود مؤثر این پدیده در بازار محصولات میوه امریکا صحبت می‌کنند. این پدیده موجب تسری به متغیرهای عرضه، تقاضا و قیمت می‌شود. واشنگتن

(۱۹۹۸)[1] از وجود پدیده فصلی بودن در تولید شیر (محصولات دامی) در طول سال خبر می‌دهد، به طوری که بیشترین مقدار عرضه در بهار و کمترین میزان تولید و عرضه در فصل تابستان رخ می‌دهد. وی عوامل ذیل را در این پدیده مؤثر می‌داند: اول عوامل بیولوژیک که تحت تأثیر درجه حرارت بوده و دوم ادراک کشاورز از سودآور بودن تولید شیر در فصل بهار. لازم است متذکر شویم که این پدیده در بازار داخلی کشور ما نیز مشاهده می‌شود. هم شیر و هم تولید و عرضه گوشت از این پدیده تبعیت دارند. بین تولید علوفه و تولید شیر و گوشت رابطه مستقیمی وجود دارد، به طوری که در ماههایی از سالهای ترسالی که تولید علوفه بویژه در مراتع به حداکثر خود می‌رسد، عرضه دام زنده به کشتارگاه به حداقل خود رسیده و قیمت گوشت بشدت افزایش می‌یابد و برعکس در ماههای خشکسالی قیمت گوشت به اندازه معقولی کاهش می‌یابد.

چمبرز (۱۹۹۹) سیکل فصلی را در بازار بسیاری از محصولات کشاورزی چون گندم یک پدیده ذاتی می‌داند. هرچند در این خصوص الگوهای قوی‌تری عرضه نشده ولی وقوع این پدیده و تسری آن در امر تجارت را نیز می‌توان مشاهده کرد.

۵. روشهای واکنش و مقابله با پدیده فصلی بودن

همانگونه که قبلاً اشاره شد نتیجه و برآیند فصلی بودن تولید و عرضه و به تبع آن قیمتها، تحقق یک فرصت و شکاف در بازار است، که برای فعالیتهای سوداگرانه و آربیتراژ زمینه خوبی به وجود می‌آورد. از این فرصت بازار به دو گونه استفاده شده است. یکی عمل پیشگیری و مقابله با بروز این پدیده است که معمولاً برآیند فعالیتهای دولت بوده یا در بعضی موارد هدف اصلی مداخله دولت را در بازار تشکیل می‌دهد؛ اینگونه برخورد اختصاص به بخش عمومی و دولت دارد. دوم استفاده انتفاعی از این پدیده با انجام فعالیتهای خاص و باصطلاح سوار بر موج پدیده فصلی شدن است، که این شیوه برخورد به بخش خصوصی اختصاص دارد. البته برای ورود دولت در بازار با این انگیزه نیز مانعی وجود ندارد. به طور کلی واکنشهای عوامل بازار در مقابل پدیده فصلی بودن به چهار شکل می‌باشد:

الف) ذخیرسازی.
ب) صادرات و واردات.
ج) تشکیل بازارهای سلف.
د) قراردادهای بلند مدت.
هـ) ترکیبی از ۲ تا ٤ گزینه فوق که در اینجا برای رعایت اختصار از تشریح آنها صرف نظر می‌شود.

---

1. Wshington; 113.

۶. پدیده یا قانون قیمت واحد

با سیطره بازارهای سلف، بنگاههای بین‌المللی غلات، ذخیرسازی، صادرات و واردات و آربیتراژ مقداری کالاها، روند همگرایی در بازار به وحدت در قیمتهای بازار منجر می‌شود. به طوری که تفاوتهای قیمت انواع گونه‌های کالایی چون گندم تنها با هزینه‌های حمل و نقل و هزینه‌های انتقالی مشخص می‌شود. وجود چنین فضایی رقابتی یک تعادل به وجود می‌آورد که به یک قیمت واحد در بازار منجر می‌شود که به "قانون یک قیمت" موسوم است.

اداره کشاورزی امریکا در سال ۱۹۸۰ پس از توقیف صادرات گندم امریکا به شوروی
سابق، دریافت که به دلیل وجود معاملات جانشین، توقیف غلات اثر کمی روی قیمتهای جهانی و حجم تجارت داشته است و دال بر آربیتراژ کارآ در بازار غلات جهانی است.

گودوین[1] (۱۹۹۲) پس از مطالعه ۵ بازار نتیجه می‌گیرد که قیمتهای گندم در بازارهای پراکنده کاملاً به یکدیگر متصلند و به قانون یک قیمت تمایل دارند.[2] حال این سؤال پیش می‌آید که آیا واقعاً قیمت واحد تحقق‌پذیر است؟ جواب این است که شواهد نشان می‌دهد که به دلایل ذیل چنین امری تحقق نپذیرفته است:

- دخالت دولتها در بازارها و رابطه مستقیم تغییرپذیری قیمت با اندازه دخالت زیربخش خود چون سوخت و دستمزد و ...
- تأثیرپذیری متغیرهای مرتبط غیرمستقیم چون حمل ونقل، بیمه، ذخیرسازی از داده‌ها و ستانده‌های مرتبط با هزینه‌بر بودن فعالیتهای صاف کننده فصلی بودن چون ذخیرسازی، حمل و نقل، صادرات و واردات، قراردادهای سلف و ...
- رقابت برای کسب سهمیه در بازار.
- محدودیتهای ظرفیت ذخیرسازی در کشورهای صادرکننده و واردکننده ، بویژه آن کشورهایی که رژیم تجاری بسته‌تری دارند.
- تغییرات ساختاری در نظام تولید واردکنندگان و صادرکنندگان و خروج و ورود به بازار تجارت.
- نرخهای ارز.
- برنامه‌های کمک غذایی و ـ دخالت‌های سیاسی در بازار و غیره ...

