

آزمون قیمت واحد در بازار دانه های روغنی ایران نسبت به قیمت جهانی (مطالعه موردی: ذرت، سویا، پنبه)

امیرحسین چیدری^{۱*} و مهدی نعمتی^۲

۱، ۲، استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت: ۹۰/۵/۲۹ - تاریخ تصویب: ۹۱/۸/۳)

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی قانون قیمت واحد در بازار دانه های روغنی ایران نسبت به قیمت جهانی با استفاده از داده های سالیانه قیمت سه محصول مهم کشور (پنبه، ذرت و سویا) از نظر کاربردهای صنعتی و تغذیه ای در دوره ۸۷-۱۳۷۱ اختصاص یافته است. این تحقیق از آن جهت حایز اهمیت است که تاثیر پذیری احتمالی قیمت های داخلی از قیمت های جهانی را شناسایی و به درک دقیق تر الگوی نوسان قیمت های داخلی کمک خواهد نمود. تکنیک مورد استفاده نیز شامل روش های نوین اقتصادسنجی سری های زمانی (همگرایی و الگوهای تصحیح خطا) می باشد. مهمترین نتایج حاصل موید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت های داخلی و جهانی پنبه، ذرت و سویا می باشد. به عبارت دیگر قانون قیمت واحد در مورد محصول پنبه، ذرت و سویا در سالهای مورد بررسی به صورت معنی داری پذیرفته می شود. نتایج حاصل از برآورد الگوی بلند مدت در بازارهای پنبه، ذرت و سویا نشان می دهد که به ترتیب در هر دوره زمانی ۹۸، ۹۶ و ۹۹ درصد از عدم تعادل های کوتاه مدت تصحیح خواهد شد. با توجه به تایید وجود ارتباط بلند مدت میان قیمت جهانی و داخلی سه محصول پنبه، ذرت و سویا از یک سو و جایگاه این محصولات در کاربردهای صنعتی و تغذیه ای، پیشنهاد می شود به منظور اجتناب از بروز نوسان زیاد در قیمت های داخلی، شرایط بازار جهانی بطور مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم بویژه در زمینه سیاست های تجاری، به عنوان مثال تعرفه های وارداتی پایدار، از حساسیت زیاد قیمت داخلی به نوسان قیمت جهانی کاسته شود.

طبقه JEL: F11, F15, Q13

واژه های کلیدی: دانه های روغنی، قیمت واحد، همگرایی، الگوی تصحیح خطا، قیمت

جهانی

مقدمه

نظر و اختصاص منابع تولید بین آنها تصمیم می گیرند. از سوی دیگر، مصرف کنندگان با توجه به قیمت های موجود و قیمت ها در آینده، تصمیمات مصرفی خود را جهت می دهند (Monro, 2003). (bakshode, 2003) در رابطه با نقش قیمت ها بیان می دارد که هدف اصلی یک

قیمت ها از نظر اقتصادی نقش راهنما برای اتخاذ تصمیمات تولیدی و مصرفی را ایفا می نماید. از یک سو تولید کنندگان با ملاحظه قیمت های فعلی نهاده ها و قیمت آینده محصولات نسبت به تولید محصولات مورد

المللی دانه‌های روغنی مانند پیوستن به سازمان تجارت جهانی^۱، حذف موانع گمرکی و محدودیت‌های تجاری، توجه به اصول موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت^۲ و غیره اهمیت بررسی قانون قیمت واحد و همگرایی قیمت جهانی و داخلی را روشن می‌سازد. در واقع این تحقیق از آن جهت حایز اهمیت است که تاثیرپذیری احتمالی قیمت داخل از قیمت جهانی را شناسایی و به درک دقیق‌تر الگوی نوسان قیمت داخلی کمک خواهد نمود. برای پیوستگی بین دو بازار تعاریف متعددی وجود دارد که در ادامه مهمترین آنها آورده شده است.

دو بازار در مکان‌های مختلف در صورتی پیوسته هستند که قیمت کالای مبادله شده در بازار واردکننده برابر با قیمت کالا در بازار صادرکننده به علاوه هزینه‌های حمل و نقل و سایر هزینه‌های انتقال باشد. به تعبیر (Ravallion (1986)، (Asche & et al., (1999) برای گروهی از محصولات پیوسته است که در آنها قیمت کالا در طول زمان متناسب با یکدیگر حرکت کنند؛ به این معنی که قانون تک قیمتی (LOP)^۳ حفظ شود. در یک بازار پیوسته، قیمت یک کالا تمایل به یکنواختی دارد و اختلاف قیمت بر اثر هزینه حمل و نقل ایجاد می‌شود. این تعریف مربوط به تکامل تدریجی قیمت‌ها در درازمدت می‌شود؛ هرچند قیمت‌ها می‌توانند در کوتاه مدت از یکدیگر منحرف شوند. وجود فاصله میان بازارهای مختلف فروش محصولات با مراکز تولیدی منجر به اختلاف قیمت میان این بازارها می‌شود. منظور از بازارهای فاصله‌ای بازارهایی است که در آن تولیدکنندگان و مصرف کنندگان در مکان‌های مختلف توزیع شده‌اند و این توزیع مکانی، موجب اختلاف و تبعیض قیمت محصولات در نقاط مختلف می‌شود (Arshad, 1990).

