درونزایی قیمت و مقدار در تجزیه و تحلیل تقاضای گوشت مرغ و گاو: شواهدی از گراف‌های غیرچرخشی سودار

منصور زیبایی و رهام رحمانی[۱*]

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۸/۲۷ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۳/۱۹)

چکیده

در این مطالعه روابط علی بین متغیرهای موجود در بازار گوشت مرغ و گاو در فاصله سال‌های ۱۳۵۳تا ۱۳۸۳ در ایران بررسی شد. برای این منظور آلگوریتم‌های علیت حاصل از گراف‌های غیر چرخشی سودار، بر اساس ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی تصحیح خطای برداری و استفاده مستقیم از داده‌ها به کار برده شد. در بررسی جریان علیت، آلگوریتم PC براساس هم‌بستگی جزئی و آلگوریتم GES با استفاده از الگوی شبکه‌ای بیزین مورد استفاده قرار گرفت. نتایج به‌دست آمده نشان داد بین مقادیر مصرف گوشت مرغ و گاو و شاخص‌های قیمت آنها رابطه علی مشخصی وجود ندارد. بنابراین به نظر می رسد دخالت دولت و متغیرهای دیگری در این بازارها تأثیرگذار باشند. در نتیجه این الگو می‌تواند ابزاری برای پیش‌بینی اثر این متغیرها باشد. البته در بازار این دو کالا، روابط علی بین مقادیر مصرف، قیمت و متغیرهای دیگر وجود دارد. شاخص قیمت گوشت گاو به عنوان متغیر درونزا تحت تأثیر شاخص قیمت گوشت مرغ، شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی، شاخص قیمت مواد غیر خوراکی، مخارج مصرفی سرانه و مقادیر مصرف گوشت مرغ می‌باشد. مقدار مصرف گوشت گاو متغیر برونزا بوده و کمتر تحت تأثیر متغیرهای دیگر قرار گرفته است. شاخص قیمت گوشت مرغ درونزا بوده و تحت تأثیر شاخص قیمت گوشت گاو، مخارج مصرفی سرانه و شاخص قیمت مواد غیر خوراکی است. مقدار مصرف گوشت مرغ نیز درونزا بوده تحت تأثیر مقدار مصرف گوشت گاو و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی بوده است. با توجه به نتایج برای بهبود بازارهای مختلف گوشت سیاست‌های متفاوتی می‌تواند مؤثر باشد و روش گراف‌های سودار راهنمایی در این زمینه می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: گراف‌های سودار، تحلیل هم جمعی، آزمون اریب هم‌زمانی، تقاضای گوشت

مقدمه

مطالعه ساختار تقاضا در اقتصاد، دارای تاریخچه بس طولانی است(۹، ۱۲، ۳۹، ۴۱ و۴۲). توابع تقاضا می‌توانند در یک سیستم معادلات هم‌زمان عرضه و تقاضا مشخص گردیده و برآورد شوند. ولی این روش به ندرت در کارهای تجربی به کار برده شده است، زیرا پیدا کردن متغیرهای ابزاری مناسب کمی و کیفی برای شناسایی معادلات عرضه و تقاضا مشکل است (۱۸).

هم‌چنین شواهد تجربی نشان می‌دهد که الگوهای هم‌زمان در مقیاس بزرگ اغلب نتایج مناسبی نداشته است (۳۵). در عمل، محققین با این پیش فرض که قیمت متغیر از پیش تعیین شده است (بنابراین مقدار تقاضا به عنوان متغیر وابسته می‌باشد و یک تابع تقاضای معمولی مناسب است) و یا مقدار تقاضا متغیر

۱. به ترتیب دانشیار و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

* : مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: zibaei@shirazu.ac.ir

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

از پیش تعیین شده است (بنابراین قیمت به عنوان متغیر وابسته می‌باشد و تابع معکوس تقاضا مناسب است)، به برآورد سیستم می‌پردازند(۴۱).

هرچند توابع تقاضایی که مقدار تقاضا متغیر درونزاست، غالباً به کار برده شده است (الگوهای تقاضا مانند AIDS(Almost Ideal Demand system) و Rotterdam از این نوع هستند)، ولی مواردی نیز وجود دارد که قیمت متغیر درونزا بوده است (۶، ۱۶، ۱۹ و ۲۲). مسأله‌ای که در مورد این الگوها وجود دارد این است که انتخاب بین قیمت به عنوان متغیر وابسته و یا مقدار تقاضا به عنوان متغیر وابسته گاهی اوقات اختیاری است. در حالی‌که همچنان‌که هوک (۲۰) نشان داده، مقادیری که از برآورد تابعی با متغیر وابسته قیمت به‌دست می‌آید لزوماً همان برآوردهایی نیست که از توابعی با متغیر وابسته مقدار تقاضا به‌دست می‌آید. هم‌چنین انعطاف‌پذیری دوجانبه قیمتی برآورد شده توابع در حالتی که قیمت متغیر وابسته می‌باشد در مقایسه با حالتی که مقدار تقاضا متغیر وابسته می‌باشد، یکسان نیست. بنابراین انتخاب بین قیمت و یا مقدار تقاضا به عنوان متغیر درونزا یک مطلب جزئی نبوده و دارای اهمیت می‌باشد.

مطالعات تجربی که به طور عملی، موضوع درونزایی قیمت و مقدار را بررسی کرده اند، آزمون وو- هاسمن (Wu-Hausman) را به کار برده‌اند (۹ و۱۵). با وجود این همچنان که ترمن(۳۸) نشان داد در مطالعه هم‌زمانی معادلات تقاضا، قدرت آزمون هم‌زمانی وو- هاسمن، برای انتخاب بین مقدار و قیمت به عنوان متغیر وابسته یکسان نیست. روش گرینجر برای بررسی روابط علی بین دو متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرد(۱۸). محققینی که از روش‌های سری زمانی استفاده نموده‌اند، الگوهای خود توضیح برداری (VAR) (Vector Autoregressive Models) را به کار برده برده‌اند(۴ و ۱۳). از آن جا که تجزیه و تحلیل الگوی VAR یک ارتباط پویا بین متغیرها را نشان می‌دهد، بنابراین، این سؤال که کدام متغیر درونزا و کدام یک برونزاست، به آن توجه کمتری شده‌است.

در مطالعه وانگ و بسلر (۴۱) ترکیبی از الگوی VAR و گراف‌های غیر چدخشی سودار(Directed Asyclic Graphs) (DAG) برای تعیین علیت در بین متغیرهای شاخص قیمت و مقدار انواع گوشت در آمریکا به کاربرده شده‌است. اگر قیمت (مقدار تقاضا) عامل تعیین کننده مقدار تقاضا (قیمت) باشد، بنابراین مقدار تقاضا (قیمت) به عنوان متغیر وابسته تابع می‌تواند ساختار اساسی بازار را تعیین کند. اگر دو متغیر روی همدیگر اثر متقابل داشته باشند (به طور هم‌زمان همدیگر را تعیین کنند)، مسأله هم‌زمانی بایستی مورد توجه قرار گیرد. اگر بعضی از سری‌ها در مجموعه متغیرهای مورد بررسی ایستا نبوده ولی هم‌جمع باشند، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) (Vector Error Correction Model) مورد استفاده قرار می‌گیرد تا هم تغییرات کوتاه مدت و هم تعادل بلندمدت را بررسی نماید (۲۴).

