بررسی رابطه عرضه گوجه فرنگی و بازار تعیین قیمت(با استفاده از مدل جاذبه)

سیما چمانچی[1]

۱-دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحدکرج.

چکیده

مقاله به بررسی نحوه نوسانات قیمت گوجه فرنگی در بازار تهران در مدت ۸ سال و همچنین تأثیر اجرای برنامه هدفمند سازی قیمت ها بر قیمت این محصول در بازار یاد شده می پردازد. بدین منظور از یک مدل جاذبه که امکان تخمین نقش عوامل مؤثر بر تجارت محصول را با بکارگیری عوامل تأثیرگذار در تعیین قیمت از قبیل قیمت در بازار میوه تهران، میزان فاصله بین مراکز عمده کاشت تا مرکز فروش، مقدار هزینه جابه جایی در سال های مختلف بر مبنی قیمت سوخت و همچنین جمعیت شهر تهران را در قالب مدل اقتصادسنجی فراهم آورده که این امرباستفاده از روش داده های پنل انجام گردیده است.نتایج این تحقیق نشان می دهد که آزادسازی قیمت حامل های انرژی بخصوص سوخت،تأثیر مثبت و البته کم اثری را روی قیمت گوجه فرنگی داشته و هم چنین تغییرات فصل و نوسانات عمده در میزان برداشت محصول به علت تغییر فصل تأثیر مثبت و معنی داری بر قیمت محصول و میزان فاصله و جابه جایی محصول به بازار نیز در فصول غیر از تابستان تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت محصول داشته است.

کلمات کلیدی: انتقال قیمت،مدل جاذبه،گوجه فرنگی.

مقدمه

می توان گفت گوجه فرنگی یکی از محصولات پرطرفدار در سبد غذایی ایرانیان به شمار می‌رود، از این رو مردم نسبت به قیمت آن حساس هستند. قیمت هر کیلو گوجه هم اکنون (در سال ۹۲) در تهران به ۱۵۰۰ تا ۱۹۰۰ هزار تومان رسیده، در حالی که حدود قیمت آن یکسال قبل ۶۰۰ تا ۷۰۰ تومان بود، در زیر به طور مختصر به دلایل افزایش قیمت گوجه فرنگی اشاره خواهد شد:

❖ نظام توزیع رهاشده

واسطه‌گری محصولات کشاورزی و غذایی در شرایط عادی عامل اثرگذاری در گرانی محصولات کشاورزی هستند. متاسفانه به علت مشکلات ساختاری موجود، زنجیره تامین غذا همواره از ایستگاه ناعادلانه واسطه‌ها عبور می‌کند، و این افراد بیشترین سود این زنجیره را برای خود کنار می‌گذارند و باعث افزایش ناعادلانه قیمت می‌شوند.

به عنوان مثال در اکثر مزارع قیمت هر کیلو گوجه فرنگی سر زمین حدود ۵۰۰ تومان به دست دلال‌ها رسید و این در حالی است که قیمت این محصول در ایام نوروز در اکثر میوه و سبزی فروشی‌های کشور بین ۳ تا ۵ هزار تومان بود. در این ایام دلالها به بهانه افزایش هزینه تولید به جهت گرانی ارز، افزایش هزینه حمل و نقل و محدودیتهای ترانزیتی ایام تعطیل قیمت دلخواه خود را تعیین و در میادین تره بار عرضه می‌کردند.

❖ کاهش عرضه؛

الف) طولانی شدن زمان رشد گیاه؛

بروز سرما در منطقه جنوب کرمان که یکی از مناطق عمده عرضه گوجه فرنگی در کشور است، باعث تأخیر چند هفته‌ای در رسیدن محصول گوجه و متعاقباً عرضه آن در بازار شده است.

ب) ضرردهی گوجه‌کاران در سال پیش؛

کاهش سطح زیر کشت مناطق گرمسیری جنوب در پی ضرردهی تولید این محصول در سال گذشته قابل پیش بینی بود. کشاورزان سال ۹۱ گوجه فرنگی بیش از نیاز بازار تولید کردند و به همین علت محصولات را با سود خوبی به فروش نرساندند .با توجه به تجربه سال قبل میزان کمتری گوجه کاشته شد و به جای آن محصولات جالیزی همچون خیار، فلفل، خربزه و نشاء این سبزی ها جذابیت بیشتری برای کشاورزان داشت.