در این مطالعه قانون قیمت واحد برای محصولات ذرت، سویا و پنبه مورد بررسی قرار می‌گیرد. همان‌طور که در جدول (۱) نشان داده شده است میزان واردات ذرت، سویا و پنبه به ترتیب از ۱۱۵۶، ۴۰۴ و ۶ هزار تن در سال ۱۳۷۱ به ۲۹۷۱، ۱۸۳۰ و ۳۲ هزار تن در سال

جامعه اقتصادی عبارت از تخصیص منابع بین اعضای آن جامعه برای ماکزیمم کردن رفاه آنها است. برای دستیابی به این هدف، لازم است هر منبع به گونه ای تخصیص یابد که بالاترین عایدی را برای جامعه فراهم کند. این امر در یک اقتصاد بازار آزاد از طریق قیمت‌ها صورت می‌گیرد. به بیان دیگر قیمت‌ها تعیین می‌کنند که چه محصولاتی، چقدر و چگونه تولید شوند. حتی قیمت‌ها تعیین کننده آن است که محصولات برای چه کسانی باید تولید شوند. بنابراین، قیمت‌ها در محدوده وسیعی از قلمرو اقتصاد نقش اساسی دارند. در واقع اهمیت بررسی ارتباط بین قیمت‌های داخلی و جهانی نیز از همین امر منتج می‌گردد، بدین صورت که اگر بین قیمت‌های داخلی و جهانی ارتباط وجود داشته باشد و جهت حرکت قیمت‌های داخلی و جهانی یکسان باشد، بیان کننده این است که اقتصاد این محصول به صورت بازاری با ساختار رقابتی و محدودیت کمتر است در نتیجه تولید کنندگان در این جامعه برای رقابت با بازارهای جهانی باید توانایی لازم را داشته باشند. از طرفی مصرف‌کنندگان این محصول نیز دارای بالاترین رفاه می‌باشند. از طرفی اگر این ارتباط برقرار نباشد بدین معنی است که محدودیت برای واردات این محصول برقرار است. به عنوان یک نتیجه کلی می‌توان گفت که اگر این ارتباط برقرار نباشد دولت‌ها با بکارگیری پاره‌ای از سیاست‌ها، منجر به ایجاد شکاف و عدم برقراری ارتباط میان تغییرات قیمت‌های داخلی و جهانی محصولات شده‌اند. به بیان دیگر انتظار می‌رود در شرایط عدم دخالت (حمایت) دولت‌ها، میان نوسانات داخلی و جهانی قیمت محصولات نوعی ارتباط و همگرایی وجود داشته باشد. طبیعتاً بسته به نوع و درجه اهمیت محصولات، ارتباط فوق از درجه قوت متفاوتی برخوردار خواهد بود. بنابراین با بررسی اینکه آیا اساساً شکافی میان روند تغییرات قیمت داخلی و جهانی دانه‌های روغنی وجود دارد و یا اینکه قیمت داخلی دقیقاً از نوسانات قیمت جهانی تبعیت می‌نماید، می‌توان به طریقی عملکرد سیاست‌های حمایتی دولت را مورد ارزیابی و تحلیل قرار داد. تاثیر جریان‌های سیاسی - اقتصادی بر تجارت بین

1. World Trade Organization (WTO)

2. General Agreement On Tariffs And Trade (GATT)

3. Law of one price

سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ وارداتی صورت نگرفته است و در سال ۱۳۸۴ میزان واردات این محصول به بالاترین میزان خود در طی سالهای مورد بررسی رسیده است. میزان واردات این محصولات در جدول (۱) نشان داده شده است. همچنین با توجه به آمار وزارت جهادکشاورزی، سهم واردات از سهم بازار کشور در سال ۱۳۸۷ برای محصولات ذرت، سویا و پنبه به ترتیب ۳۵ درصد، ۱۰ درصد و ۸۸ درصد بوده است.

۱۳۸۷ افزایش داشته است. میانگین نرخ رشد واردات در طول دوره مورد بررسی برای محصولات ذرت، سویا و پنبه به ترتیب برابر با ۲-، ۵ و ۱۲ درصد می‌باشد. از بین این محصولات بیشترین میزان واردات مربوط به ذرت می‌باشد، میزان واردات این محصول در سال ۱۳۸۶ به بالاترین میزان خود در طی سالهای مورد بررسی رسیده است. میزان واردات محصول سویا همواره دارای سیر صعودی می‌باشد، اما در مورد محصول پنبه در

جدول ۱- میزان و نرخ رشد واردات ذرت، سویا و پنبه در طی سالهای ۱۳۷۱-۸۷ واحد: تن- درصد

| سال | ذرت | نرخ رشد واردات ذرت | سویا | نرخ رشد واردات سویا | پنبه | نرخ رشد واردات پنبه |
|-----------------|---------|--------------------|---------|---------------------|--------|---------------------|
| ۱۳۷۱ | ۱۱۵۶۹۸۰ | - | ۴۰۴۲۲۵ | - | ۶۵۰۰ | - |
| ۱۳۷۲ | ۷۶۷۵۵۲ | -۵۱٪ | ۴۷۹۱۴۶ | ۱۶٪ | ۶۰۰ | -۹۸۳٪ |
| ۱۳۷۳ | ۷۶۸۳۱۸ | ۰٪ | ۴۳۴۷۰۹ | -۱۰٪ | ۱۰۰۴۸ | ۹۴٪ |
| ۱۳۷۴ | ۱۱۵۰۰۰۰ | ۳۳٪ | ۶۰۱۵۰۰ | ۲۸٪ | ۰ | - |
| ۱۳۷۵ | ۸۸۹۰۰۰ | -۲۹٪ | ۷۲۰۹۰۰ | ۱۷٪ | ۰ | - |
| ۱۳۷۶ | ۱۵۱۰۰۳۰ | ۴۱٪ | ۴۱۶۴۱۵ | -۷۳٪ | ۱۷۲۰ | ۱۰۰٪ |
| ۱۳۷۷ | ۸۰۶۰۱۲ | -۸۷٪ | ۶۹۴۰۱۰ | ۴۰٪ | ۵۴۷۹ | ۶۹٪ |
| ۱۳۷۸ | ۱۰۰۷۲۲۰ | ۲۰٪ | ۸۲۹۱۶۰ | ۱۶٪ | ۴۸۹۹ | -۱۲٪ |
| ۱۳۷۹ | ۱۱۸۰۶۹۰ | ۱۵٪ | ۱۰۴۷۹۶۶ | ۲۱٪ | ۱۱۹۹۵ | ۵۹٪ |
| ۱۳۸۰ | ۱۶۹۵۳۴۰ | ۳۰٪ | ۱۲۵۳۵۲۰ | ۱۶٪ | ۲۰۲۸۴ | ۴۱٪ |
| ۱۳۸۱ | ۱۳۲۵۶۵۰ | -۲۸٪ | ۱۲۲۷۶۴۲ | -۲٪ | ۵۰۶۴۲ | ۶۰٪ |
| ۱۳۸۲ | ۳۰۸۹۷۳۰ | ۵۷٪ | ۱۵۹۹۵۵۳ | ۲۳٪ | ۸۳۵۶۳ | ۳۹٪ |
| ۱۳۸۳ | ۱۷۶۳۹۹۰ | -۷۵٪ | ۱۸۲۸۸۶۸ | ۱۳٪ | ۱۰۵۶۲۳ | ۲۱٪ |
| ۱۳۸۴ | ۲۲۴۱۱۵۰ | ۲۱٪ | ۱۰۴۹۸۷۹ | -۷۴٪ | ۱۶۱۹۸۶ | ۳۵٪ |
| ۱۳۸۵ | ۲۱۱۰۱۷۰ | -۶٪ | ۱۶۸۹۴۷۷ | ۳۸٪ | ۷۵۸۳۳ | -۱۱۴٪ |
| ۱۳۸۶ | ۳۴۰۸۸۱۰ | ۳۸٪ | ۱۸۲۸۳۶۲ | ۸٪ | ۲۹۱۶۶ | -۱۶۰٪ |
| ۱۳۸۷ | ۲۹۷۱۰۳۰ | -۱۵٪ | ۱۸۳۰۳۵۵ | ۰٪ | ۳۲۹۷۸ | ۱۲٪ |
| میانگین نرخ رشد | - | -۲٪ | - | ۵٪ | - | ۱۲٪ |