در ایران گوشت مرغ و قرمز چه از جنبه‌های تأمین پروتئین مورد نیاز و امنیت غذایی جمعیت رو به رشد کشور و چه از جنبه سهم آن در ارزش افزوده بخش کشاورزی جایگاه ویژه‌ای دارد. در مورد مصرف گوشت تحقیقات زیادی در خارج و داخل ایران انجام شده است. مطالعات اخیر شامل کاراگیانیس و همکاران (۲۸)، جانگ و کو(۲۷)، لازاریدیس(۳۰)، وانگ و بسلر(۴۰)، عزیزی و ترکمانی(۲)، دهقان دهنوی و همکاران(۱) و قرشی ابهری و بریم نژاد(۳) است. در این مطالعات تمرکز بر برآورد کشش‌های مختلف یا انعطاف پذیری‌ها و آزمون تغییرات ساختاری فرضیه‌ها بوده است. در برخی از مطالعات انجام شده در ایران معادلات عرضه و تقاضا یا با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان برآورد شده و در مواردی مقدار تقاضا و یا نسبت بودجه اختصاص یافته برای انواع گوشت به عنوان متغیر درونزا و متغیرهای قیمت انواع گوشت، درآمد واقعی خانوار، قیمت کالاهای جانشین به عنوان متغیر برونزا در نظر گرفته شده‌اند. مسأله درونزایی قیمت توجه زیادی را به خود جلب کرده‌است. سیستم تقاضایی که در آن قیمت به عنوان متغیر

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

وابسته باشد و یا سیستم تقاضای مختلط معمولاً با وجود چنین مسأله‌ای به کار برده شده‌اند. محققین دو روش را برای شناسایی فرم کاربردی سیستم تقاضای معکوس به کار برده‌اند. روش نخست بر اساس تقریب مستقیم از ارتباط ذهنی تقاضا بدون وارد کردن هر فرض دیگری بر فرم اساسی ساختار مطلوبیت است (۱۰و۴۳). روش دوم بر اساس فرم کاربردی تابع مطلوبیت طراحی شده‌است (۲۱، ۲۲ و ۲۳). ساختارهای بازار گوشت حالت خاص دارند زیرا گوشت‌ها فسادپذیر هستند و گوشت‌های قرمز با وقفه‌های بیولوژیکی تولید می‌شوند. این موضوع دلالت بر این دارد که بحث درونزایی بویژه در بازار گوشت مهم است. در بازار گوشت مرغ و بازار گوشت گاو قیمت متغیر از پیش تعیین شده است یا مقدار؟ پاسخ دادن به این سئوال برای تصمیم‌گیری در بازار محصولات کشاورزی برای تجزیه و تحلیل سیاست‌ها و درک بهتر از تئوری‌های مختلف مصرف دارای اهمیت است. در این مطالعه ترکیب روش گراف‌های غیر چرخشی سودار(DAG) و الگوی VECM برای بررسی و تحلیل روابط علت و معلولی بین مقادیر مصرف، قیمت و سایر متغیرها در بازار گوشت مرغ و گاو در ایران به کار برده شده است.

مواد و روش‌ها

گراف‌های سودار، جستجوی آلگوریتمی و تصریح الگوی VECM

گراف‌های سودار از رشته هوش مصنوعی (Artificial intelligence) و علم رایانه بیرون آمد و برای چند دهه مطالعه شده است. این روش با توجه به مطالعات انجام شده به وسیله اسپیرتز و همکاران (۴۱) و پیرل (۳۲) توسعه یافته است. بر اساس این روش در اقتصاد می‌توان روابط علی را از داده‌های مشاهده شده استنباط کرد (۲۹ و ۳۶). ایده اساسی گراف‌های سودار نشان دادن روابط علی بین مجموعه‌ای از متغیرها با استفاده از گراف پیکان (⟵) است. از نظر ریاضی، گراف‌های سودار طرح‌هایی برای نمایش استقلال شرطی است که به وسیله تجزیه عوامل متوالی (recursive product decomposition) و به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\Pr(v_1, v_2, \dots, v_n) = \prod_{i=1}^{n} \Pr(v_i \mid \pi_i) \qquad [1]$$

که pr احتمال متغیرهای v_1 ، v_2 ، …، v_n است. علامت π_i بیانگر وجود بعضی از متغیرهای زیر مجموعه است که از نظر ترتیبی قبل از v_i $(i=1,2,\dots,n)$ دارای روابط علی بوده‌اند و Π علامت حاصل‌ضرب است. به عنوان یک مساعدت مهم به ادبیات موضوع، پیرل (۳۱،۳۲)، d-separation را به عنوان خصوصیت گرافیکی حاصل از استقلال روابط شرطی داده شده به وسیله معادله یک پیشنهاد کرد. دو بردار (برای مثال X و Y)، d-separated هستند اگر جریان اطلاعات بین آنها مسدود باشد. چنین شرایطی زمانی وجود خواهد داشت که: الف- یک متغیر علت عمومی (Common cause) است، مانند W در منحنی $X \leftarrow W \rightarrow Y$، یا یک متغیر میانی در زنجیره علی است، مانند U در منحنی $X \rightarrow U \rightarrow Y$ ، و در این صورت رابطه ی بین X و Y را بر W و U مشروط می‌کنیم. (ب) اگر متغیر Z یک متغیر میانی در یک دو شاخه معکوس باشد $(X \rightarrow Z \leftarrow Y)$.

اگر یک گراف سودار به صورت رابطه ریاضی در آمده باشد به طوری که در آن متغیرهای π_i به عنوان علت‌های مستقیم v_i بیان شوند، در این صورت استقلال‌های اعمال شده به وسیله معادله۱ می‌توانند به وسیله گراف و با استفاده از معیار d-separation تفسیر شود. گیجر و همکاران (۱۷) نشان دادند که یک تناظر یک به یک بین مجموعه استقلال‌های شرطی، $(X \perp Y|Z)$، (X مستقل از Y به شرط Z) اعمال شده به وسیله معادله ۱ و مجموعه سه گانه (Z, Y, X)، که معیار d-separation را در یک گراف G برآورده می‌کنند، وجود دارد. به ویژه، اگر G یک گراف غیر چرخشی سودار (DAG) با مجموعه متغیر V باشد و X، Y و Z درV باشند. در این صورت هم‌بستگی خطی اعمال شده بین X و Y در گراف G مشروط به Z صفر است، اگر و فقط اگر X و Y با توجه به Z داده شده، d-separated باشند. منظور از غیر چرخشی (Acyclic) این است که نمی‌توان

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

به متغیر اولیه با دنبال کردن پیکان‌هایی که هدایت شده از متغیر اولیه است، برگشت. بنابراین، ارتباط زنجیره‌ای $X \to Y \to X$ در گراف سودار نهایی اجازه داده نمی‌شود.