ج) تعطیلی میادین میوه و تره‌بار؛

تعطیلی میادین میوه و تره‌بار که نقش اساسی در توزیع این محصولات دارند. با تعطیل بودن میادین و سردخانه‌ها علاوه بر کمبود محصولات کشاورزی و افزایش قیمت آن‌ها ، اکثر محصولات خصوصاً سبزیجات و میوه ها فاسد شده و از بین می‌روند.

د) محدودیت‌های ترددی ماشین‌های حمل بار در برخی از ایام سال؛

متاسفانه در کشور ما نه تنها محصولات با مراقبت کافی رشد نمی‌کنند و به آسیب‌های فیزیولوژیکی مقاوم نیستند، بلکه هنگام برداشت این محصولات نیز دقت کافی به عمل نمی‌آید و کارگران موجب آسیب رساندن به محصولات می‌شوند. از طرفی نبود سردخانه‌های مجهز و انبارداری ضعیف در بین کشاورزان و واسطه‌ها موجب فساد و آسیب بیشتر محصولات می‌شود.برای حمل و نقل میوه و سبزیجات باید از کامیون‌های سردخانه دار استفاده شود و مدت انبارداری و ذخیره کردن مشخص باشد، اما در کشور هیچ کدام از این نکات رعایت نمی‌شود و در نتیجه محصولاتی که خیلی سریع بدست مصرف کننده می‌رسند، دارای کیفیت بالایی هستند. آنجا که بیشتر افزایش قیمت محصولات کشاورزی در طی ایام عید و تعطیلی اتفاق افتاد می‌توان این نکته مهم را بیان کرد که در طی ایام عید نوروز عبور و مرور کامیون‌ها در جاده های ارتباطی بین استانی و شهری ممنوع بود که این هم یک دلیل مهم در افزایش قیمت گوجه فرنگی است.

ذ) صادرات به خارج از کشور؛

به گفته مسئولان گمرک بندر بوشهر، حدود ۴۰۰ هزار تن گوجه فرنگی تا پایان بهمن ماه سال ۹۱ از این بندر به کشورهای همسایه صادر شده است. این در حالی است که صادرات محصولات کشاورزی به کشور عراق ۱۲ درصد افزایش پیدا کرده است که با توجه به نظر کارشناسان یکی از دلایل افزایش قیمت گوجه همین افزایش صادرات به خارج بوده است که در نتیجه عدم کنترل و نظارت مسئولان اتفاق افتاده است.آنچه که باعث نگرانی در خصوص افزایش قیمت این محصول است، قدرت عواملی مانند واسطه‌ها است که قیمت محصول را بدون ضابطه مشخص و به صورت کاملا آزادانه تعیین می‌کنند.در اغلب نقاط جهان محصولات کشاورزی با واسطه به دست مصرف کننده می‌رسد که کشور ما هم از این قاعده مستثنی نیست. وجود واسطه‌ها یا همان دلالان موجب تسریع در فروش محصول کشاورزان و تهیه اقلام فروشندگان می‌شود؛ اما به شرطی این تسهیلات، حقوق کشاورزان و مصرف کنندگان را تأمین می کند که واسطه‌ها در چارچوب قاعده‌گذاری صحیح حاکمیت رفتار کنند. اما متاسفانه اکثر دلالان از وضعیت

بی‌قانونی سوءاستفاده نموده و با در نظر گرفتن منافع شخصی خود، اقدام به خرید محصولات از کشاورزان به قیمت کم و فروش آن به تولید کنندگان (فرآوری کنندگان) و مصرف کنندگان به قیمت‌های چندین برابر جیب خود را پرتر می‌کنند.

جهت مدیریت صحیح بازار و همچنین ارتقای کارآمدی نظام توزیع محصولات غذایی باید دولت واسطه‌گرهای تعاونی و بومی مراکز تولید کشاورزی را به رسمیت بشناسد، تدوین اختیارات و مسئولیت‌ها و آئین نامه های اجرایی برای صنف واسطه‌گری قابلیت راهبری و نظارت را برایشان بیشتر کند.

با ایجاد فضای رقابتی و قاعده گذاری صحیح این صنف علاوه بر ثبات بازار اقلام خوراکی، معیشت مردم با چالش های مقطعی همچون ایام عید نوروز مواجه نخواهند شد. در صورت حمایت اصولی از این صنف امکان ارتقای توان انبارداری محصولات بالاتر رفته و ریسک توزیع کاهش خواهد یافت.