ماخذ: سازمان خوار و بار جهانی

نتایج این تحقیق تایید کرده است که پیوستگی بازارها در کوتاه مدت برقرار نیست. Goletti & et al. (1995) پیوستگی بازار را تابعی از زیرساخت‌های بازاری، ناپایداری سیاست‌های دولت و تغییر در میزان تولید در نظر گرفتند. Rapsomanikis et al (2003) علاوه بر موارد فوق، سرمایه انسانی را یک عامل تعیین کننده در پیوستگی بازارها مطرح کردند و تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید را جایگزین سرمایه انسانی در نظر گرفتند.

تاکنون مطالعات متعددی در زمینه یکپارچگی بازار و قانون قیمت‌های واحد انجام شده است که در ادامه به تعدادی از این مطالعات اشاره می‌نماییم:

Delpachitra & Snt Hill (1994) در مطالعه خود با عنوان "قانون قیمت های واحد: یک آزمون برای بازار نهاده‌های کشاورزی نیوزیلند" به بررسی قانون قیمت واحد در کشور نیوزیلند پرداختند. در این مطالعه از داده‌های قیمت پانزده نهاده کشاورزی استفاده شده بود.

داخلی این محصولات نشان نداده است. اثر کوتاه مدت در مورد قیمت داخلی و جهانی محصولات گندم، پسته، برنج، چای و گوشت معنادار نبوده است و در محصولات ذرت، جو و خرما این اثر کوتاه مدت معنادار بوده است (Sahrayyan & Bakhshode, 2007). در مطالعه ای با عنوان "بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و خارجی گندم در ایران" به بررسی پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان با استفاده از روش هم‌جمعی انگل-گرنجر پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان داد اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی درازمدت دارند، اما این بازارها با بازار مرکزی جهان پیوستگی پایین دارند، ولی با بازار سایر کشورهای مورد بررسی به جز اروپا، پیوستگی درازمدت دارند. Weitzel & Bayaner (2007) پیوستگی بازارهای گندم را بین ۲۸ استان ترکیه، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری دومتغیره بررسی کردند. نتایج حاکی از نقش مهم شبکه‌های اجتماعی در تأثیر متقابل بازارها است. هدف از مطالعه حاضر بررسی قانون قیمت واحد در بازار دانه‌های روغنی ایران نسبت به قیمت جهانی با استفاده از داده‌های سالیانه قیمت سه محصول پنبه، ذرت و سویا در دوره ۸۷-۱۳۷۱ می‌باشد. این تحقیق در نهایت تأثیر پذیری احتمالی قیمت‌های داخلی از قیمت‌های جهانی را شناسایی و به درک دقیق‌تر الگوی نوسان قیمت‌های داخلی کمک خواهد نمود.

مواد و روش‌ها

متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق، قیمت محصولات مورد مطالعه است. در این مطالعه از قیمت واردات محصولات که از سازمان خوار و بار جهانی جمع‌آوری شد، به عنوان قیمت جهانی استفاده شده است. قیمت جهانی از تقسیم ارزش واردات هر محصول بر مقدار واردات آن محصول بر حسب واحد ریال بر تن به دست آمده است. قیمت داخلی محصولات به صورت مستقیم از سازمان خوار و بار جهانی بر حسب واحد ریال بر تن جمع‌آوری شده است. در این مطالعه جهت بررسی قانون قیمت واحد در بازار سه دانه روغنی از تحلیل سری‌های زمانی استفاده می‌شود. ابتدا آزمون ایستایی برای شش سری زمانی (قیمت جهانی و داخلی سه محصول منتخب) انجام و در صورت نایستایی بودن و با