---

1. Goodwin
2. Carter & etal, 1996, 89

۱ـ۶ مشاهده پدیده فصلی بودن قیمتهای گندم

اختلاف قیمت گونه‌های مختلف گندم زیاد است. این اختلاف به عوامل مهمی بستگی دارد که از مهمترین این عوامل می‌توان به درصد محتوای پروتئین و گلوتن گندم اشاره نمود. مقدار و شاخص متوسط قیمت جهانی گندم (فوب: F.O.B) در جدول شماره ۱ و ۲ درج شده‌اند و با توجه به ساختار شاخص انتخابی روش استنباط معنی‌دار بودن توزیع قیمتها بسادگی با استناد به ارقام درصدی شاخصها انجام می‌پذیرد. بیکر (۱۹۹۱) با بررسی مشابه چهارگونه گندم مندرج در جدول ۳ اینگونه استنباط می‌کند که در سطح ۹۵ درصد در هیچ کدام از ماههای سالهای زراعی مورد بررسی (۱۹۷۷/۷۸ تا ۱۹۸۵/۸۶) شاخص فصلی اختلاف معنی‌داری از ۱۰۰ ندارد.[1] ارقام شاخص استخراج شده در این گزارش نیز شرایط مشابهی را نشان می‌دهند و با رؤیت این ارقام در نمودارهای ٤ و ٥ و ٦ تغییرات نسبی فصلی را بهتر می‌توان استنباط نمود. شاخص متوسط چگالی قیمت گندم برای ٥ صادرکننده اصلی در نمودار شماره ٥ مشاهده می‌شود. در این نمودار مجموعاً دو انحنای کاهنده مشهود است. یکی مربوط به ماههای فوریه و مارس و دیگری ژوئن تا سپتامبر است. انحنای دوم بسیار عمیقتر از انحنای اول است. زیرا طبق آمار سال ۱۹۹۹ـ۲۰۰۰ تنها سهم نیمکره جنوبی از تجارت گندم ۲٤ درصد و سهم نیمکره شمالی ۷٦ درصد بوده است.[2] بدیهی است که تأثیر این سهم عرضه نمی‌تواند به اندازه تأثیر حجم بیش از ۳ برابر عرضه نیمکره شمالی باشد. همین رفتار نیز در نمودار شاخص قیمت گندم شورای بین‌المللی گندم (IGC) (نمودار شماره ٦) مشاهده می‌شود. این اختلاف قیمت می‌تواند علامت خوبی برای واردکنندگان تنظیم برنامه زمانی خرید از بازار جهانی و واردات به کشور خود باشد. دامنه زمانی فصول برداشت نیمکره شمالی و جنوبی و کشور ایران در جدول شماره ٤ درج شده‌اند.

---

1. این شاخص به شاخص Ratio-to-Moving-Average-Method (RTMAM) یا Periodgramm Method معروف است. روش محاسبه این شاخص چنین است که ابتدا میانگین دوازده ماهه محاسبه و سپس فرمول ذیل محاسبه می‌گردد.

$x = [(\rho_i - \overline{\rho}) / \overline{\rho} - 1) * -100 \quad i=1,2,000,12$ و ρ_i قیمت ماهانه و $\overline{\rho}$ =میانگین ۱۲ ماهه قیمتها

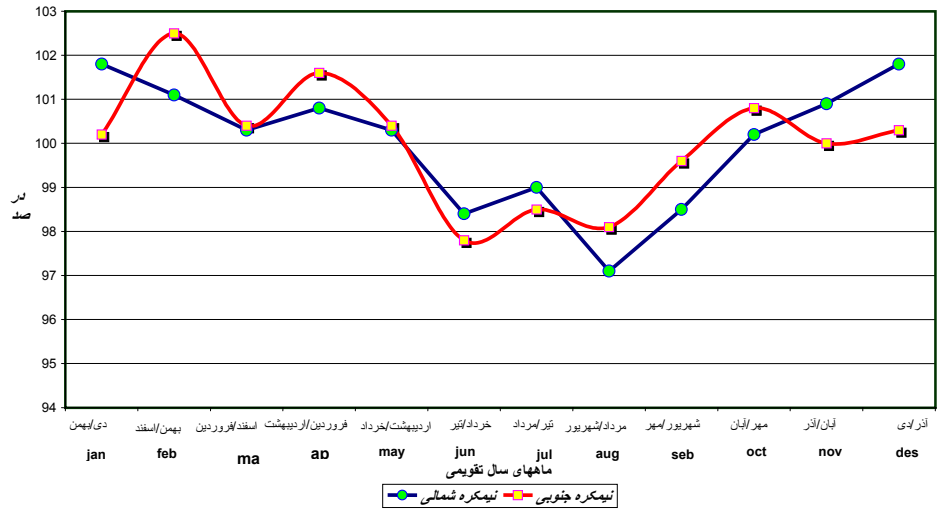
نامگذاری این شاخص توسط آقای Macaulay انجام شده است(Becker 1991,108)