پیشینه تحقیق

دهقانیان و همکاران(۱۳۸۵)، مطالعه ای را تحت عنوان بررسی و تحلیل کارایی و بازاریابی زرشک کاران استان خراسان به انجام رساندند و به منظور تخمین کارایی فنی زرشک کاران تابع تولید مرزی تصادفی آنها به کار گرفته شد. نتایج نشان داد که امکان افزایش کارایی فنی زرشک کاران از طریق کاهش فاصله بین زرشک کاران دارای بالاترین کارایی و دیگر بهره برداران وجود دارد.

حسینی و قهرمان زاده(۱۳۸۵)،نحوه انتقال قیمت را در بازار گوشت قرمز ایران بررسی کردند. نتایج تحقیق نشان داد که انتقال قیمت بین سطوح تولیدکننده و خرده فروشی گوشت نامتقارن است که این امر نشان دهنده این است که افزایش قیمت تولیدکننده نسبت به کاهش قیمت های تولیدکننده،خیلی سریعتر به قیمت های خرده فروشی منتقل می گردد.

کرمی(۱۳۸۹)، عدم تقارن قیمت گوجه فرنگی،پیاز و سیب زمینی را در استان فارس مورد مطالعه قرار داد. نتایج نشان داد که عدم تقارن منفی قیمتی محصول گوجه فرنگی در دو سطح خرده فروشی و عمده فروشی وجود دارد که منفی بودن عدم تقارن بیان کننده ی این است که واکنش خرده فروش نسبت به افزایش قیمت در سطح عمده فروشی بیش از کاهش قیمت در سطح عمده فروش است.

وارد(۱۹۸۲)، به بررسی رابطه ی قیمتی خرده فروشی،عمده فروش و سر مزرعه پرداخته است.در این مطالعه عدم تقارن قیمتی مورد توجه قرار گرفت و از آزمون علیت گرنجر برای نشان دادن ارتباط مستقیم و جهت علیت قیمتها استفاده شد.نتایج نشان داد که کاهش قیمت های عمده فروشی در مقایسه با افزایش قیمت های عمده فروشی به مقذار بیشتری در قیمت های خرده فروشی منعکس می شود.

اعظم(۱۹۹۹)، نشان داد که اگرچه نرخ افزایش قیمت های خرده فروشی ممکن است بیشتر از نرخ کاهشی آن باشد،ولی افزایش قیمت ها زمانی که رقابت در بازار کامل و سخت باشد کمتر خواهد بود و اگر یک بازار رقابت ناقص باشد کاهش قیمت زیادتر خواهد بود.

گیراپامتونگ و همکاران(۲۰۰۳)، رابطه ی بین تولیدکننده، عمده فروش و خرده فروش را برای محصول گوجه فرنگی در ایالات متحده بررسی کردند. یافته ها نشان داد که انتقال قیمتی یک طرفه ای از تولید کننده به خرده فروش وجود دارد و یک واکنش نامتقارن بین عمده فروش و تولیدکننده و خرده فروش وجود دارد، به گونه ای که واکنش قیمتی خرده فروش در هنگام افزایش قیمت بیشتر از کاهش قیمت بوده است و قیمت های خرده فروشی نسبت به کاهش قیمت تولیدکننده واکنش بیشتری در مقایسه با افزایش قیمت تولیدکننده داشته است

روش تحقیق

برآورد اثرات آزادسازی تجاری بر تجارت خارجی

مرور ادبیات تئوریک: مدل جاذبه

دهها سال است که دانشمندان علوم اجتماعی برای پیش‌بینی حرکت مردم، اطلاعات و کالا بین دو نقطه از مدل جاذبه استفاده می‌کنند. این مدل در واقع نسخه تعدیل شده قانون جاذبه نیوتن است. طبق قانون جاذبه نیوتن جاذبه میان دو جسم تابعی است از جرم دو جسم و فاصله میان آنها (Peter Egger, 2002).

مدل جاذبه اولین بار در سال ۱۹۶۲ توسط تین‌برگن برای توضیح جریان‌های تجاری دوجانبه مورد استفاده قرار گرفت. مدل جاذبه‌ای که در علوم اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد نقش وضعیت اقتصادی دو منطقه و فاصله جغرافیایی آنها را مورد بررسی قرار می‌دهد. طبق این مدل هرچه بزرگی اقتصاد دو منطقه بیشتر باشد و یا فاصله جغرافیایی آنها کمتر باشد، میزان جریان‌های تجاری، نیروی انسانی (مهاجرت) و مبادلات اطلاعاتی بین این دو منطقه بیشتر می‌شود. در طی زمان عوامل دیگری نیز مانند GDP سرانه، توافقنامه‌های منطقه‌ای و مناسبت‌های فرهنگی و

دینی، به مدل جاذبه افزوده شد. این مدل‌ها ابزار مناسبی هستند و به طوری گسترده در تجارت بین دو منطقه و مبادلات کالاها و محصولات بین دو یا چند نقطه برای توضیح جریان‌های تجاری به کار می‌روند. در چارچوب این مدل می‌توان موانع و تشویق‌های موجود را به صورت متغیر کمی و یا متغیر کیفی که در بازارهای خاص و قابل قبول کمی شده‌اند وارد مدل کرده و تأثیر آن را بر تجارت بررسی نمود (Mark N. Harris, 1998).