Mohanty et al (1998) در مطالعه‌ای با عنوان "همبستگی ضعیف و عدم پذیرش دروغین قانون قیمت‌های واحد در بازارهای بین‌المللی کالاها" نیز به بررسی قانون تک قیمتی در بازار بین‌المللی محصولات گندم، شکر، پشم، چای و در کشورهای کانادا، استرالیا، آمریکا، نیوزیلند و انگلستان پرداختند. در این مقاله از دو روش هم‌جمعی معمولی و هم‌جمعی جزئی استفاده و نتایج با هم مقایسه شده‌اند. در سه حالت روش هم‌جمعی معمولی قانون قیمت‌های واحد را تأیید کرده و روش هم‌جمعی جزئی، ارتباط بلندمدت را در هشت جفت تأیید می‌کند (Kuiper, 1999). در مطالعه خود با عنوان "آزمون قانون قیمت‌های واحد و تعیین بازارهای تعیین کننده قیمت" برای شناسایی بازار مرکزی به بررسی شش بازار منطقه‌ای ذرت با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسون پرداخت. نتایج بدست آمده وجود ارتباط بلندمدت در میان بازارهای منطقه‌ای را تأیید کرده است (AbouNouri & Mojaverian, 2002). در مطالعه ای با عنوان "بررسی قانون قیمت واحد در بازارهای زراعی ایران" به بررسی قانون قیمت واحد با استفاده از روش پیوستگی در بازار محصولات زراعی پرداختند و نتایج حاصله نشان داده که در بیشتر موارد فرضیه پیوستگی کوتاه مدت رد شده و پیوستگی بلند مدت نیز در حدود ۳۹ درصد برآورد شده است. (Shahwali & Bakhshode, 2005) در مقاله ای با عنوان "بررسی پیوستگی بازارهای آبریان ایران" به بررسی پیوستگی بین بازارهای عمده شیلات ایران، بازارهای جنوب، شمال و شیراز، به کمک رهیافت هم‌جمعی پرداختند و ارتباط بلندمدت بین بازارها با استفاده از آزمون انگل-گرنجر ارزیابی شده است. یافته‌های تحقیق نشان داده با وجود ارتباط بلندمدت بین بازارها، در کوتاه مدت بین این بازارها پیوستگی وجود ندارد. (Shamsodin, 2005) در پایان نامه کارشناسی ارشد خود با عنوان "بررسی همگرایی قیمت‌های جهانی و داخلی محصولات کشاورزی ایران" به بررسی قانون قیمت‌های واحد هشت محصول منتخب کشاورزی ایران پرداخته است. نتایج حاصل نشان داده که قیمت جهانی محصولات گوشت، جو، پسته، چای و گندم در بلندمدت با قیمت داخلی این محصولات ارتباط داشته‌اند و قیمت جهانی محصولات خرما، ذرت و برنج ارتباط بلندمدتی را با قیمت

است. D78 برای این سالها (۸۰-۱۳۷۸) یک و دیگر سالها صفر در نظر گرفته شد.

نتایج آزمون ریشه واحد

ایستایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمونهای دیکی-فولر و فلیپس پرون مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول (۲) بیان شده است. همانطور که در جدول زیر نشان داده شده است، تمامی متغیرها با یکبار تفاضل گیری در سطح ۵ درصد پایا می‌شوند. در جدول (۲) متغیرها با یکبار تفاضل گیری وارد شده‌اند و بدلیل اینکه میزان محسباتی از میزان بحرانی بالاتر است، ایستایی متغیرها تایید می‌شود. همچنین بدلیل اینکه متغیرهای تحقیق ایستا از مرتبه اول می‌باشند، پس پیش شرط استفاده از آزمون همگرایی را دارا می‌باشند.

جدول ۲- آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مورد مطالعه در سال‌های ۸۷-۱۳۷۱

| متغیر | میزان بحرانی در سطح | (ADF) | (PP) | نتیجه |
|----------------|---|-------|-------|-------|
| | ده پنج یک درصد درصد درصد | | | |
| $\Delta Pinc$ | -۲/۶۸ | -۳/۰۸ | -۳/۹۵ | -۳/۳۲ |
| $\Delta Poutc$ | -۲/۶۸ | -۳/۰۸ | ۳/۹۵ | -۳/۴۴ |
| $\Delta Pinm$ | -۲/۶۸ | -۳/۰۸ | ۳/۹۵ | -۳/۳۶ |
| $\Delta Poutm$ | -۲/۶۸ | -۳/۰۸ | ۳/۹۵ | -۶/۶۶ |
| $\Delta Pins$ | -۲/۶۸ | -۳/۰۸ | ۳/۹۵ | -۳/۳۱ |
| $\Delta Pouts$ | -۲/۶۸ | -۳/۰۸ | ۳/۹۵ | -۴/۱۲ |

ماخذ: محاسبات تحقیق

در گام بعد برای بررسی روابط بلندمدت میان متغیرهای الگو، مرتبه همگرایی باید آزمون شود. برای بررسی همگرایی، آزمونهای مختلفی وجود دارد که از میان آن می‌توان از آزمون انگل - گرنجر، آزمون جوهانسون، آزمون ARDL^۴ و آزمون کرانه‌ها^۵ نام برد. از آنجا که تعداد متغیرها بیش از دو متغیر است استفاده از آزمون جوهانسن بر روش انگل گرنجر ارجحیت دارد (Gojrati, 2004).

فرض برقراری سایر شرایط، آزمون همگرایی و برآورد الگوی تصحیح خطا مورد توجه قرار می‌گیرد. برای اطمینان از درست بودن انتخاب طول وقفه باید نرمال بودن اجزای اخلاص، ثبات سیستم، همبستگی پایایی و ناهمسانی واریانس میان جملات اخلاص در الگوی خودتوضیح برداری بررسی شود. برای این منظور از آزمون‌های LM^۱، JB^۲ و ثبات سیستم (AR Root) استفاده شده است. تشخیص نادرست تعداد وقفه‌ها سبب ایجاد همبستگی سریالی، بی‌ثباتی الگو و نرمال نبودن اجزای اخلاص می‌شود. در نهایت با استفاده از مدل تصحیح خطا و مدل VAR میزان اثر قیمت جهانی محصولات بر روی قیمت داخلی اندازه‌گیری می‌گردد.