چندین آلگوریتم جستجو کننده برای بررسی جریان علیت در ادبیات موضوع وجود دارد. اسپیرتز و همکاران (اسپیرتز و همکاران، ۲۰۰۰ در وانگ و بسلر، ۲۰۰۶) و پیرل (۳۲) دو الگوریتم PC (Partial Correlation) و GES (Greedy Equivalent Search) را برای استنباط بر اساس گراف‌های غیر چرخشی سودار از داده‌های موجود ارائه کردند. این آلگوریتم‌ها در نرم افزار تتراد چهار (TETRAD IV) طراحی و قابل استفاده می‌باشند(۳۵). در آلگوریتم PC، جستجو با گراف کامل بدون جهت برای مجموعه متغیرهای مورد بررسی شروع می‌شود. این گراف یک خطوط ارتباطی دارد که هر متغیر را به متغیرهای دیگر در یک مجموعه متغیرهای مشخص شده (تئوری منبع قوی برای شناسایی متغیرها) متصل می‌کند. این آلگوریتم بر اساس آزمون فرضیه استاندارد نیومن- پیرسون (Neyman-Pearson) است. خطوط ارتباطی بین متغیرها به طور متوالی بر اساس به صفر رسیدن هم‌بستگی درجه صفر و هم‌بستگی نسبی از درجه‌ی بالاتر در سطوح معنی‌دار مشخص شده توزیع نرمال حذف می‌شوند (برای آزمون این‌که آیا هم‌بستگی یا هم‌بستگی نسبی از نظر آماری صفر است یا نه، آماره Z به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Z_{i,j|k} = \frac{\sqrt{T - N_k}}{2} \ln\left(\frac{1+r_{i,j|k}}{1-r_{i,j|k}}\right)$$

که T تعداد مشاهدات برای برآورد هم‌بستگی است، $r_{i,j \mid k}$ ضریب هم‌بستگی بین متغیرهای i و j با فرض مشخص بودن k و N_k تعداد مشاهدات متغیرهای دیگر مثلاً k می‌باشد (N_k برای هم‌بستگی‌های غیرشرطی صفر است). اگر متغیرهای i ، j و k به طور نرمال توزیع شده باشند، $Z_{i, j, k}$ دارای توزیع نرمال استاندارد است. خطوط مرزی که علی‌رغم تلاش برای حذفشان باقی می‌مانند، با استفاده از نظریه sepset سودار می‌شوند. متغیرهای مشروط بین دو متغیر که خطوط مرز بیشان حذف شده، sepset نامیده شده‌اند. در صورتی که متغیرهای مشروط بر اساس هم‌بستگی مرتبه صفر وجود نداشته باشد، sepset یک مجموعه تهی است. برای مثال فرض کنید برای سه متغیرX ،Yو Z خطوط مرزی بین X و Y غیرمشروط به Z را حذف کرده باشیم. سپس می‌توان هم‌بستگیX-Z-Y را به صورت $X \to Z \leftarrow Y$ جهت داد. در گراف‌های زیر پنج حالت برای دو متغیر مقدار مصرف (q) و قیمت (p) ارائه شده است: ۱- ارتباط علی وجود ندارد (خطوط مرزی حذف شده‌اند). ۲- قیمت، باعث تعیین مقدار مصرفی می‌شود($p \to q$). ۳- مقدار مصرفی تعیین کننده قیمت است ($p \leftarrow q$). ۴- قیمت و مقدار به طور هم‌زمان همدیگر را تعیین می‌کنند($p \leftrightarrow q$). ۵- جریان علی به وسیله اطلاعات در دسترس نمی‌تواند جهت داده شود(p-q).

آلگوریتم PC بر اساس روش شبیه‌سازی مونت کارلو توسط اسپیرتز و همکاران(اسپیرتز و همکاران، ۲۰۰۰ در وانگ و بسلر، ۲۰۰۶) و دمیرالپ و هور (۱۴) به طور گسترده‌ای مورد مطالعه قرار گرفته است. در نمونه‌های کوچک مشابه با اندازه نمونه در این مطالعه آلگوریتم PC ممکن باعث دو نوع اشتباه قراردادن یا حذف خطوط مرزی و تغییر جهت خطوط مرزی شود. اشتباه مربوط به جهت خطوط مرزی خیلی محتمل‌تر از اشتباه مربوط به قرار دادن و یا حذف خطوط مرزی به نظر می‌رسد. اسپیرتز و همکاران (اسپیرتز و همکاران، در وانگ و بسلر) معتقدند برای این که این روش‌ها باعث اخذ تصمیمات درست با احتمال بالا شوند باید همچنان‌که اندازه نمونه افزایش می‌یابد سطح معنی‌داری کاهش یابد و با به کار بردن سطوح معنی‌دار بالاتر در نمونه‌های کوچک کارایی را افزایش داد (برای مثال ۰/۲ در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰ و ۰/۱ در نمونه‌های بین ۱۰۰ تا ۳۰۰). با این وجود، برای تصمیم‌گیری بر اساس آلگوریتم PC، جهت خطوط مرزی در مقایسه با قراردادن متغیر در آلگوریتم دارای اعتبار کمتری است و با نتایج بایستی با احتیاط برخورد نموده و این نتایج با توجه به اطلاعات دیگر تفسیر شوند. آلگوریتم GES یک جستجوی قدم به قدم روی گزینه‌های DAG با استفاده از امتیازهای پسین بیزین(Bayesian posterior scores)

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

است. آلگوریتم شامل دو مرحله است و با نمایش DAG بدون هیچ خطوط مرزی (استقلال بین همه متغیرها) شروع می‌شود. در یک جستجوی سیستماتیک در میان گره‌هایDAG، خطوط مرزی اضافه می‌شوند و یا جهت‌ها معکوس می‌گردند، اگر امتیازهای پسین بیزین افزایش یابد. موقعی‌که یک حداکثر مقطعی از امتیاز بیزین ایجاد شود به طوری که خطوط مرزی اضافی و یا معکوس کردن جهت، امتیاز را افزایش ندهد، مرحله نخست به پایان می‌رسد. پس از آن دومین مرحله شروع می‌شود تا خطوط مرزی حذف و جهتشان معکوس شود اگر چنین اقدام‌هایی باعث افزایش در امتیاز پسین بیزین شود. اگر حذف بیشتر خطوط و یا معکوس کردن جهت‌ها باعث افزایش امتیاز نشود، آلگوریتم پایان می‌یابد(۱۱). خطوط مرزی یا جهت‌هایی که در هر دو آلگوریتم PC و GES وجود دارند احتمالاً دارای سطح اطمینان بالاتری نسبت به خطوط مرزی و یا جهت هایی که در آلگوریتم‌های مختلف تغییر می‌کنند، می‌باشند. محققینی نظیر سوانسون و گرینجر(۳۷)، بسلر و آکلمان(۷)، بسلر و همکاران(۸)، وانگ و بسلر (۴۱)، آوکیوز و یوک(۵) و سیانگ یو و همکاران(۲۴) روش گراف‌های غیرچرخشی سودار را برای سری‌های زمانی اقتصادی به کار برده‌اند.