در ساده‌ترین حالت، وقتی که مانع و تشویق خاصی وجود ندارد، جریان‌های تجاری را می‌توان با استفاده از یک مدل جاذبه به صورت تابعی مستقیم از اندازه اقتصادی دو مرکز عرضه و تقاضا و تابعی معکوس از فاصله جغرافیایی بین دو یا چند نقطه هدف در نظر گرفت:

۱. حجم جریان‌های جابجایی و مبادله محصولات بین دو یا چند ناحیه
۲. قیمت محصول تولید شده
۳. هزینه حمل و جابجایی
۴. مجموع کمک های اختصاص یافته در قالب یارانه و تشویق های دولتی برای محصول
۵. فاصله جغرافیایی بین دو منطقه

در این مدل، حجم جریان‌های جابجایی و مبادله محصولات بین دو یا چند ناحیه، مجموع کمک های اختصاص یافته در قالب یارانه و تشویق های دولتی برای محصول نماینده بخش عرضه و قیمت محصول تولید شده و هزینه حمل و جابجایی معرف سمت تقاضا و نماینده میزان تقاضای محصول می باشد.

در واقع، حجم جابجایی و مبادله محصول مجموع کمک های اختصاص یافته در قالب یارانه و تشویق های دولتی منجر به افزایش عرضه و کاهش قیمت و همچنین افزایش قیمت محصول تولید شده منجر به کاهش تقاضا و اختصاص یارانه به محصول منجر به افزایش قیمت عرضه شده می باشد.

همچنین، D_{ij} تأثیر فاصله جغرافیایی را روی جریان‌های تجاری نشان می‌دهد. این تأثیر منفی بوده و بیانگر آن است که هر قدر فاصله جغرافیایی بین دو نقطه بیشتر باشد، حجم روابط تجاری بین دو نقطه کمتر می‌شود زیرا هزینه حمل و نقل و مدت حمل و نقل کالا افزایش می‌یابد.

با در نظر گرفتن اثر منفی عامل فاصله بر جریان تجاری بین مراکز عرضه و تقاضا طرف مبادله و اثرات مثبت اندازه‌های بازار آن که در قالب حجم مبادلات محصول مطرح می‌شوند، می‌توان مدل جریان تجاری ارائه شده در معادله فوق را تا حدودی مشابه قانون جاذبه نیوتن در نظر گرفت که در آن نیروی جاذبه تابع مستقیمی از اندازه نیروی دو جسم و تابعی غیرمستقیم از فاصله بین آنهاست. در سال‌های اخیر توسعه مدل جاذبه تجاری به بهبود عملکرد این مدل در

ادبیات تجارت منجر گردیده است و عواملی چون جمعیت و برخی از متغیرهای مجازی نیز در این مدل بکار گرفته می‌شوند.

برخی مدل‌های جاذبه برای اندازه‌گیری پتانسیل تجاری میان مراکز اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن از داده‌های مقطعی استفاده می‌کنند. ولی در واقعیت استفاده از داده‌های مقطعی برای چند سال متوالی[1] نتایج بهتر و قابل اعتمادتری را در بر دارد و قدرت توضیح دهندگی مدل را افزایش می‌دهد. بدین منظور در تحقیق حاضر از روش داده‌های پنل جهت تخمین مدل استفاده شده است. برای برآورد مدل از اطلاعات سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ عوامل موثر بر قیمت و عرضه گوجه فرنگی در بازار تهران استفاده شده است.