نتایج و بحث

در این مطالعه متغیرهای تحقیق شامل قیمت داخلی پنبه (Pinc)، قیمت خارجی پنبه (Poutc)، قیمت داخلی ذرت (Pinm)، قیمت خارجی ذرت (Poutm)، قیمت داخلی سویا (Pins) و قیمت خارجی سویا (Pouts) می‌باشد. همانطور که عنوان شد قیمت جهانی از تقسین ارزش واردات محصول به کشور بر میزان واردات این محصول بدست آمده است. قیمت داخلی محصول به صورت مستقیم از سازمان خوار و بار جهانی جمع‌آوری شده است. علاوه بر این متغیرها، متغیر دامی (D78) نیز وارد مدل گردید. روند تغییرات قیمت این سه محصول طی سالهای ۸۷-۱۳۷۱ نشان دهنده این است که در طی سالهای ۸۰-۱۳۷۸ قیمت‌های داخلی به شدت افزایش یافته است. عمده‌ترین دلیل افزایش قیمت این محصولات در سالهای یاد شده خشکسالی و کمبود منابع آبی مورد نیاز برای زراعت این محصولات می‌باشد. در واقع با کاهش تولید محصول در داخل و در نتیجه کاهش عرضه محصول باعث افزایش قیمت‌ها در داخل گردیده است که به عنوان یک شوک قیمتی در مدل در نظر گرفته شده است. به همین دلیل سالهای ۸۰-۱۳۷۸ را به عنوان یک متغیر دامی^۳ وارد مدل شده

1. Lagrange multiplier
2. Jarque-Bera
3. dummy variable

4. autoregressive distributed lag models
5. Bounds Test

نتایج آزمون مرتبه همگرایی

پیش از آزمون همگرایی باید وقفه‌های بهینه و وجود روند و عرض از مبدأ در روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص شود. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، باید نخست، الگوی خود توضیح برداری^۱ (VAR) برآزش شود. با توجه به وجود روند در سری‌های الگو، از حالت چهارم آزمون جوهانس که بیانگر وجود عرض از مبدأ در روابط کوتاه‌مدت و روند و عرض از مبدأ در روابط بلندمدت است، استفاده می‌شود. با توجه به تعداد متغیرهای الگو و حجم نمونه، انتخاب بیش از دو وقفه امکان‌پذیر نیست. بنابراین الگو VAR با دو وقفه برآزش و وقفه‌های در نظر گرفته شده توسط معیارهای پیش‌گفته آزمون می‌شود. در جدول (۳) نتایج مربوط به معیارهای تعیین طول وقفه گزارش شده است. معیارهای شوارتز، خطای پیش‌بینی نهایی، آکاییک و حنان کوبین دو وقفه را برای الگو تعیین می‌کنند، اما معیار نسبت درست‌نمایی یک وقفه را برای بررسی روابط و برآزش الگو پیشنهاد می‌کند. از آنجا که حجم نمونه کوچک‌تر از ۱۲۰ بوده، استفاده از معیار شوارتز مناسب‌تر است،

1. Vector Auto Regressive (VAR) method

بنابراین آزمون جوهانس با طول وقفه دو برای بررسی روابط بلندمدت استفاده خواهد شد.

جدول ۳- نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR برای محصول پنبه

| تعداد وقفه | LR | FPE | AIC | SC | HQC |
|------------|---------|------------------|---------|--------|---------|
| ۰ | - | ۱۰/۶۲ e | ۲۹/۱۸ | ۲۹/۲۷ | ۲۹/۱۸ |
| ۱ | * ۱۱/۲۱ | ۱۰/۱۰ e | ۲۸/۷۸ | ۲۹/۰۶ | ۲۸/۷۷ |
| ۲ | ۸/۸۱ | ۸/۰۷ e + ۰/۰۹ | * ۲۸/۴۳ | * ۲۸/۹ | * ۲۸/۴۲ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی دار در سطح ۵ درصد

بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیصی درستی تعداد وقفه تعیین شده بر مبنای معیار شوارتز تأیید می‌شود. با توجه به در نظر گرفتن دو متغیر درون‌زا در الگو، حداکثر یک رابطه بلندمدت در الگو وجود دارد. نتایج آزمون مرتبه همگرایی در جدول (۴) و (۵) گزارش شده است. بر اساس نتایج حالت چهارم، هر دو آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه، وجود یک رابطه بلندمدت را در الگو تأیید می‌کنند.

جدول ۴- نتایج آزمون همگرایی جوهانس برای تعیین تعداد روابط بلندمدت در حالت‌های مختلف برای محصول پنبه

| نوع روند داده‌ها | حالت آزمون | آماره اثر (trace) | حداکثر مقدار ویژه (Max-Eig) |
|------------------|------------|-------------------|-----------------------------|
| بدون روند | حالت اول | ۱ | ۱ |
| بدون روند | حالت دوم | ۱ | ۱ |
| روند خطی | حالت سوم | ۲ | ۲ |
| روند خطی | حالت چهارم | ۱ | ۱ |
| روند درجه دوم | حالت پنجم | ۲ | ۲ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵ - نتایج آزمون تعیین مرتبه همگرایی جوهانس در حالت چهارم

| فرض صفر | فرض مقابل | مقدار ویژه | آماره اثر | مقدار بحرانی* | سطح احتمال |
|--------------------------|-------------------|------------|-----------|---------------|------------|
| صفر رابطه بلند مدت | بیش از صفر رابطه* | ۰,۹۵ | ۵۵,۸۸ | ۲۵,۸۷ | ۰,۰۰ |
| حداکثر یک رابطه بلند مدت | بیش از یک رابطه | ۰,۴۰۳ | ۷,۷۴ | ۱۲,۵۱ | ۰,۲۷ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق * مقادیر بحرانی مربوط به سطح احتمال پنج درصد است.

ناهمسانی واریانس میان جملات اخلاص را تأیید می‌کنند. نتایج آزمون مرتبه همگرایی بین قیمت‌های داخلی و خارجی برای محصول ذرت و سویا بر اساس نتایج حالت چهارم، هر دو آماره اثر (تریس) و حداکثر مقدار ویژه،

بر اساس معیار شوارتز برای محصولات ذرت و سویا نیز دو وقفه به عنوان وقفه بهینه انتخاب شد. نتایج آزمون‌های تشخیصی نرمال بودن اجزای اخلاص، ثبات سیستم، عدم وجود همبستگی پیاپی و عدم وجود

نتایج الگوی VECM برای متغیر قیمت‌های داخلی سویا نشان دهنده این است که قانون قیمت واحد برای سویا نیز معنی‌دار است. آماره F نیز معنی‌داری روابط بلندمدت را نشان می‌دهد. ضریب تعدیل در این رابطه برابر ۰/۹۹- است، بنابراین در صورت به وجود آمدن شوک در مدل، ۰/۹۹ آن طی یک دوره تعدیل می‌شود. ضرایب بلندمدت در این رابطه نشان می‌دهد که متغیر قیمت‌های خارجی سویا اثر مثبت بر قیمت سویا در ایران دارد.