2. مأخذ آمار بین‌المللی گندم جدول ۳

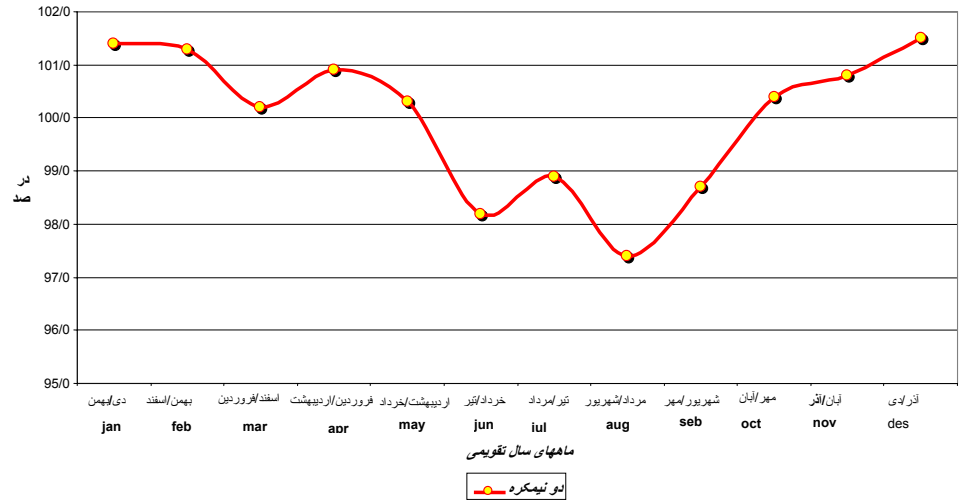
جدول زمانی وضعیت فصل برداشت گندم (جدول شماره ٤)

موقعیت جغرافیایی	ژانویه	فوریه	مارس	اوریل	مه	ژوئن	جولای	اگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
	دی/بهمن	بهمن/اسفند	اسفند/ فروردین	فروردین/ اردیبهشت	اردیبهشت /خرداد	خرداد/ تیر	تیر/ مرداد	مرداد/ شهریور	شهریور/ مهر	مهر/آبان	آبان/آذر	آذر/دی
نیمکره شمالی												
نیمکره جنوبی												
ایران												

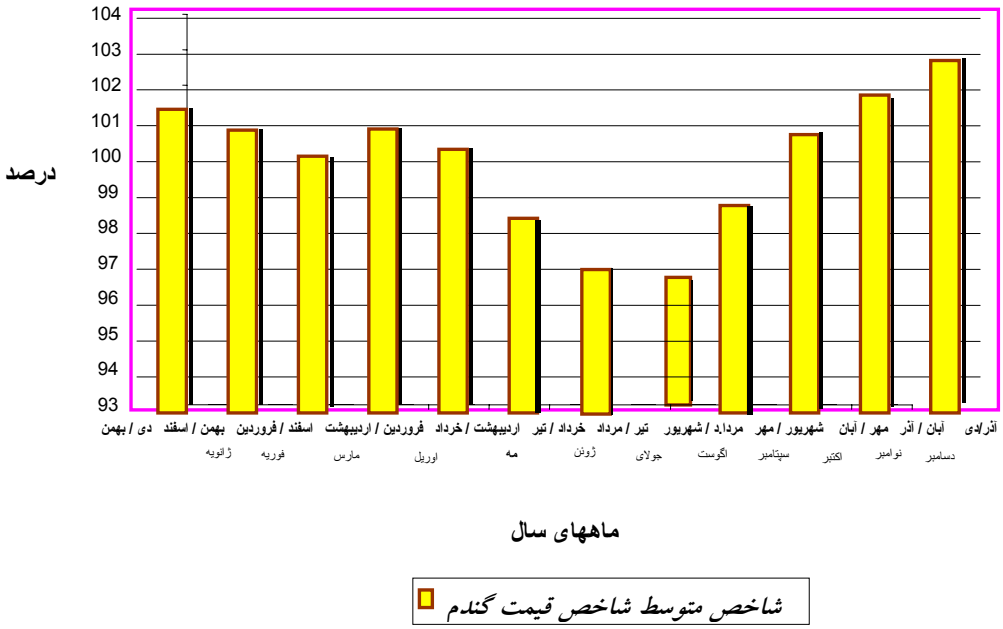
نمودار شماره ٤ شاخص متوسط قیمت جهانی گندم در سالهای 1980-2000



نمودار شماره ٥ نمودار شاخص متوسط قیمت گندم در دو نیمکره در سالهای 1980-2000



نمودار شماره ٦ شاخص متوسط شاخص قیمت گندم شورای بین المللی غلات در سالهای ۲۰۰۰-۱۹۹۷



۲-٦ مدلسازی فصلی بودن قیمتها

با توجه به عدم دسترسی به متغیرهای توضیحی، برای تابع قیمت از روش فصلی بودن قطعی[1] استفاده نشده است. زیرا دادههای مورد استفاده ماهانه هستند و استفاده از دادههای متغیر حالت یا کیفی (صفر و یک) مستلزم استخدام متغیرهای توضیحی اصلی است. برای اطمینان نیز یک تابع خطی از قیمت بر متغیرهای کیفی، صفر و یک برازش گردید. نتایج حاصل حاکی از بیمعنی بودن این تابع بود. مدلی که براساس مبانی نظری روش فصلی بودن تصادفی و پس از آزمون و خطا در محیط نرمافزار، بالاترین امتیاز پذیرش را کسب کرده به شکل ذیل است، این مدل با استفاده از دادههای مقطعی و زمانی[2] و با برازش به صورت تجزیه اثر جداگانه هر گروه در مقطع[3] به دست آمده است.

$$p_{it} = {}^{i}\alpha i + p_{t-۱۲}\,\beta_{۱} + p_{t-۱}\,\beta_{۲} + \varepsilon i \qquad (۱)$$