تدوین مدل

برخی مدل‌های جاذبه برای تعیین عوامل مؤثر بر تجارت از داده‌های مقطعی[2] استفاده می‌کنند، ولی در واقعیت استفاده از داده‌های مقطعی برای چند سال متوالی نتایج بهتر و قابل‌اعتمادتری را در بر دارد و قدرت توضیح دهندگی مدل را افزایش می‌دهد. زیرا اولاً در روش داده‌های پنل به دلیل استفاده از داده‌های چند سال متوالی، همبستگی بین متغیرها نسبت به روش داده‌های مقطعی، کاهش می‌یابد. ثانیاً اگر مبنای مدل یک تحقیق بر اساس داده‌های مقطعی سامان یافته باشد این احتمال وجود دارد که برخی از عوامل غیر اقتصادی در سال مورد نظر رخ داده باشد و اقتصاد یک یا چند کشور را از حالت عادی خارج کرده باشد. بنابراین نتایج چنین تحقیقی نمی‌تواند چندان مورد اطمینان باشد. بنابراین در تحقیق حاضر از روش داده‌های پنل جهت تخمین مدل استفاده شده است.

مطابق مدل جاذبه کلاسیک، حجم مبادله‌های بین دو نقطه تابعی است از قیمت تمام شده در مرکز تولید و قیمت تقاضا شده در بازار ارائه شده محصول. اخیراً در برخی از تحقیقاتی که بر مبنای مدل جاذبه تدوین شده‌اند، نسبت تجارت به تولید نیز به عنوان معیاری برای میزان مبادله کالا و اقتصادی بودن تجارت محصول مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به نکات فوق می‌توان مدل اولیه را به شکل زیر نمایش داد:

$$e_{JI} \cdot DIST_{IJ}^{b5} \cdot GS_{J}^{b4} \cdot CDIST_{I}^{b3} \cdot P_{J}^{b2} \cdot P_{I}^{b1} \cdot b = T_{JI}^{t} \quad (۱)$$

1-analysis panel data

2-cross-section

که در آن T_{IJ} حجم مبادله‌های تجاری (مجموع عرضه و تقاضا) بین دو مرکز I و J است، P_I و P_J قیمت محصول در مرکز تولید و فروش (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) مراکز I و J هستند، CDIST هزینه جابجایی محصول. متغیر $DIST_{IJ}$ بیانگر فاصله بین مراکز تولید و فروش و GS میزان یارانه و کمک های پرداختی دولت و بخش عمومی به محصول می باشد.

برای خطی کردن مدل فوق می‌توان از دو طرف معادله لگاریتم گرفت:

$$(۲) \quad {}_0 + b_1 \, Ln(P_I) + b_2 Ln(P_J) + b_3 Ln(CDIST) + b_4 Ln(GS) + b_5 Ln(DIST_{IJ}) + e_{JIt} = (Ln(T_{IJt})$$

فرضیه‌های مدل

در معادله هزینه تولید و جابجایی به عنوان عامل مؤثر در تولید و عرضه و همچنین ظرفیت تولید آنها می‌باشد. هرچه میزان تولید محصول افزایش و هزینه جابجایی و فاصله مراکز تولید تا محل توزیع کمتر باشد قیمت عرضه شده کاهش یافته و امکان تولید بیشتر با هزینه کمتر برای آن، بیشتر فراهم می‌شود و در نتیجه در بازارها از ثبات بالاتری برخودار بوده و این محصول دارای مزیت نسبی خواهد بود.

در مدل فوق متغیر قیمت بازار و پرداخت یارانه بطور مستقیم و غیر مستقیم به محصول بیانگر قیمت تقاضا کننده برای محصول می باشد که ارتباط مستقیم با محصول دارد. متغیر فاصله جغرافیایی در معادله فوق در واقع بیانگر موانع بر سر راه مبادله و عرضه محصول به بازار است. برخی از این موانع عبارتند از: هزینه حمل و نقل، زمان، تضادهای فرهنگی و موانع دسترسی به بازار. هرچه فاصله مراکز تولید تا مراکز فروش بیشتر باشد باعث افزایش قیمت و ارتباط مستقیم با محصول دارد. هر چه فاصله جغرافیایی بین بنگاه های تولیدی و بازار فروش محصول بیشتر باشد موانع فوق بیشتر می‌شوند و مبادله و عرضه محصول کاهش می‌یابد. از طرف دیگر از آنجایی که ما از یک مدل جاذبه ناقص استفاده می‌کنیم و فاصله مراکز تولیدی از بازار هدف(تهران) سنجیده می‌شود و همچنین فاصله جغرافیایی بین مراکز در طول زمان ثابت است، معناداری این متغیر با مشکل مواجه می‌شود . همچنین پرداخت یارانه ها در نهایت بایستی منجر به کاهش قیمت محصول گردد و ارتباط منفی و معکوسی با قیمت محصول داشته باشد.