جدول ۶- نتایج برآورد الگو با استفاده از روش VECM برای

| محصول پنبه | | متغیرها |
|-----------------|---------|--|
| ضرایب | آماره t | |
| ضرایب بلند مدت | | |
| | | poutc (قیمت خارجی پنبه) |
| -۰/۴۹ | -۱/۴ | |
| -۶/۵۴ | -۶/۷۹** | T (روند) |
| -۲۴۶/۴۵ | - | C (ضریب ثابت) |
| ضرایب کوتاه مدت | | |
| | | ضریب تعدیل شوک LRER |
| -۰/۹۸ | -۲/۹۵** | |
| ۳۹۶/۲۶ | ۲/۵** | D78 (متغیر مجازی خشک سالی) |
| ۰/۲۸ | ۰/۵۷ | dpinc (تفاضل مرتبه اول قیمت داخلی پنبه) |
| -۰/۱۹ | -۱/۲ | dpoutc (تفاضل مرتبه اول قیمت خارجی پنبه) |
| -۵۸/۹۴ | - | C (ضریب ثابت) |

*سطح احتمال ۵ درصد و **سطح احتمال ۱۰ درصد است.
ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷- نتایج برآورد الگو با استفاده از روش VECM برای

| محصول ذرت | | متغیرها |
|-----------------|---------|---|
| ضرایب | آماره t | |
| ضرایب بلند مدت | | |
| | | poutm (قیمت خارجی ذرت) |
| -۲/۵۸ | -۴/۵۴** | |
| -۳/۹۲ | -۳/۵۶** | T (روند) |
| ۱۹۱/۲۲ | - | C (ضریب ثابت) |
| ضرایب کوتاه مدت | | |
| | | ضریب تعدیل شوک LRER |
| -۰/۷۶ | -۴/۳۸** | |
| ۳۰۹/۴۵ | ۳/۷۸* | D78 (متغیر مجازی خشک سالی) |
| -۰/۰۹۷ | -۱/۳۷ | dpinm (تفاضل مرتبه اول قیمت داخلی ذرت) |
| -۱/۵۱ | -۱/۸۴* | dpoutm (تفاضل مرتبه اول قیمت خارجی ذرت) |
| -۵۴/۳۷ | - | C (ضریب ثابت) |

*سطح احتمال ۵ درصد و **سطح احتمال ۱۰ درصد است.
ماخذ: یافته‌های تحقیق

وجود یک رابطه بلندمدت را در الگو تأیید می‌کنند. به طور کلی نتایج حاصل از آزمون همگرایی نشان داد که قیمت داخلی سه محصول پنبه، ذرت و سویا در بلند مدت با قیمت جهانی این محصولات ارتباط دارد و نوسانات قیمت‌های بین‌المللی این دو محصول در بلند مدت به قیمت‌های داخلی انتقال یافته است. به عبارت دیگر قانون قیمت واحد در مورد محصولات پنبه، ذرت و سویا در سال‌های مورد بررسی بطور معناداری پذیرفته شده است.

نتایج برازش الگوی تصحیح خطا برداری و بررسی روابط بلند مدت

تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی تصحیح خطای برداری بر اساس تعداد وقفه بهینه در الگوی خود توضیح برداری تعیین می‌شود. با توجه به این که وقفه بهینه در الگوی VAR برابر با دو بوده است، وقفه بهینه در الگوی VECM برابر با یک خواهد بود. بنابراین با فرض وجود عرض از مبدأ در روابط کوتاه‌مدت و عرض از مبدأ و روند در روابط بلند مدت (حالت چهارم)، الگو تصحیح خطای برداری برازش می‌شود.

نتایج الگوی VECM برای پنبه، ذرت و سویا به ترتیب در جداول (۶)، (۷) و (۸) نشان داده شده است. باید توجه کرد که در روابط بلندمدت علامت ضرایب به صورت قرینه تفسیر می‌شود. همان طور که مشاهده می‌شود رابطه بلندمدت در الگوی قانون قیمت واحد برای پنبه معنی‌دار است. آماره F نیز معنی‌داری روابط بلندمدت را نشان می‌دهد. ضریب تعدیل برای محصول پنبه برابر ۰/۹۸- است، بنابراین در صورت به وجود آمدن شوک در مدل، ۰/۹۸ آن طی یک دوره تعدیل می‌شود. ضرایب بلندمدت در این رابطه نشان می‌دهد که متغیر قیمت‌های خارجی پنبه اثر مثبت بر قیمت پنبه در ایران دارد. نتایج الگوی VECM برای متغیر قیمت‌های داخلی ذرت نشان دهنده این است که قانون قیمت واحد برای ذرت معنی‌دار است. آماره F نیز معنی‌داری روابط بلندمدت را نشان می‌دهد. ضریب تعدیل در این رابطه برابر ۰/۷۶- است، بنابراین در صورت به وجود آمدن شوک در مدل، ۰/۷۶ آن طی یک دوره تعدیل می‌شود. ضرایب بلندمدت در این رابطه نشان می‌دهد که متغیر قیمت‌های خارجی ذرت اثر مثبت بر قیمت ذرت در ایران دارد.

حاصل از تکانه‌های متغیر درون‌زا قیمت‌های خارجی بر قیمت‌های داخلی می‌پردازیم. تکانه‌های وارد شده در توابع عکس‌العمل آنی به اندازه یک انحراف معیار است که بر اساس واریانس جمله خطا محاسبه می‌شود.

شوکهایی که باعث نوسان در قیمت داخلی می‌گردند عبارتند از تغییرات آب و هوایی، تغییرات تکنولوژی تولید محصول، تغییرات مقیاس، تغییرات مدیریت و غیره که باعث نوسان عرضه داخلی محصول و در نتیجه تغییر در قیمت داخلی می‌گردند. تغییرات در قیمت جهانی نسبت به قیمت داخلی علاوه بر این متغیرها از تغییر سیاست‌های وارداتی نیز تاثیر پذیر می‌باشند. در ادامه اثر هر یک از این شوک‌ها را بررسی می‌نماییم.