الگوهای خود توضیح برداری (VAR) ابزارهای انتخابی برای تجزیه و تحلیل یک مجموعه از متغیرهای وابسته به هم می باشند. یک الگویVAR با n وقفه و M متغیر به صورت زیر است :

$$Yt=\Sigma_{i=1}^{n}\Gamma_i\, Yt\text{-}i+\mu+et \qquad [۲]$$

که Y بردار (M×1) از سری‌ها در زمان t، Γ_i ماتریس (M×M) از ضرایب مربوط کننده تغییرات در دوره زمانی با وقفه i با تغییرات جاری در سری‌ها، μ بردار (M×1) از مقادیر ثابت و et بردار (M×1) از جملات خطا که دارای توزیع نرمال مستقل یکسان با میانگین صفر و واریانس Σ ،(i.i.d.N(o,Σ)) است. معادله۲ بیانگر این است که هر یک از M متغیر، تابعی از n وقفه همه متغیرها شامل خودش، مقدار ثابت و یک جمله خطا می‌باشد. اگر بعضی از سری‌ها در مجموعه متغیرهای مورد بررسی ایستا نبوده ولی هم جمع باشند، الگویVECM مورد استفاده قرار می‌گیرد تا تغییرات کوتاه مدت و تعادل بلندمدت را بررسی نماید. الگوی VECM به صورت زیر است:

$$\Delta Y_t=\Sigma_{i=1}^{k-1}\Gamma_i\Delta Y_{t-i}+\pi Y_{t-1}+u_t \qquad [۳]$$

که Yt برداری از تمام متغیرهای الگو است و

Γ_i= -I+ A_1+ A_2+ A_3+…….. +A_i

π = -I+ A_1+ A_2+ A_3+…….. +A_k

در الگویVECM باید تعداد بردارهای هم جمعی مشخص شود. برای تعیین تعداد بردارهای هم جمعی، غالباً آزمون یوهانسن(۲۵ و۲۶) که بر مبنای نسبت حداکثر درست نمایی بنا شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. به طور ویژه تعداد وقفه در الگوی VAR باید قبل از آزمون اثر(Trace test) برای تعیین بردار هم جمعی مشخص شود. انتخاب تعداد وقفه در مرحله نخست اثر مهمی بر انجام آزمون هم جمعی(Co integration) دارد. اطلاعات کوتاه مدت، بلندمدت و هم‌زمان در متغیرها می‌تواند با استفاده از پارامترهای معادله ۳ شناسایی شوند. اطلاعات مربوط به M متغیر در ماتریس π خلاصه شده است. موقعی که رتبه ماتریس π یک عدد مثبت مانند r باشد (r کمتر از تعداد متغیرها می‌باشد)، $\pi=\beta\alpha'$، و α و β ماتریس‌های (M×r) هستند. ماتریس β دارای پارامترهای هم جمعی و ماتریس α دارای اطلاعات مربوط به سرعت تعدیل می‌باشد. آزمون فرضیه‌ها برای ماتریس β می‌تواند اطلاعات ساختار بلندمدت و آزمون فرضیه‌های مربوط به ماتریس‌های α و Γ_i روابط کوتاه مدت را مشخص می‌کنند (۲۵ و ۲۶). علاوه بر این، ساختار ارتباط هم‌زمان می‌تواند به وسیله تجزیه و تحلیل ساختاری et مشخص شود، همچنان‌که دمیرالپ و هور (۱۴) شرح داده‌اند. اطلاعات مربوط به ساختار هم‌زمان وابستگی میان مقادیر مصرف و قیمت‌ها با بررسی روابط علی بردار تغییرات et و بر اساس ماتریس واریانس- کوواریانس تغییرات به‌دست آید (۴۱).

در این مطالعه ابتدا الگوی VECM بر اساس داده‌ها برآورد و ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی برآورد شده

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

محاسبه گردید. سپس روش گراف‌های سودار و آلگوریتم‌های PC و GES، برای کمک در فراهم آوردن شواهد به‌دست آمده حاصل از ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECMیعنی Σ، برای مرتب کردن وابستگی‌ها در زمان t و بررسی علیت مورد استفاده قرار گرفت. هم‌چنین داده‌های موجود مستقیماً با توجه به روش و آلگوریتم‌های مذکور برای بررسی علیت مورد استفاده قرارگرفت و نتایج با حالتی که ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM استفاده شده بود، مقایسه گردید.

داده‌ها

داده‌های تجزیه و تحلیل شده شامل متغیرهای مصرف سرانه گوشت گاو و مرغ (برحسب کیلوگرم)، شاخص قیمت خرده فروشی گوشت گاو، شاخص قیمت خرده فروشی گوشت مرغ، شاخص قیمت مصرف‌کننده برای مواد خوراکی غیر گوشتی، شاخص قیمت مصرف کننده برای مواد غیر خوراکی و مخارج مصرفی سرانه در فاصله سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳ است. داده های مربوط به مقادیر تولید، واردات، صادرات، مخارج مصرفی کل، شاخص‌های مورد نیاز و جمعیت از منابعی مانند نشریات بانک مرکزی و F.A.O استخراج و جمع‌آوری و یا با استفاده از داده‌های اخذ شده از این منابع محاسبه شدند. برای به‌دست آوردن مقادیر مصرف سرانه گوشت گاو و گوشت مرغ مجموع مقادیر تولید و واردات محاسبه و مقدار صادرات از آن کم و بر جمعیت کشور تقسیم شد. مخارج مصرفی سرانه از تقسیم مخارج مصرفی کل کشور بر جمعیت به‌دست آمد.

شاخص‌های قیمتی برای مواد خوراکی غیر گوشتی و مواد غیر خوراکی براساس اطلاعات موجود در نشریات بانک مرکزی برای سال‌های مختلف و نحوه محاسبه شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص قیمت مواد خوراکی در ایران با استفاده از روابط زیر محاسبه شدند:

$$fpi = \frac{(nmfdp)(cnmfdp) + (mfdp)(cmfdp)}{cfpi} \qquad [۴]$$

$$cpi = \frac{(fpi)(cfpi) + (nfdp)(cnfdp)}{ccpi} \qquad [۵]$$

که fpi شاخص قیمت مواد خوراکی، nmfdp شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی، cnmfdp ضریب اهمیت مواد خوراکی غیر گوشتی در شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی، mfdp شاخص قیمت مواد خوراکی گوشتی،cmfdp ضریب اهمیت مواد خوراکی گوشتی در شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی، cfpi ضریب اهمیت مواد خوراکی در شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی، cpi شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی، nfdp شاخص قیمت مواد غیر خوراکی، cnfdp ضریب اهمیت مواد غیر خوراکی در شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی و ccpi ضریب اهمیت کل کالاها و خدمات مصرفی در شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی می‌باشند. داده‌ها برای حداکثر سری زمانی ممکن در ایران (سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳) جمع‌آوری شده است.