تجزیه و تحلیل داده ها

برآورد مدل جاذبه با روش داده‌های پنل

در این تحقیق مدل فوق با استفاده از روش داده‌های پنل با استفاده از داده‌های ۵ استان تولید کننده محصول و قیمت های ثبت شده در بازار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۲ برآورد شده است. تعداد مشاهده‌های این تخمین برابر ۶۳ مشاهده است.

در ابتدا، تخمین مدل بر اساس فرض ترکیبی بودن مدل (Pooled Model) برآورد شد. پس از تخمین به دلیل وجود شباهت های موجود در ساختار مراکز و استانهای تولید کننده محصول گوجه فرنگی، بخصوص از لحاظ نحوه تولید و هزینه تمام شده تولید، فرضیه رگرسیون به ظاهر نامرتبط (SUR) ملاک تخمین قرار گرفت و این حالت تست شد. نتایج نشان می داد که نسبت به حالت قبل،از تخمین بهتری برخوردار است. با توجه به اینکه مدل ما از یک دوره زمانی مشخص به عنوان نمونه استفاده شده است و ما قصد تعمیم نتایج مدل برای کل سیاست های اعمال شده برای مبادله و قیمت گذاری محصول داریم. لذا این فرض نیز آزمون شد. در ادامه برای تست اثر ثابت یا اثر تصادفی(Random effects) بودن مقاطع،حالت تصادفی(Random) مبنا قرار گرفته و تخمین مدل بر این اساس انجام شد.همچنین تست هاسمن مدل نیز نشان می داد که حالت اثر ثابت معنادار نیست.

بحث و نتیجه گیری

با بررسی نتایج بدست آمده از تخمین مدل می‌توان، موارد زیر را نتیجه‌گیری نمود:

قیمت محصول در مرکز فروش (b_2)که در مدل با نماد P_J نشان داده می شود با ضریب (۳,۰۷-) و همچنین هزینه جابجایی محصول (b_3) با نشان (CDIST) با ضریب (۶,۶۹) کاملاً معنی دار و علامت آنها نیز مورد انتظار است. بنابراین نتایج این تخمین، فرضیه اولیه مدل جاذبه را تأیید می‌کند که هرچه هزینه جابجایی محصول بیشتر باشد قیمت در بازار بالاتر ارائه می شود.

معنی‌داری و مثبت بودن ضریب b_6 نشان می‌دهد که در سال‌های مورد مطالعه، هرچه فاصله بین مراکز تولید و فروش بیشتر باشد؛ قیمت محصول افزایش می یابد. علامت متغیر فاصله(DIST) در این برآورد برابر ضریب(۸۶۸۵۹) است که آن نیز مطابق انتظار است.

معنی‌دار نبودن متغیر حساسیت تجاری با نماد TP، به علت تغییرات فاحش عرضه محصول در ماه های مختلف سال بوده که بیشترین علت نوسان قیمت محصول به علت سختی و هزینه بر بودن انبار و یا تولید در زمان های مختلف سال بوده و نشان می دهد بیشترین تأثیر در نحوه تعیین قیمت فصلی بودن تولید محصول می باشد.

همچنین یادآور شده که R_Squared مدل نشان دهنده ضریب(۷۴.) می باشد.

جدول(۱)

Dependent Variable: T?
Method: Pooled Least Squares
Date: 13/08/13 Time: 16:12
Sample: 2004 2012
Included observations: 9
Cross-sections included: 7
Total pool (balanced) observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.11E+08	1.04E+08	1.066765	0.2906
POP?	6.59E-08	5.50E-09	11.97482	0.0000
GDP?	-3.47E-15	1.82E-16	-19.03124	0.0000
DIST?	-72271.26	27314.84	-2.645860	0.0105
GS?	5.48E+21	1.29E+21	4.236053	0.0001
TP?	-1305227.	4490623.	-0.290656	0.7724

R-squared	0.898698	Mean dependent var	-80257592
Adjusted R-squared	0.889812	S.D. dependent var	2.93E+08
S.E. of regression	97135294	Akaike info criterion	39.71150
Sum squared resid	5.38E+17	Schwarz criterion	39.91561
Log likelihood	-1244.912	Hannan-Quinn criter.	39.79178
F-statistic	101.1351	Durbin-Watson stat	0.580215
Prob(F-statistic)	0.000000		

جدول(۲)

Dependent Variable: T?
Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)
Date: 13/08/13 Time: 16:14
Sample: 2004 2012
Included observations: 9
Cross-sections included: 7
Total pool (balanced) observations: 63
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.42E+08	24577477	5.764534	0.0000
POP?	6.51E-08	1.47E-09	44.26560	0.0000
GDP?	-3.44E-15	7.34E-17	-46.89526	0.0000
DIST?	-76399.39	5218.021	-14.64145	0.0000
GS?	5.40E+21	2.08E+20	25.94606	0.0000
TP?	-2457774.	1011333.	-2.430233	0.0183