شکل (۱)، عکس‌العمل آنی قیمت داخلی پنبه نسبت به اثر تکانه وارد بر متغیرهای درون‌زای الگو شامل قیمت خارجی پنبه و قیمت داخلی پنبه را نشان می‌دهد. شوک وارده به قیمت پنبه در اثر عوامل شوک که در بالا بحث شد سبب افزایش قیمت داخلی پنبه در حدود ۲۰۰ تومان به ازای هر کیلو خواهد شد که پس از گذشت ۱ سال اثر تکانه کاهش می‌یابد، و این اثر از بین می‌رود. همچنین واکنش قیمت داخلی پنبه نسبت به اثر تکانه وارد بر قیمت جهانی پنبه نشان می‌دهد که تغییر ناگهانی در قیمت خارجی پنبه سبب افزایش قیمت داخلی پنبه در حدود ۳۷۰ تومان به ازای هر کیلو خواهد شد که پس از گذشت ۱ سال اثر تکانه کاهش می‌یابد، و این اثر از بین می‌رود.

جدول ۸- نتایج برآورد الگو با استفاده از روش VECM برای

| محصول سویا | | متغیرها |
|-----------------|---------|--|
| ضرایب | آماره t | |
| ضرایب بلند مدت | | |
| ۴/۰۲ | ۱/۷۸* | pouts (قیمت خارجی سویا) |
| -۴/۳۹ | -۱/۶۳* | T (روند) |
| -۱۹۳/۱۲ | - | C (ضریب ثابت) |
| ضرایب کوتاه مدت | | |
| -۰/۹۹ | -۳/۷۱** | ضریب تعدیل شوک LRER |
| ۵۱۴/۲۷ | ۱/۸۶* | D78 (متغیر مجازی خشکسالی) |
| ۰/۲۸ | ۰/۹۷ | dpins (تفاضل مرتبه اول قیمت داخلی سویا) |
| ۲/۴۲ | ۱/۶۴* | dpouts (تفاضل مرتبه اول قیمت خارجی سویا) |
| ۹۵/۰۱ | - | C (ضریب ثابت) |

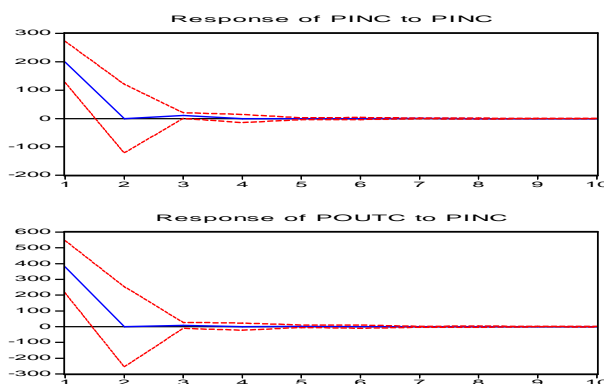
*سطح احتمال ۵ درصد و **سطح احتمال ۱۰ درصد است.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآزش الگوی خودتوضیح برداری

در الگوی خودتوضیح برداری پس از برآورد الگو، می‌توان با محاسبه دو معیار توابع عکس‌العمل آنی (ضربه - پاسخ) و تجزیه واریانس، پویایی موجود در الگو را بررسی کرد. بدین ترتیب می‌توان واکنش متغیرهای درون‌زای الگو را نسبت به تکانه‌های ناشی از همان متغیر و متغیرهای دیگر و همچنین سهم و مشارکت هر یک از متغیرها را در خطای پیش‌بینی متغیرها بررسی کرد. بر اساس این معیارها، نقش متغیرها و ترتیب اهمیت آنها از نظر تأثیرگذاری و تأثیرپذیری مشخص می‌شود. در ادامه با توجه به هدف پژوهش که بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازار دانه های روغنی ایران است، به بررسی آثار

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

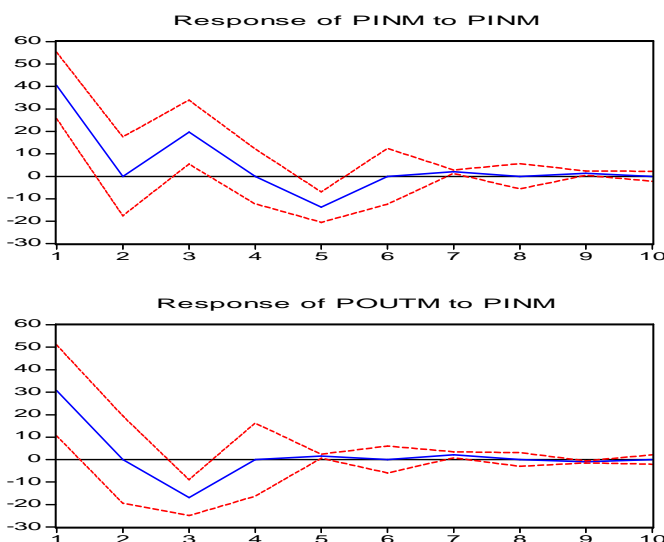


شکل ۱- توابع عکس‌العمل آنی قیمت داخلی پنبه نسبت به تکانه‌های وارد بر متغیرهای الگو

می‌رود. همچنین واکنش قیمت داخلی ذرت نسبت به اثر تکانه وارد بر قیمت خارجی ذرت نشان می‌دهد که تغییر ناگهانی در قیمت خارجی ذرت سبب افزایش قیمت داخلی ذرت در حدود ۳۰ تومان به ازای هر کیلو خواهد شد که پس از گذشت ۱ سال اثر تکانه منفی می‌گردد و پس از گذشت ۴ سال این اثر از بین می‌رود.