نخستین مطلب قابل استنباط بررسی نحوه تغییرات داده ها در دوره زمانی مورد بررسی است. شاخص قیمت‌های گوشت مرغ و گاو، مخارج مصرفی سرانه، شاخص قیمت مواد غیر خوراکی، شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی و مصرف سرانه گوشت مرغ همه روندی افزایشی داشته‌اند. مصرف سرانه گوشت گاو تا سال ۱۳۶۲روند افزایشی داشته و از سال ۱۳۶۳ تا سال ۱۳۶۶ روند نزولی داشته و از آن مقطع تا کنون دارای نوساناتی بوده است، اگرچه دامنه نوسانات محدود و تقریباً با ثبات است. مقادیر متوسط، حداقل و حداکثر مصرف سرانه سالانه در دوره مورد بررسی برای گوشت مرغ به ترتیب ۸/۵۳ ، ۴/۴۳ و ۱۳/۶ و برای گوشت گاو به ترتیب ۵/۰۴ ، ۴/۰۳ و ۶/۳۳ کیلوگرم بوده است.

نتایج

سری‌های زمانی مورد بررسی مصرف سرانه گوشت گاو (Beefq)، مصرف سرانه گوشت مرغ (Chickenq)، شاخص قیمت خرده فروشی گوشت گاو (Beefp)، شاخص قیمت خرده فروشی گوشت مرغ(Chickenp)، شاخص قیمت مواد

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

خوراکی غیرگوشتی(nmfdp)، شاخص قیمت مواد غیر خوراکی(nfdp) و مخارج مصرفی سرانه(totexp) می‌باشند. نخست خصوصیات سری‌های زمانی (متغیرهای) موجود در سیستم بررسی شد. به طور معمول همه متغیرها به فرم لگاریتمی تبدیل شدند. به منظور تعیین الگوی مناسب، ایستایی سری‌ها با آزمون دیکی فولر افزوده (ADF) در سطح و تفاضل اول انجام و نتایج در جدول ۱ آمده است. حداکثر تعداد وقفه ۴ تعیین شد. این انتخاب با توجه به اندازه نمونه مورد بررسی صورت گرفته است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد فقط متغیر beefq در سطح ایستا بوده و سایر متغیرها دارای ریشه واحد می‌باشند. تفاضل اول متغیر nfdp در سطح ده درصد و بقیه متغیرها در سطح پنج درصد ایستا می‌باشند. با توجه نتایج ارائه شده به غیر از متغیر beefq که انباشته(Integrated) از درجه صفر یا I(0) است، سایر متغیرها انباشته از درجه یک یا I(1) می‌باشند. بنابراین لازم است که امکان وجود روابط هم جمعی(Co-integration) بین متغیرها بررسی شود.

تعداد وقفه در الگوی VAR باید قبل از آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه (Eigen Value) برای تعیین بردار هم جمعی، مشخص شود. تعداد وقفه مناسب براساس آماره شوارتز- بیزین یک به دست آمد. نتایج آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردار هم‌جمعی در جدول۲ آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، در سطح پنج درصد تعداد چهار بردار هم جمعی وجود دارد.

با توجه به شواهد بالا، الگوی VECM برای متغیرها برآورد و ماتریس ضرایب هم‌بستگی جملات اختلال این الگو (VECM innovation correlation matrix) به‌دست آمد. برای تعیین جریان هم‌زمان علیت بین متغیرهای مورد بررسی DAG به عنوان یک ابزار مورد استفاده قرار گرفت. برای این منظور ماتریس ضرایب هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM برای نشان دادن شواهدی از هم‌بستگی هم‌زمان میان متغیرها به عنوان مبنای اولیه استفاده گردید. این ماتریس (قسمت پایین آن) در جدول۳ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، هم‌بستگی بین تغییرات در مقادیر مصرف و قیمت‌ها برای گوشت گاو معادل ۰/۲۵- و برای گوشت مرغ معادل ۰/۱۸- است. همچنان‌که انتظار می‌رفت، تغییرات در مقادیر مصرف شده به طور منفی با تغییرات در قیمت‌ها مرتبط است، اگرچه این هم‌بستگی در سطوح یک و پنج درصد معنی‌دار نیست. هم‌بستگی بین تغییرات در مقدار مصرف گوشت گاو با مخارج مصرفی ۰/۰۸- است. این هم‌بستگی برخلاف تئوری است ولی در سطوح یک و پنج درصد معنی‌دار نیست. شاید دلیل هم‌بستگی منفی آن افزایش نیافتن مقدار مصرف در طول دوره مورد بررسی باشد. هم‌بستگی بین تغییرات در مقدار مصرف گوشت مرغ با مخارج مصرفی ۰/۰۶ است. و همان‌طور که انتظار می‌رفت هم‌بستگی آنها مثبت و منطبق با تئوری است ولی در سطوح یک و پنج درصد معنی‌دار نیست.

برای ایجاد DAG و تعیین جریان هم‌زمان علیت بین قیمت‌ها، مقادیر مصرف و سایر متغیرها، آلگوریتم‌هایPC و GES در دو حالت یکی با توجه به ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM (جدول ۳) و دیگری استفاده مستقیم از داده‌های موجود به کار برده شدند. آلگوریتم PC از یک گراف بدون سو شروع شد. ۲۱ خط مرزی بدون سو، هر جفت از متغیرها را به هم متصل می‌کند. سپس این خطوط بر اساس به صفر رسیدن (ضعیف شدن) هم‌بستگی و هم‌بستگی نسبی حذف می‌شوند، و همچنان که قبلاً بحث شد، با استفاده از شرایط sepset جهت‌دار می‌شوند. در شکل۱، گراف سودار نهایی بر اساس آلگوریتم PC در سطح معنی‌داری ده درصد و با توجه به ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM نشان داده شده است. لازم به ذکر است که ۱۳ خط مرزی از ۲۱ خط اولیه از گراف حذف شده‌اند. برخی از این خطوط به طور مشروط و برخی بدون شرط حذف شدند. مثلاً هم‌بستگی بین شاخص قیمت مواد غیر خوراکی و شاخص قیمت گوشت مرغ در سطح درصد معنی‌دار اما مشروط به شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی، حذف شده است. هفت خط ارتباطی سودار در گراف سودار نهایی، در شکل ۱ باقی مانده است. بر

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد و ایستایی متغیرهای مورد بررسی در سطح و تفاضل اول

متغیرها	آزمون دیکی فولر افزوده در سطح (با وجود مقدار ثابت و روند)	آزمون دیکی فولر افزوده در تفاضل اول (با وجود مقدار ثابت و روند)
	آماره ADF*	آماره ADF
beefq	-۴/۰۱	-۷/۵۲
beefp	-۳/۱۱	-۴/۱۷
Chickenq	-۲/۲۱	-۵/۷۹
Chickenp	-۰/۸۱	-۳/۹۲
nmfdp	-۱/۹۴	-۳/۸۸
nfdp	-۲/۲۴	-۳/۳۹
totexp	-۱/۵	-۴/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*: مقادیر بحرانی ADF در سطوح معنی‌داری ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب معادل ۳/۵۷- و ۳/۲۲- می‌باشند.