1. Deterministic seasonal pattern
2. Panel data
3. Fixed Effect

تعداد کل مشاهدات ۲۲٦۸ عدد وتعداد گروهها ۹تاست. بعد زمان ۲۱ سال برابر با ۲۵۲ ماه است. (برای متغیر قیمتهای گندم آرژانتین و استرالیا به ترتیب ۲۲ سال و ۲٦٤ ماه داده جمع‌آوری شده است). در این معادله p_{it} قیمت ماه جاری t مربوط به هر گونه گندم I از نه گونه گندم مورد نظرپنج کشور صادر کننده اصلی است. p_{it-1} و p_{it-12} نیز وقفه‌های یک ماهه و دوازده ماهه قیمت را نشان می‌دهند. معادله در ابعاد ماتریس ذیل است:

$$\begin{bmatrix} p_{۱} \\ p_{۲} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ p_{۹} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} ۱ & . & . & . & . & . & . \\ . & ۱ & . & & & & . \\ . & . & ۱ & & & & . \\ . & & & . & & & . \\ . & & & & . & & . \\ . & & & & & . & . \\ . & & & & & ۱ & . \\ . & . & . & . & . & . & ۱ \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \alpha_{۱} \\ \alpha_{۲} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ \alpha_{۹} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} p_{۱t-۱۲} \\ p_{۲t-۱۲} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ p_{۹t-۱۲} \end{bmatrix} * \beta_{۱} + \begin{bmatrix} p_{۱t-۱} \\ p_{۲t-۱} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ p_{۹t-۱} \end{bmatrix} * \beta_{۲} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{۱} \\ \varepsilon_{۲} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ \varepsilon_{۹} \end{bmatrix}$$

نتایج این برازش در جدول زیر ضمیمه شده است.

(جدول شماره ۵ نتایج برازش معادله ۱) Dependent Variable: PR?

Method: Pooled Least Squares
Date: 04/22/03 Time: 14:50
Sample(adjusted): 1981:01 2000:12
Included observations: 240 after adjusting endpoints
Total panel (unbalanced) observations 2076

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PR?(-1)	0.957389	0.007883	121.4522	0.0000
PR?(-12)	-0.033859	0.007720	-4.385950	0.0000
Fixed Effects				
TRIGO--C	10.14712			
ASW--C	12.12147			
CRWS3PAC--C	14.88008			
CRWLAW--C	13.63120			
EECPZO--C	13.63120			
WWPACI--C	10.87310			
HWOGULF--C	11.18858			
DNS14GULF--C	12.35286			
DNS14PAC--C	12.60520			
R-squared	0.924290	Mean dependent var		163.1286
Adjusted R-squared	0.923924	S.D. dependent var		33.98655
S.E. of regression	9.374141	Sum squared resid		181460.9
F-statistic	25210.29	Durbin-Watson stat		1.978719
Prob(F-statistic)	0.000000			

همانگونه که ملاحظه می‌شود قدرت توضیحی مدل در سطح ۹۲ درصد (R^2=) قرار دارد که شاخص بسیار خوبی از مدل است. آماره F بسیار بالا و ضرایب مدل نیز با کسب آماره‌های قوی t (t استیودنت) در سطح ۹۹ درصد کاملاً معنی‌دار هستند. مدل بدون وجود یک وقفه (p_{t-1}) نیز آزمون گردیده ولی به دلیل قدرت توضیح دهندگی پایین‌تر (۳۸% R^2=) وآمارهای ضعیفتر دیگر بر مدل (۱) ترجیح داده نمی‌شود. این مدل نیز در جدول شماره ٦ ضمیمه شده است. و به شکل ذیل است.

$$p_{it} = i\alpha + p_{it-12}\beta_1 + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

(جدول شماره ٦ نتایج برازش معادله۲) Dependent Variable: PR?

Method: Pooled Least Squares
Date: 04/22/03 Time: 14:52
Sample(adjusted): 1981:01 2000:12
Included observations: 240 after adjusting endpoints
Total panel (unbalanced) observations 2076

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PR?(-12)	0.340429	0.020193	16.85861	0.0000
Fixed Effects				
TRIGO--C	87.24927			
ASW--C	104.3488			
CRWS3PAC--C	128.2016			
CRWLAW--C	117.2656			
EECPZO--C	117.2656			
WWPACI--C	93.92215			
HWOGULF--C	96.09095			
DNS14GULF--C	106.2757			
DNS14PAC--C	109.1113			
R-squared	0.383484	Mean dependent var		163.1286
Adjusted R-squared	0.380799	S.D. dependent var		33.98655
S.E. of regression	26.74379	Sum squared resid		1477666.
Durbin-Watson stat	0.142317			

همین طور مدل با فرض تصادفی بودن[1] توزیع مقاطع α در خلال واحدهای مقطعی یعنی گونه‌های نه گانه گندم به شکل ذیل آزمون گردید.

$$p_{it} = \alpha + \beta' p_{it-12} + u_i + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

در اینجا به جای یک α برای هر مقطع (برای مورد Fixed effect) یا یک مقطع برای کل رگرسیون، $\alpha_i + u_i$ داریم که عنصر تصادفی u_i به صورت اختلال خاص هر گروه اضافه شده و در گونه‌های مختلف مورد بررسی به شکل تصادفی به دست می‌آید و توزیع آن فرق می‌کند. نتایج این مدل نیز در جدول شماره ۷ درج شده‌اند. ملاحظه می‌شود

1. Random Effect

که قدرت توضیح دهندگی مدل که با روش GLS[1] اجرا شده در سطح ۱۷ درصد بسیار پایین است. همین طور مجموع مربعات انحرافات از رگرسیون این تابع در دوشیوه تخمین GLS و OLS[2] (Unweighted) یک عدد۷ رقمی است که در مقایسه با عدد ٦ رقمی معادله (۱) (جدول ٥) بسیار بالا و از نظر مطلق مقدار نیز از شاخص مشابه خود در معادله(۲) در جدول شماره ٦ بیش از ۳۰ درصد بالاتر است.