Weighted Statistics

R-squared	0.992707	Mean dependent var	-1.849378
Adjusted R-squared	0.992068	S.D. dependent var	12.08647
S.E. of regression	1.036085	Sum squared resid	61.18786
F-statistic	1551.801	Durbin-Watson stat	1.645000
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.898439	Mean dependent var	-80257592
Sum squared resid	5.39E+17	Durbin-Watson stat	0.582182

جدول(۳)

Sample: 2004 2012
Included observations: 9
Cross-sections included: 7
Total pool (balanced) observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.11E+08	1.04E+08	1.066765	0.2906
P?	-3.47E-15	1.82E-16	-19.03124	0.0000
CDIST?	6.59E-08	5.50E-09	11.97482	0.0000
TP?	-1305227.	4490623.	-0.290656	0.7724
DIST?	-72271.26	27314.84	-2.645860	0.0105
GS?	5.48E+21	1.29E+21	4.236053	0.0001

R-squared	0.898698	Mean dependent var	-80257592
Adjusted R-squared	0.889812	S.D. dependent var	2.93E+08
S.E. of regression	97135294	Akaike info criterion	39.71150
Sum squared resid	5.38E+17	Schwarz criterion	39.91561
Log likelihood	-1244.912	Hannan-Quinn criter.	39.79178
F-statistic	101.1351	Durbin-Watson stat	0.580215
Prob(F-statistic)	0.000000		

جدول(٤)

Sample: 2004 2012
Included observations: 9
Cross-sections included: 7
Total pool (balanced) observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.11E+08	1.04E+08	1.066765	0.2906
P?	-3.47E-15	1.82E-16	-19.03124	0.0000
CDIST?	6.59E-08	5.50E-09	11.97482	0.0000
TP?	-1305227.	4490623.	-0.290656	0.7724
DIST?	-72271.26	27314.84	-2.645860	0.0105
GS	5.48E+21	1.29E+21	4.236053	0.0001

R-squared	0.898698	Mean dependent var	-80257592
Adjusted R-squared	0.889812	S.D. dependent var	2.93E+08
S.E. of regression	97135294	Akaike info criterion	39.71150
Sum squared resid	5.38E+17	Schwarz criterion	39.91561
Log likelihood	-1244.912	Hannan-Quinn criter.	39.79178
F-statistic	101.1351	Durbin-Watson stat	0.580215
Prob(F-statistic)	0.000000		

جدول(۵)

Dependent Variable: T?
Method: Pooled Least Squares
Date: 13/08/13 Time: 17:09
Sample: 2004 2012
Included observations: 9
Cross-sections included: 7
Total pool (balanced) observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	76449461	1.14E+08	0.671524	0.5050
P?	-3.72E-15	1.73E-16	-21.49153	0.0000
CDIST?	6.96E-08	5.09E-09	13.67922	0.0000
TP?	280350.9	5129012.	0.054660	0.9566
DIST?	-65341.69	25246.83	-2.588115	0.0127
GS?	5.66E+21	1.18E+21	4.799263	0.0000
Fixed Effects (Period)				
2004--C	-41486416			
2005--C	-44134968			
2006--C	-44391765			
2007--C	-65507716			
2008--C	-23759886			
2009--C	10948437			
2010--C	42183103			
2011--C	66194216			
2012--C	99954996			

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.929529	Mean dependent var	-80257592
Adjusted R-squared	0.910833	S.D. dependent var	2.93E+08
S.E. of regression	87380294	Akaike info criterion	39.60257
Sum squared resid	3.74E+17	Schwarz criterion	40.07882
Log likelihood	-1233.481	Hannan-Quinn criter.	39.78988
F-statistic	49.71699	Durbin-Watson stat	0.726739
Prob(F-statistic)	0.000000		

نتایج پژوهش نشان می دهد قیمت گوجه فرنگی در طول سال و نوسانات قیمتی این محصول از سوی سمت عرضه به بازار تحمیل می شود که این امر نیز رابطه مستقیم با ماهیت محصول مورد اشاره دارد. حجم بالای برداشت محصول تنها در یک فصل از سال و مشکلات عدیده در انبار و نگهداری این محصول به صورت فرم و حالت اولیه بیشترین تأثیر در افزایش قیمت و نوسانات قیمت این محصول در طول سال دارد. حذف یارانه ها گرچه منجر به افزایش قیمت محصول به طور میانگین شده است اما از شدت کمتری برخوردار است. بیشترین

تاثیر حذف یارانه ها در افزایش هزینه جابجایی محصول نمایان بوده که این امر لزوم توجه بیشتر بـه توسـعه بحـث بهبود و ارتقاء زیرساخت حمل و نقل در کشور را می رساند.