جدول ۲. نتایج آزمون همجمعی یوهانسن برای تعیین تعداد بردار هم جمعی

تعداد بردار هم‌جمعی(r)	حداکثر مقدار ویژه (Eigen Value)	آماره اثر (Trace Statistics)	مقادیر بحرانی در سطح پنج درصد	سطح احتمال
r =۰ *	۰/۹۹۴	۳۱۹/۱۲	۱۵۰/۵۶	۰/۰۰۰۰
r = ۱ *	۰/۸۷۵	۱۷۷/۸۸	۱۱۷/۷	۰/۰۰۰۰
r = ۲ *	۰/۸۱۱	۱۲۱/۶	۸۸/۸	۰/۰۰۰۰
r = ۳ *	۰/۶۵۳	۷۶/۵۲	۶۳/۸۷	۰/۰۰۳۰
r =۴ *	۰/۵۹۳	۴۷/۹۰	۴۲/۹۱	۰/۰۱۴۶
r =۵	۰/۴۹۳	۲۳/۶	۲۵/۸۷	۰/۰۹۳۴
r =۶	۰/۱۷۷	۵/۲۵	۱۲/۵۱	۰/۵۶۰۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. ماتریس ضرایب هم‌بستگی جملات باقی‌مانده الگوی VECM

	BEEFQ	BEEFP	CHICKENQ	CHICKENP	NMFDP	NFDP	TOTEXP
BEEFQ	۱/۰۰۰۰ ۰						
BEEFP	-۰/۰۵۶۱۸۴	۱/۰۰۰۰ ۰					
CHICKENQ	-۰/۴۱۶۱۸۰*	-۰/۰۲۵۸۲۶	۱/۰۰۰۰ ۰				
CHICKENP	-۰/۱۶۴۱۹۱	۰/۶۹۶۰۷۲**	-۰/۱۷۶۹۰۰	۱/۰۰۰۰ ۰			
NMFDP	-۰/۱۸۷۹۴۶	۰/۷۱۱۷۳۴**	-۰/۲۱۰۳۵۶	۰/۷۳۲۳۱۳**	۱/۰۰۰۰ ۰		
NFDP	-۰/۱۳۷۷۲۱	۰/۶۸۸۷۵۶**	-۰/۱۲۹۹۴۴	۰/۶۴۱۶۹۶**	۰/۸۸۴۸۵۳**	۱/۰۰۰۰ ۰	
TOTEXP	-۰/۰۸۴۲۵۸	۰/۴۴۷۷۹۷*	۰/۰۶۰۸۹۳	-۰/۰۴۷۶۰۰	-۰/۰۶۰۳۱۸	۰/۲۴۰۲۱۴	۱/۰۰۰۰ ۰

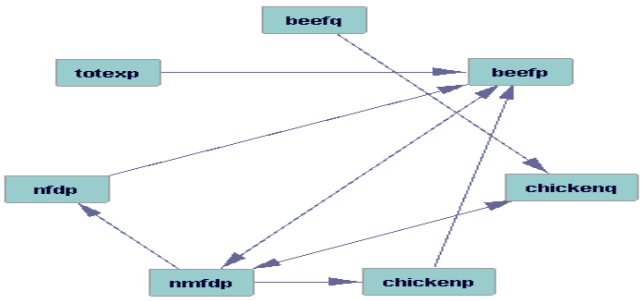
مأخذ: یافته‌های تحقیق

*: در سطح پنج درصد معنی‌دار است.

** : در سطح یک درصد معنی‌دار است.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]



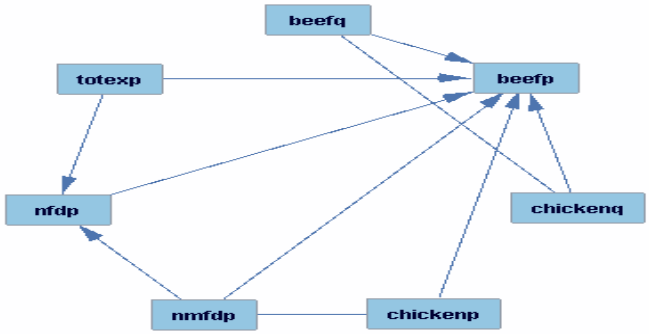
شکل ۱. نمودار جریان علیت هم‌زمان بین متغیرها با توجه به ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM و بر اساس آلگوریتم PC (در سطح ده درصد)

اساس نتایج، بین مقادیر گوشت مصرف شده و شاخص‌های قیمت آنها، رابطه علی مشخصی وجود ندارد. بین شاخص قیمت گوشت مرغ و شاخص قیمت گوشت گاو، شاخص قیمت مواد غیرخوراکی و شاخص قیمت گوشت گاو و مخارج مصرفی و شاخص قیمت گوشت گاو، خطوط ارتباطی وجود داشته و جهت آنها از شاخص قیمت گوشت مرغ، شاخص قیمت مواد غیر خوراکی و مخارج مصرفی به شاخص قیمت گوشت گاو می‌باشد. بنابراین تغییر در شاخص قیمت گوشت مرغ، شاخص قیمت مواد غیرخوراکی و مخارج مصرفی باعث تغییر در شاخص قیمت گوشت گاو می‌شود. خط ارتباطی، بین شاخص قیمت مواد خوراکی غیرگوشتی و شاخص قیمت گوشت گاو وجود داشته و جهت آن دو طرفه می‌باشد یعنی این دو متغیر به طور هم‌زمان همدیگر را تعیین می‌کنند. خط ارتباطی بین شاخص قیمت گوشت مرغ و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی وجود داشته و جهت آن از شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی به شاخص قیمت گوشت مرغ است. بر این اساس تغییر در شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی باعث تغییر در شاخص قیمت گوشت مرغ می‌شود. خط ارتباطی بین مقدار مصرف گوشت مرغ و شاخص قیمت مواد خوراکی غیرگوشتی وجود دارد و جهت آن دو طرفه است، یعنی این دو متغیر به طور هم‌زمان همدیگر را تعیین می‌کنند. خط ارتباطی بین مقدار مصرف گوشت مرغ و مقدار مصرف گوشت گاو وجود دارد و جهت آن از مقدار مصرف گوشت گاو به مقدار مصرف گوشت مرغ می‌باشد. بر این اساس، تغییر در میزان مصرف گوشت گاو باعث تغییر در میزان مصرف گوشت مرغ می‌شود. خط ارتباطی بین شاخص قیمت مواد خوراکی غیرگوشتی و شاخص قیمت مواد غیرخوراکی وجود داشته و جهت آن از شاخص قیمت مواد خوراکی غیرگوشتی به شاخص قیمت مواد غیر خوراکی است. یعنی تغییر در شاخص قیمت مواد خوراکی غیرگوشتی، باعث تغییر در شاخص قیمت مواد غیر خوراکی می‌شود.