Dependent Variable: PR?(جدول شماره ۷ نتایج برازش معادله ۳)

Method: GLS (Variance Components)
Date: 04/22/03 Time: 14:54
Sample: 1981:01 2000:12
Included observations: 240
Total panel (unbalanced) observations 2076

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	35.84457	2.339554	15.32111	0.0000
PR?(-12)	0.765337	0.013933	54.92791	0.0000
Random Effects				
TRIGO--C	25.20858			
ASW--C	-0.801592			
CRWS3PAC--C	-27.52747			
CRWLAW--C	-11.60383			
EECPZO--C	-11.60383			
WWPACI--C	14.66107			
HWOGULF--C	13.69222			
DNS14GULF--C	-0.609164			
DNS14PAC--C	-2.700574			
GLS Transformed Regression				
R-squared	0.175783	Mean dependent var		163.1286
Adjusted R-squared	0.175386	S.D. dependent var		33.98655
S.E. of regression	30.86260	Sum squared resid		1975485.
Durbin-Watson stat	0.151573			
Unweighted Statistics including Random Effects				
R-squared	-0.083122	Mean dependent var		163.1286
Adjusted R-squared	-0.083645	S.D. dependent var		33.98655
S.E. of regression	35.37940	Sum squared resid		2596031.
Durbin-Watson stat	0.115342			

تفسیر ضرایب معادله (۱): β_1 : ۱۰ دلار افزایش در قیمت ۱۲ ماه قبل، باعث کاهش ۳٤ سنت در قیمت ماه جاری می‌گردد (و برعکس). به عبارت دیگر یک ارتباط حقیقی و

1. General Least Square
2. Ordinary Least Square

دوره‌ای بین قیمت ماه جاری و ۱۲ ماه قبل وجود دارد که گویی قیمت ۱۲ ماه قبل سبب تغییر قیمت ماه جاری شده است.

β_2 : ۱۰ دلار افزایش در قیمت یک ماه قبل باعث افزایش ۹/۷ دلار در قیمت ماه بعد می‌گردد[2](و برعکس)

تفسیر ضرایب معادله (۲) : β_1 : ۱۰ دلار افزایش در قیمت ۱۲ ماه قبل باعث افزایش ۳/٤ دلار در ماه جاری می‌شود. (و برعکس). نکته جالب توجه در تضاد نتایج β_1 در معادله، منفی شدن ضریب در معادله (۱) و مثبت بودن آن در معادله (۲) است. وارد کردن متغیر قیمت با یک وقفه، قدرت توضیح‌دهندگی متغیر با وقفه ۱۲ را کاهش داده و حتی منفی نموده است. با توجه به دو مشخصه R^2 و F بالا احتمال وجود همخطی می‌رود. البته آماره‌های t به طور جداگانه هر دو معنی‌دار هستند. لذا قوه وجود همخطی کاهش می‌یابد. برای اطمینان رگرسیون قیمت با یک وقفه بر متغیر قیمت با ۱۲ وقفه انجام شده و نتایج نشان می‌دهد که معادله (۱) رابطه همخطی بین p_{t-1} و p_{t-12} نیز وجود دارد. اما به واقع دارای توجیه عینی و اقتصادی است. زیرا محصول گندم در چند روز بخصوص یا حتی یک ماه دفعتاً وارد بازار نمی‌شود. وجود تسلسل و تداوم ۲ تا ٥ ماهه در متغیر مقدار در رفتار توالی و تسلسل قیمتها نیز تأثیر می‌گذارد. لذا قیمت می‌تواند هم از ۱۲ ماه قبل، از یک ماه از ۲ ماه و از ۱۱ ماه و غیره نیز تبعیت نماید. برای تبیین بهتر این موضوع معادله شماره ٤[1] (با فرض مقاطع به صورت FE) نیز آزمون و برازش گردیده است.

$$p_{it} = i\alpha + \sum_{t=1}^{12} \beta_i p_{t-i} + \varepsilon_{it} \qquad (٤)$$

نتایج این برازش در جدول شماره ۸ آمده است. حتی با فرض وجود همخطی در سطح ۹٥ درصد، شش تا از ضرایب دارای آماره t بالاتر از ۱/۹٦ هستند و معنی‌دار تلقی می‌شوند. که عبارتند از قیمت با یک وقفه ،۲ و ۳ و ۷ و ۸ و ۹ و (تقریبا) ۱۲. وقفه ٤ و ٥ و ٦ و ۱۰ و ۱۱ رد شده‌اند. اتفاقاً تبعیت قیمت از یک، دو، سه و دوازده ماه قبل خود، در واقع به منزله تبعیت فصلی قرینه خود و تبعیت از ۷ و ۸ و ۹ دال از تأثیرپذیری قیمتهای نیمکره شمالی (جنوبی) از فصل برداشت نیمکره جنوبی (نیمکره شمالی) و بالعکس است که با تأخیر ۳ تا ٤ ماه برداشت رخ می‌دهد. این نتیجه‌گیری عیناً توجیه و تأییدی بر نتایج مندرج در نمودار شاخص متوسط قیمتها در ۱۲ ماه (نمودار شماره ٥) است. با توجه به اینکه قدر مطلق تأثیر مهم است، لذا مثبت یا منفی بودن ضرایب را باید با پدیده‌های دیگری که در ۲۰ و ۲۱ سال گذشته اتفاق افتاده تفسیر کرد که به دلیل عدم دسترسی به داده‌های ماهانه از عهده این گزارش خارج است.