راه کارهای سیاستی باید در مسیری باشد که تولیدکننده توان بیشتری برای بازاریـابی و انتقـال محصـولات خود بیابد. لذا چنانچه تسهیلات مناسب جهت نگهداری و بازاررسانی گوجه فرنگی در اختیار تولیدکننده قـرار گیرد، از یک سو منجر به افزایش توان تولیدکننده جهت بازاریابی و بازاررسانی این محصـول مـی شـود و از سوی دیگر ریسک بالای ناشی از نگهداری گوجه فرنگی تولیدی را کـاهش خواهـد داد. ایـن امـر در نهایـت سبب خواهد شد تا تولیدکننده ضمن اینکه سهم بیشتری از قیمت خرده فروشی کسب می کند، کـارایی بـازار را نیز افزایش خواهد داد راهکار مناسب دیگر برای حل معضل ناکارایی بازار و افزایش شدید قیمـت محصـول در برخی از ایام سال، کارا کردن مسیرهای ناکاراست، به گونه ای که سیاست ها باید در راستای کـاهش هزینـه های بازاریابی و به ویژه کاهش هزینه های ضـایعات در طـول مسـیرهای بازاررسـانی گوجـه فرنگـی و همچنـین کاهش هزینه نگهداری و انبارداری محصول باشد.

منابع

۱. اشرف زاده،ح.و مهرگان، ن.(۱۳۸۷)،((اقتصادسنجی پانل دیتا))،موسسه تحقیقات تعاون دانشـگاه تهران،چـاپ اول.
۲. سایت اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران.
۳. سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی.
۴. حسینی، س. ص .و قهرمان زاده ، م.(۱۳۸۵)، ((تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران))، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال چهاردهم، شماره 53 ، صفحه1 تا21 .
۵. دهقانیان، س .شاهنوشی، ن و آذرین فر،ی.(1385) ، ((بررسی و تحلیل کارایی و بازاریابی زرشک کاران استان خراسان ،مطالعه موردی :شهرستان قاینات))، مجلـه علـوم کشـاورزی و منـابع طبیعـی، جلـد سـیزدهم، شماره چهارم، صفحه 165 تا173 .
۶. رحیمی بروجردی، ع. (۱۳۷۵)، ((روابط تجاری و بین‌المللی معاصر، تئوری‌ها و سیاست‌هـا))، تهـران: دانشـگاه آزاد اسلامی، مرکز انتشارات علمی، چاپ اول.
۷. کرمـی،آ.(۱۳۸۹)،((عـدم تقـارن قیمـت گوجـه فرنگی،پیـاز و سـیب زمینـی در اسـتان فـارس)) ،مجلـه اقتصـاد کشاورزی،جلد چهارم،شماره سوم،صفحه۱۷۱ تا۱۸۳.

8. فصلنامه اقتصاد ،))بابل شهرستان مرکبات بازاریابی بررسی((، (1375)م.و مجاوریان،م. نژاد، موسی 11. تا۸ 101 ،صفحه 13 شماره چهارم، سال توسعه، و کشاورزی
9. Balassa, B. (1981). Change over me in the pa erns of compara ve advantage in manufactured goods: an empirical analysis for the period 1972-1974, European، Economic Review. 15: 41-62
10. Brasili, A. Epifani, P. and Helg, R. (2000). On the dynamics of trade pa erns. CESPRI, Working Paper, no. 115, Italy.
11. Getnet, K. Verbek, W. and Viaene, J. (2005). Modeling spa al price transmission، in the grain markets of Ethiopia with an application of ARDL approach to white teff. Journal of Agricultural Economics, 33: 491-502.
12. Girapumthong, N.Vansickle, J.J.and Renwick, A. (2003).A price asymmetry in the United States fresh tomato market. Journal of Food Distribu on Research, 34(3): 51-59.
13. Harris, Mark N. (1998)“ ,The Econometrics of Gravity Models ,”Melbourne Institute Working Paper No. 5/98.
14. Ward, R.W.(1982). Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing of fresh vegetables . American Journal of Agricultural Economics, 64: 205-212.