در شکل ۲ گراف سودار نهایی بر اساس آلگوریتم GES و با توجه به ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM نشان داده شده است. آلگوریتم GES با یک گراف مستقل بدون سو (با ۲۱خط مرزی) شروع شد. در این آلگوریتم، در مقایسه با آلگوریتمPC چندین اختلاف وجود دارد. نخست این که بین مقدار مصرف گوشت گاو و شاخص قیمت گوشت گاو یک خط ارتباطی وجود دارد و جهت این خط از مقدار مصرف شده به شاخص قیمت می‌باشد. بر این اساس، تغییر در مقادیر مصرف شده گوشت گاو باعث تغییر در شاخص قیمت شده است. دوم این که یک خط ارتباطی بین مقدار گوشت مرغ مصرف شده و شاخص قیمت گوشت گاو وجود داشته و جهت آن از مقدار گوشت مرغ مصرف شده به شاخص قیمت گوشت گاو است. بر این اساس، تغییرات در مقادیر گوشت مرغ مصرف شده باعث تغییر در شاخص قیمت گوشت گاو شده است. سوم این که بین شاخص قیمت گوشت گاو و مقدار

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]



شکل۲. نمودار جریان علیت هم‌زمان بین متغیرها با توجه به ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM و بر اساس آلگوریتم GES

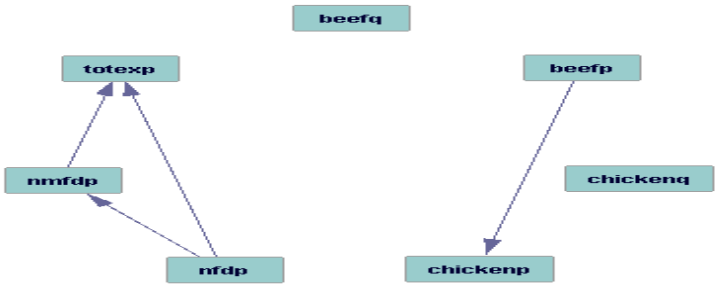
مصرف گوشت مرغ رابطه علی جهت‌دار نمی‌باشد در حالی که بر اساس آلگوریتم PC این رابطه جهت دار و جهت آن از شاخص قیمت گوشت گاو به مقدار مصرف گوشت مرغ می‌باشد. چهارم این که رابطه بین شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی و شاخص قیمت گوشت گاو یک طرفه و از شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی به شاخص قیمت گوشت گاو می‌باشد. درحالی که بر اساس آلگوریتم PC، این رابطه دو طرفه است. پنجم این که بین مقدار مصرف گوشت مرغ و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی رابطه مشخص علی وجود ندارد، در حالی که بر اساس آلگوریتم PC رابطه علی دو جانبه وجود دارد. ششم این که، رابطه بین شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی و شاخص قیمت گوشت مرغ بر اساس اطلاعات موجود جهت دار نیست در حالی که براساس آلگوریتمPC ، جهت دار و جهت آن از شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی به شاخص قیمت گوشت مرغ است. هفتم این که بین مخارج مصرفی و شاخص قیمت مواد غیر خوراکی خط ارتباطی وجود دارد و جهت آن از مخارج مصرفی به شاخص قیمت مواد غیر خوراکی است، در حالی که بر اساس آلگوریتم PC بین این دو رابطه علی وجود ندارد.

نتایج براساس آلگوریتم PC و مستقیماً براساس داده های موجود و در سطح معنی داری ده درصد در شکل ۳ نشان داده شده است. همان طور که ملاحظه می‌گردد، نتایج در این حالت دارای تفاوت‌هایی با آلگوریتم PC براساس ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM، می‌باشد. در حالت استفاده مستقیم از داده‌ها آلگوریتم دارای چهار خط سودار نهایی است و هیچ یک از این خطوط مشابهتی با حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM ندارند. بین شاخص قیمت گوشت گاو و شاخص قیمت گوشت مرغ و شاخص قیمت مواد غیر خوراکی و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی، خطوط ارتباطی وجود داشته و جهت آنها برعکس آلگوریتم PC در حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM، می‌باشند. خطوط ارتباطی دیگری بین شاخص قیمت مواد غیر خوراکی و مخارج مصرفی و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی و مخارج مصرفی وجود دارند و چنین خطوطی در آلگوریتمPC در حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM، وجود ندارند. با توجه به جهت این خطوط، تغییر در شاخص قیمت مواد غیر خوراکی و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی، باعث تغییر در مخارج مصرفی می‌شوند.

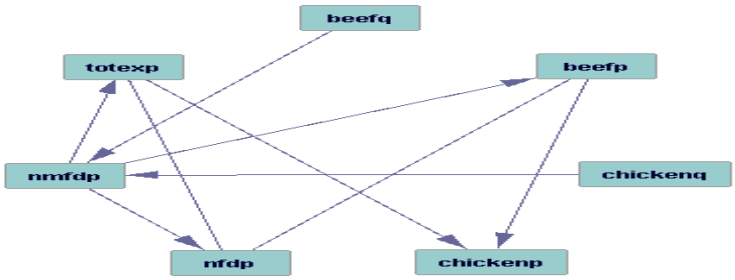
نتایج حاصل از آلگوریتم GES و مستقیماً براساس داده‌های موجود در شکل ۴ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، ۹ خط ارتباطی بین متغیرهای الگو وجود دارد، که اغلب آنها متفاوت از آلگوریتم GES در حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM، هستند. یک خط

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]



شکل ۳. نمودار جریان علیت هم‌زمان بین متغیرها با به کارگیری مستقیم داده‌ها و براساس آلگوریتم PC (در سطح ده درصد)



شکل۴. نمودار جریان علیت هم‌زمان بین متغیرها با به کارگیری مستقیم داده‌ها و براساس آلگوریتم GES

ارتباطی بین شاخص قیمت گوشت گاو و شاخص قیمت گوشت مرغ وجود دارد و جهت آن برخلاف حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM، از شاخص قیمت گوشت گاو به شاخص قیمت گوشت مرغ می‌باشد. یک خط ارتباطی بدون جهت بین مخارج مصرفی و شاخص قیمت مواد غیر خوراکی وجود دارد، در حالی که این خط در حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM، دارای جهت از مخارج مصرفی به شاخص قیمت مواد غیر خوراکی می‌باشد. یک خط ارتباطی بدون جهت بین شاخص قیمت گوشت گاو و شاخص قیمت مواد غیر خوراکی وجود دارد، در حالی که این خط در حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM دارای جهت از شاخص قیمت مواد غیر خوراکی به شاخص قیمت گوشت گاو است. خط ارتباطی بین شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی و مخارج مصرفی وجود داشته و جهت آن از شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی به مخارج مصرفی است. بر این اساس، تغییر در شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی باعث تغییر در مخارج مصرفی می‌شود و چنین ارتباطی در حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM، وجود ندارد. خطوط ارتباطی دیگری بین مقدار تقاضا برای گوشت مرغ و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی، مخارج مصرفی و شاخص قیمت گوشت مرغ و تقاضا برای گوشت گاو و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی وجود دارند و چنین خطوطی در آلگوریتم GES در حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM، وجود ندارند. با توجه به جهت این خطوط، متغیرهای مقدار تقاضا برای گوشت مرغ، مخارج مصرفی و تقاضا برای گوشت گاو، به ترتیب باعث تغییر در متغیرهای شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی و شاخص قیمت گوشت مرغ می‌شوند.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

خطوط ارتباطی بین شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی و شاخص قیمت مواد غیر خوراکی و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی و شاخص قیمت گوشت گاو وجود دارد و مشابه با حالت ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگوی VECM می‌باشند.