---

1. Fixed Effect

(جدول شماره ۸ نتایج برازش معادله ٤) Dependent Variable: PR?

Method: Pooled Least Squares
Date: 04/22/03 Time: 14:44
Sample(adjusted): 1981:01 2000:12
Included observations: 240 after adjusting endpoints
Total panel (unbalanced) observations 2076

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PR?(-1)	0.970410	0.022047	44.01541	0.0000
PR?(-2)	0.062397	0.030729	2.030569	0.0424
PR?(-3)	-0.077996	0.030738	-2.537475	0.0112
PR?(-4)	-0.012228	0.030703	-0.398281	0.6905
PR?(-5)	-0.003092	0.030628	-0.100963	0.9196
PR?(-6)	-0.034036	0.030588	-1.112715	0.2660
PR?(-7)	0.061174	0.030571	2.001019	0.0455
PR?(-8)	-0.063484	0.030533	-2.079200	0.0377
PR?(-9)	0.073338	0.030556	2.400104	0.0165
PR?(-10)	0.009895	0.030563	0.323743	0.7462
PR?(-11)	-0.021838	0.030528	-0.715318	0.4745
PR?(-12)	-0.041241	0.021837	-1.888592	0.0591
Fixed Effects				
TRIGO--C	10.18083			
ASW--C	12.15735			
CRWS3PAC--C	14.92422			
CRWLAW--C	13.66611			
EECPZO--C	13.66611			
WWPACI--C	10.90707			
HWOGULF--C	11.21907			
DNS14GULF--C	12.38319			
DNS14PAC--C	12.64813			
R-squared	0.925419	Mean dependent var		163.1286
Adjusted R-squared	0.924693	S.D. dependent var		33.98655
S.E. of regression	9.326616	Sum squared resid		178755.8
F-statistic	2318.088	Durbin-Watson stat		2.007592
Prob(F-statistic)	0.000000			

۳-۶ بررسی مانایی و نامانایی داده‌ها:

برای بررسی مانایی داده‌ها، نمودار تابع خودهمبستگی[1] داده‌های سری زمانی قیمت گندم آرژانتین (T rigo) استفاده و ضمیمه شده است[2] (نمودار شماره ۷). مقدمتاً باید یادآور شد که شرایط یک پروسهٔ مانا (y_t) به شرح ذیل است:

۱. امید ریاضی y_t باید مستقل از زمان باشد. $E(y_t)$

۲. واریانس y_t ثابت و مستقل از زمان باشد . $Var(y_t)$

۳. کوواریانس y_t تابعی از مقطع زمانی $t-s$ باشد . $Cov(y_t, y_s)$

به طور کلی اگر روندی مانا باشد وارد شدن یک شوک در کوتاه مدت باعث می‌شود که پروسه از روند اصلی خارج شود ولی در بلند مدت به روند اصلی خود بر می‌گردد. این مانایی به مانایی قوی معروف است. مانایی ضعیف وضعیتی است که سه شرط فوق را داشته باشد و در اثر ایجاد شوک روند بسرعت سر جای خودش برگردد. اما طبق تعریف، مانا نبودن یک متغیر و وقفه‌های آن به معنی همبستگی بین y_t و y_{t-1} است.[3] با توجه به اینکه در اینجا متغیرهای مستقل ما از نوع وقفه هستند، لذا مانا نبودن برای ما مطلوب است. از نظر تئوری نیز این موضوع تأئید شده است. شرط کافی مانایی نیز وجود همگرایی[4] است. یعنی قدر مطلق ضریب متغیر مستقل باید کوچکتر از یک باشد: $|\beta_i| < 1$. برای بررسی مانایی داده‌ها تابع خودهمبستگی[5] تعریف می‌شود :

$$\rho_k = \frac{Cov(y_t, y_{t-k})}{Var(y_t)}$$

---

1. Correlogram
2. زیرا بررسی مانایی برای داده های مقطعی-زمانی(panel Data) بی معنی است.
3. Enders, 1995, 85
4. Covergence
5. Auto correlation Function

نمودار تابع خود همبستگی نشان می‌دهد که پروسهٔ ما یک پروسهٔ AR از مرتبه بالا و همگرا می‌باشد. برای تبیین مانایی پروسهٔ از آماره Q [1] استفاده می‌شود. زیرا این آماره برای نمونه‌های بزرگ قدرت توضیح دهندگی خوبی دارد. فرض H0 این چنین تعریف می‌شود:

H0: *خودهمبستگی معنی‌دار وجود ندارد (پروسه ماناست)*

$$r_s = \frac{\sum_{s=1}^{T}(y_t-\bar{y})(y_{t-s}-\bar{y})}{\sum_{t=1}^{T}(y_t-\bar{y})^2} \quad \text{و} \quad Q = T\sum_{k=1}^{s} r_k^2$$