شکل (۲)، عکس‌العمل آبی قیمت داخلی ذرت نسبت به اثر تکانه وارد بر متغیرهای درون‌زای الگو شامل قیمت خارجی ذرت و قیمت داخلی ذرت را نشان می‌دهد. تکانه وارده به قیمت داخلی ذرت سبب افزایش قیمت داخلی ذرت در حدود ۴۰ تومان به ازای هر کیلو خواهد شد که پس از گذشت ۳ سال اثر تکانه منفی می‌گردد، و این اثر پس از گذشت ۶ سال از بین

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



شکل ۲- توابع عکس‌العمل آبی قیمت داخلی ذرت نسبت به تکانه‌های وارد بر متغیرهای الگو

اجتناب از بروز نوسان زیاد در قیمت‌های داخلی، شرایط بازار جهانی به طور مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم به ویژه در زمینه سیاست‌های تجاری، از حساسیت زیاد قیمت‌های داخلی به نوسان قیمت‌های جهانی کاسته شود. از جمله سیاست‌های تجاری و غیرتجاری در این زمینه، می‌توان به تعیین تعرفه واردات متغیر، ذخیره‌سازی این محصولات در داخل کشور، گسترش تولید و کاهش عواملی که تاثیر منفی بر تولید می‌گذارند، و تقویت بورس کالا و استفاده از ابزارهای مشتقه مانند قراردادهای آتی اشاره کرد. همچنین با توجه به آزمون‌های انجام شده که نشان می‌دهد که قیمت داخلی این محصولات در ایران تاثیری بر قیمت جهانی ندارد، برای ثبات قیمت داخلی در زمانی که عرضه محصولات در داخل افزایش می‌یابد استفاده از سیاست صادرات تشویقی برای این محصولات به منظور افزایش پیوستگی با بازار جهانی

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق قانون قیمت واحد برای سه محصول پنبه، ذرت و سویا با استفاده از تکنیک همگرایی و الگوهای تصحیح خطا بررسی شد. مهمترین نتایج حاصل، موید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی پنبه، ذرت و سویا بود. به عبارت دیگر قانون قیمت واحد در مورد محصولات پنبه، ذرت و سویا در سال‌های مورد بررسی بطور معناداری پذیرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در بازار پنبه، ذرت و سویا نشان می‌دهد که به ترتیب در هر دوره زمانی ۹۸، ۷۶ و ۹۹ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تصحیح خواهد شد.

با توجه به تایید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های جهانی و داخلی سه محصول پنبه، ذرت و سویا از یک سو و جایگاه این محصولات در کاربردهای روغنی و تغذیه دام و انسان پیشنهاد می‌شود به منظور

ضروری می‌باشد. همچنین به دلیل انتقال سریع قیمت از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های وارداتی به گونه‌ای اتخاذ گردد که از آسیب به تولیدکنندگان جلوگیری شود. همچنین به دلیل انتقال سریع قیمت از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های وارداتی به گونه‌ای اتخاذ گردد که از آسیب به تولیدکنندگان جلوگیری

به عمل آید و همچنین با ایجاد تمرکز در بازارهای داخلی، قدرت رقابت تولیدکنندگان داخلی را با کشورهای تولیدکننده این محصولات افزایش دهد.

REFERENCES

1. Arshad, F. M. (1990). The integration of palm oil market in peninsular Malaysia, *Indian Journal of Agricultural Economics*, 45, 1-35.
2. Asche, F., H. Bremnes & C.R. Wessels (1999). Production aggregation, market integration and relationships between prices: an application to world salmon markets, *American Journal of Agricultural Economics*, 81: 568-581.
3. AbouNouri, E., & Mojaverian, M. (2002). Analysis of the Law OF One Price in the Farm Products Markets of Iran . *Iranian Journal of Trade Studies*. (IJTS). 25, 33-57. (In Farsi).
4. Bakhshoodeh, M. (2003). Forecasting Seasonality in Prices of Potatoes and Onions, *Iran Agriculture Science Journal*, 35(2), 511-51 (In Farsi).
5. Delpachitra, S. B. & St Hill, R. L. (1994). The law of one price: a test on prices for selected inputs in New Zealand agriculture. *Agricultural Economics*. 10:297-305.
6. Engle, R. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, (2) 55: 251-276.
7. Goletti, F., Ahmed, R. & Farid, N. (1995). Structural determinants of market integration: the case of rice markets in Bangladesh, *The Developing Economies*, Retrieved from: <http://www.ide.go.jp/English/publish/De/pdf/95-02-03.pdf>.
8. Gujarati, d. (2004). *Principles of econometrics*, Translator Hamid Abrishami, Tehran University Press (In Farsi).
9. Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12), 231 - 254.
10. Kuiper, W. E. (1999). Testing for the law of one price and identifying price leading markets: an application to corn markets in Benin. *Journal of Regional Science*. 39:713-739.
11. Mohanty, S., E. Peterson & D. B. Smith. (1998). Fractional cointegration and the false rejection of the law of one price in international commodity markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. 30:267-276.
12. Monroe, K. (1990). *Pricing, making profitable decision*, McGraw- Hill International, Editions.
13. Rapsomanikis, G. & D. Hallam (2003). Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries. Review and Applications, Retrieved from: <http://www.fao.org/DOCREP/006/Y5117E/y5117e06.htm>.
14. Ravallion, M. (1986), Testing market integration, *American Journal of Agriculture Economics*, 68(1): 102-109.
15. Shah Wali, A. & Bakhshode, M. (2005). Check continuity of the Iranian marine markets. *Journal of Economic Studies* 1. Pp. 85-69 (In Farsi).
16. Shams al-Din, SA. (2005). *Investigate the convergence of domestic and global prices of selected agricultural products in Iran*. Master's thesis. Islamic Azad University, Tehran Science and Research (In Farsi).
17. Shrayyan, M & Bakhshoodeh, M. (2007). Evaluation of wheat in Iran's domestic and foreign bond markets. *Agricultural and Development Economics*, (59) in 0.15. , 118-97 (in Farsi).
18. Weitzel, E. B. & Bayaner, A. (2007). *Non-Linear spatial price transmission on the Turkish wheat*, Retrieved form: <http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf-view.pl?papered=25902&ftvpe=pdf>.