Q یک آماره با توزیع کای اسکور است χ^2 با مراجعه به جدول آماری $\chi^2_{\tilde{Q}}$ مقدار کای اسکور در سطح ۹۵ درصد معنی دار و با درجه آزادی ۱۲ برابر با ۲۱/۰۲۶۱ است و با مقایسه آماره Q در نمودار تابع خودهمبستگی ملاحظه می‌شود که مقدار محاسبه شده از مقدار جدول بسیار بزرگتر است .و در ناحیه رد شده قرار گرفته و بنابر این فرضیه H0 رد می‌شود. به این مفهوم که پروسه مانا نیست و خودهمبستگی بسیار زیادی وجود دارد[2]. این نتیجه مورد انتظار است؛ زیرا مبانی و پایه نظری فصلی بودن بر این رفتار قرار دارد. زیرا غالبا داده‌های فصلی مانا نیستند. با گرفتن تفاضل مرتبه اول از متغیر قیمت p_t $(\Delta p_t=p_t-p_{t-1})$ نیز عدم خودهمبستگی تا مقطع زمانی پانزدهم مشاهده و در مقاطع بالاتر (۱۳ ماه به ۱۲ ماه) آماره Q از مقدار بحرانی جدول (یعنی ۲۱/۰۲۶۱) پیشی می‌گیرد. در اینجا برای نتیجه‌گیری بهتر به کارهای بعضی از محققین در این زمینه اشاره می‌شود.

1. Box -price-(1970)- (Q statistic)

2. این آزمون برای داده های قیمت گندم استرالیا نیز انجام شد و نتایج مشابهی مشاهده گردید.

(نمودار شماره ۷) Date: 04/22/03 Time: 14:57

Sample: 1980:01 2000:12
Included observations: 252

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|*******	.|*******	1	0.930	0.930	220.74	0.000
.|*******	.|*	2	0.887	0.156	421.99	0.000
.|******	*|.	3	0.832	-0.071	599.95	0.000
.|******	.|.	4	0.783	-0.012	758.06	0.000
.|******	.|.	5	0.731	-0.030	896.64	0.000
.|*****	.|.	6	0.686	0.013	1019.2	0.000
.|*****	.|.	7	0.646	0.026	1128.1	0.000
.|*****	*|.	8	0.596	-0.088	1221.3	0.000
.|****	.|.	9	0.548	-0.039	1300.5	0.000
.|****	.|.	10	0.507	0.023	1368.4	0.000
.|****	.|.	11	0.473	0.050	1427.8	0.000
.|***	.|*	12	0.449	0.073	1481.5	0.000
.|***	.|.	13	0.419	-0.044	1528.5	0.000
.|***	.|.	14	0.390	-0.044	1569.4	0.000
.|***	.|.	15	0.361	-0.007	1604.6	0.000
.|***	.|.	16	0.331	-0.019	1634.4	0.000
.|**	.|*	17	0.321	0.138	1662.5	0.000
.|**	*|.	18	0.300	-0.059	1687.1	0.000
.|**	*|.	19	0.276	-0.095	1707.9	0.000
.|**	*|.	20	0.239	-0.117	1723.6	0.000
.|*	*|.	21	0.191	-0.129	1733.8	0.000
.|*	.|.	22	0.152	0.040	1740.2	0.000
.|*	.|*	23	0.121	0.071	1744.3	0.000
.|*	.|.	24	0.098	0.029	1747.0	0.000
.|*	.|.	25	0.075	-0.021	1748.6	0.000
.|.	.|.	26	0.060	0.031	1749.6	0.000
.|.	*|.	27	0.029	-0.102	1749.8	0.000
.|.	.|.	28	0.006	0.032	1749.8	0.000
.|.	.|.	29	-0.009	0.053	1749.9	0.000
.|.	.|.	30	-0.016	0.028	1749.9	0.000
.|.	.|.	31	-0.022	-0.019	1750.1	0.000
.|.	.|.	32	-0.026	-0.021	1750.3	0.000
.|.	.|.	33	-0.036	-0.015	1750.6	0.000
.|.	.|.	34	-0.043	0.022	1751.2	0.000
.|.	.|.	35	-0.048	0.017	1751.9	0.000
.|.	.|.	36	-0.051	-0.019	1752.6	0.000

زانیاس (۱۹۹۹) وجود نامانایی داده‌های فصلی محصولات کشاورزی را ذاتی و ناشی از توالی فصلها و اعتبار فصلی بودن متغیرهایی نظیر قیمت می‌داند. وی در بررسی چند جفت سری قیمت براساس متغیرهای سطح [1] و تفاضل مرتبه اول[1] آنها برای محصولاتی

1. Level

چون گندم، برنج، جو، کره و ... در کشورهای بلژیک، ایتالیا، دانمارک، آلمان و انگلیس اذعان می‌کند که در نظر نگرفتن پدیده نامانایی داده‌ها مسائل آماری مشکل‌سازی را در برآوردها به وجود می‌آورد. هایلبرک و همکاران[2] (۱۹۹۳) و آرناد (۱۹۹۸) بر این پدیده نامانایی صحه گذاشته و در تحلیل شرایط بازار به لزوم استفاده از تفاضلهای مرتبه اول برای رفع نامانایی تأکید نموده‌اند.[3]

چمبرز و همکاران (۱۹۹۹) با بررسی داده‌های ماهانه انگلستان در چند دهه وجود خودهمبستگی سری‌های قیمت را تا حدود ۳۰ ماه مشاهده می‌نمایند. وجود وقفه‌های ضعیفی تا ٦۰ ماه را نیز مشاهده کرده و نتیجه‌گیری می‌کنند که پدیده نامانایی جزء ذاتی پدیده فصلی بودن به‌شمار می‌رود.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

این بررسی نشان می‌دهد که وجود پدیده فصلی بودن بخش بزرگی از ادبیات اقتصاد کشاورزی را به خود مشغول کرده است. علی‌رغم وجود روشهای مقابله رایج در بازار، همچنان پدیده فصلی بودن برداشت به قیمتهای محصول تسری دارد. بررسی داده‌های ماهانه ۲۱ سال گذشته ۹ گونه گندم صادراتی ٥ کشور عمده دال بر وجود و حاکمیت رفتار پدیده فصلی در قیمتهای این محصول است. اماً روشهای مقابله در بازار همچون ذخیرسازی، معاملات سلف، تجارت نقد و نسیه، قراردادهای بلندمدت باعث کاهش اثر پدیده بر انحنای منحنی توزیع قیمتها به زیر سطح معنی‌داری شده است. با این حال این پدیده برای تنظیم برنامه تجارت بویژه برای کشورهای واردکننده عمده گندم مانند ایران مجال خوبی است. با زمان‌بندی دقیق برنامه سفارش و خرید در زمان کاهش قیمتها منافع خوبی عاید کشور خواهد شد. با توجه به اهمیت گندم در سبد مصرفی خانوار، حضور به هنگام دربازار جهانی برای کشورهای واردکننده (بویژه)و خرید هوشمند در کاهش هزینه ارزی آنان بسیار مؤثر است. پیشنهاد می‌شود پدیده فصلی بودن در قالب یک مدل روند قطعی با متغیرهای حالت و متغیرهای توضیحی چون تولید ماهانه، حجم تجارت و جابه‌جایی ماهانه بررسی شود. این گزارش به دلیل عدم دسترسی به متغیرهای توضیحی از مدل فوق استفاده نکرده است.

---

1. First Deference
2. Hyllberg & etal, (1995)
3. Arnade, 1998, 53-54

فهرست منابع

الف) فارسی

۱. شیخی ، عبدالمجید؛" بررسی ابعاد اقتصادی ذخیرسازی گندم کشور " رساله فوق لیسانس ، دانشکده علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی، شماره ۱۶، ۱۳۷۰.

۲. برانسون ویلیام اچ (۱۳۷۲) ؛ "اقتصاد کلان" ترجمه دکتر عباس شاکری ، انتشارات نشرنی ، تهران.

۳. مورگان ، دن "غول‌های غلات" مترجم امیرحسین جهانبگلو ، انتشارات نشرنو، ۱۳۶۳.

ب) انگلیسی

4. Arnade , carlos & daniel Pick (1998) ," Seasonality and unit roots : the demand for fruit " , Agricultural Economics . Vol 18 , PP53-62 .

5. Becker , Tilman (1991) " The optimal seasonal pattern of Ec exports - the case of wheat " , European J. of Agri. Econ. Vol 18 ,PP 103-115.

6. Bivings , E.Leigh ,(1997), "The seasonal and spatial Dimebsion of sorghum market Liberalization in Mexico " , Amer. J. of Agri. Econ. , Vol 79 ,PP.383-394.

7. Canova , Fablo , (1992) , "An Alteranative Approach to Modeling and Forecasting Seasonal Time series ",J. of Business& economic statistics,vol.10,No.1,pp.97-108.

8. Carter , Colin A . & William W.wilson (1996) , "Emerging difference In state grain trading : Australia and canada " Agri . Econ. Vol .16 , PP 87-98

9. Chambers , Marcus J. , and Roy E. Bailey, (1999) , "A statistical Analysis of wheat price Fluctuations in England : 1685-1850" , j. of Agri . Econo . ,Vol .50 ,No. 3 , PP. 564-588

10. Chambers,Marcus J. &Roy E. Bailey,(1996),"A Theory of commodity price Fluctution"J. of political Econ. ,vol.104,No.5,pp.924-957.

11. Chaudhari shubham & Christina paxson, (2002) , "smoothing consumption under income seasonality buffer stocks Vs. Credit markets "columbia university , Department of Economics.

12. Dhuyvetter , kevin C. , Gerald L. Hamman & Joseph P. harner, (2000) , "The Economics of on- Farm storage" , Kansas state university .

13. Dorfman,Jeffrey h. &Arthur Havenner,(1991),"State- Space Modeling of cyclical supply, seasonal Demand and Agricultural Inventuries", Amer. J. of Agri. Econ., August,pp.829-40.

14. Enders , Walter ,(1995) , "Applied Econometric time series " John wiley & sens INC,.

15. Pincney , Thomas C. (1991) , "Effect of pricing policy on seasonal storage of wheat in pakistan " , Agricultural Economics , Vol. 5 , PP. 135-151.

16. Ray, Drayll, E. ,James W.Richardson , Daniel G Dc lo Torre , Ugarte & Kelly H. Tiller ,(1998) , "Estimating price variability in Agricultural: Implications for Decision markers " , J. of Agri & Applied Econ. Vol .30 , No. 1 , PP. 21-33.

17. Singh , Ramesh & B. D. Shukla , (1999) , "Economic Returns in storage of Gram at farm level " , Dep. Of Agri. Econ., Institute of Agri. Sience Banaras Hindu University, Annals of Biology , vol .15 ,No .1 ,PP. 97-101.

18. Sorensen , Carsten , (1999) , "seasonality in Agricultural commodity futures ", copenhagen business school ,Dep. Of Finance,Working papers, Denmark.

19. Washington, Andrew, Robert W. Lawson Jr. & Richard L. Kilmer ,(2000), "An Evaluation of the Effectiveness of the Florida cooperative's seasonal pricing plan on seasonal production variability " J. of Agri . & Applied Econo . ,Vol. 32 , pp.113-121.

20. World bank ,(1989) , " Sector report Brasil agricultural storage and marketing review" , rep . No . 6928 March.

21. Zanias,George P.,(1999),"Seasonality and spatial integration in Agricultural (product) markets",Agricultural Economics , Vol.20 , PP. 253-262.