نتیجه‌گیری

در مطالعات مربوط به تقاضا معمولاً انتخاب مقدار تقاضا یا قیمت به عنوان متغیر درونزا به صورت اختیاری و یا براساس آزمون وو- هاسمن انجام می‌گیرد. از آنجا که انعطاف‌پذیری قیمتی دو جانبه برآورد شده از توابعی که که قیمت متغیر وابسته می‌باشد، به طور عمومی متفاوت از حالتی است مقدار تقاضا متغیر وابسته می‌باشد(۲۵). و از طرف دیگر بر اساس نتایج آزمون برخی مطالعات قدرت آزمون هم‌زمانی وو- هاسمن برای انتخاب بین قیمت و مقدار به عنوان منغیر وابسته یکسان نیست (۳۸). بنابراین انتخاب بین این دو تابع می‌تواند موضوع مهمی باشد. در این مطالعه روش جدیدی برای بررسی روابط علی بین مقادیر مصرف و قیمت و سایر متغیرها در بازار گوشت مرغ و گاو در ایران استفاده شد. این روش می‌تواند به عنوان مکملی برای آزمون وو- هاسمن به کار برده شود. از این آزمون در روش‌های برآورد سیستمی و تجزیه و تحلیل‌های هم جمعی نمی‌توان استفاده کرد.

نتایج به‌دست آمده براساس آلگوریتم‌ها و در حالت‌های مختلف استفاده از داده‌ها، بیانگر این است که بین مقادیر مصرف گوشت مرغ و گاو و شاخص‌های قیمت آنها رابطه علی مشخصی وجود ندارد. نتایج مطالعه مشابه انجام شده در بازار گوشت گاو و طیور در آمریکا بیانگر آن است که متغیرهای قیمت و مقادیر مصرف به طور هم‌زمان تعیین کننده یک دیگر می‌باشند(۴۱). با مقایسه نتایج می‌توان چنین استنباط کرد که این بازارها در ایران کاملاً شرایط بازار رقابت کامل را نداشته و تقریبی از شرایط این بازار می‌باشند. در نتیجه این الگو ابزاری برای پیش‌بینی اثر تغییرات در تقاضا و یا مداخلات دولتی می‌باشد. در بازار گوشت مرغ در مواردی دولت احساس می‌کند که قیمت گوشت مرغ بالاست و لذا حداکثر قیمت (قیمت سقف) را برای گوشت مرغ در سطح خرده فروشی تعیین می‌کند و یا در زمان‌های مختلف و در قالب سبد کالاهای اساسی اقدام به توزیع یارانه‌ای گوشت مرغ می‌نماید. در بازار گوشت گاو مقادیر مصرف در الگوی غذایی مردم تقریباً ثابت و برونزا بوده و تحت تأثیر فرهنگ غذایی می‌باشد. علاوه بر این در این بازارها روابط علی بین مقادیر مصرف، قیمت و متغیرهای دیگر وجود دارد.

با توجه به نتایج، شاخص قیمت گوشت گاو بیشتر از سایر متغیرها درونزا بوده و تعداد متغیرهای بیشتری آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. شاخص قیمت گوشت گاو تحت تأثیر شاخص قیمت گوشت مرغ، شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی، شاخص قیمت مواد غیر خوراکی، مخارج مصرفی کل و مقادیر مصرف گوشت مرغ است. مقدار مصرف گوشت گاو برونزا بوده و کمتر تحت تأثیر متغیرهای دیگر قرار گرفته است. در بازار گوشت مرغ شاخص قیمت و مقدار مصرف درونزا بوده و در آلگوریتم‌های مختلف تحت تأثیر برخی متغیرها بوده و یا روی برخی متغیرها تأثیرگذار بوده‌اند. مثلاً در آلگوریتم PC و در حالت استفاده از ماتریس هم‌بستگی جملات اختلال الگویVECM، مقدار مصرف گوشت مرغ تحت تأثیر مقدار مصرف گوشت گاو و شاخص قیمت مواد خوراکی غیر گوشتی بوده است. در آلگوریتمGES و در حالت استفاده مستقیم از داده‌ها شاخص قیمت گوشت مرغ تحت تأثیر شاخص قیمت گوشت گاو و مخارج مصرفی سرانه بوده است. از اینرو می‌توان انتظار داشت که مداخلات دولتی و یا تغییر در مقادیر متغیرهای بیان شده باعث تغییر در مقادیر مصرف و قیمت‌ها شود و رابطه بین مقادیر مصرف و قیمت در بازار گوشت مرغ و گاو وجود نداشته باشد.

یافته‌های چنین مطالعه‌ای می‌تواند دارای کاربردهایی برای تصمیم گیرندگان باشد. سیاست‌های جدید برای اثربخشی و با هدف بهبود شرایط بازار برای مصرف کنندگان، زارعین، تبدیل

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

کنندگان و دیگر گروه‌ها در صنعت گوشت، باید در بازارهای مختلف گوشت متفاوت باشد. به عنوان مثال به نظر می‌رسد در بازار گوشت مرغ ایران بین متغیرهای قیمت و مقدار مصرف رابطه علی مشخصی وجود نداشته و متغیرهای دیگر و مداخلات دولتی روی قیمت و مقدار مصرف گوشت مرغ تأثیرگذار هستند. بنابراین در این بازار قیمت نمی‌تواند به عنوان ابزار تنظیم کننده میزان مصرف برای مصرف کنندگان باشد. در بازار گوشت گاو با توجه به برونزا بودن مقادیر مصرف، باید تأکید بیشتر بر طرف عرضه بازار باشد و برای کاهش هزینه تولید تلاش کرد. درخصوص مصرف گوشت گاو باید فرهنگ غذایی در جهت مصرف بیشتر آن اصلاح شود.

منابع مورد استفاده

۱. دهقان دهنوی، م.ع.، ن. کهزادی و ص. خلیلیان. ۱۳۸۲. بررسی تغییر ساختار تقاضای گوشت از طریق آزمون ناپارامتری ترجیحات آشکار شده، مجموعه مقالات چهارمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، کرج.

۲. عزیزی، ج. و ج. ترکمانی. ۱۳۸۰. تخمین توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ۳۴: ۲۳۷-۲۱۷.

۳. قرشی ابهری، ج. و و. بریم نژاد. ۱۳۸۴. برآورد معادلات عرضه و تقاضای گوشت در ایران با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ۵۱: ۸۵-۶۵.

4. Anderson, H.M. and F. Vahid. 1997. On the correspondence between individual and aggregate food consumption functions: evidence from the USA and Netherlands. J. Appl. Econom. 12: 477-507.
5. Awokuse, T. O. and J. M. Duke. 2006. The causal structure of land price determinants Can. J. Agric. Econ. 54: 227-245.
6. Barten, A. P. and L. J. Bettendorf. 1989. Price formation of fish: an application of inverse demand system, Eur. Econ. Rev. 33: 1509- 1525.
7. Bessler, D. A. and D. G. Akleman. 1998. Farm prices, retail prices, and directed graphs: results for pork and beef. Amer. J. Agri. Econ. 80:1144 – 1149.
8. Bessler, D. A., J.Yang and M. Wongcharupan. 2003. Price dynamics in the international wheat market: modeling with error correction and directed acylic graphs. J. Regional Sci. 43: 1-33.
9. Bronsard, C., and L. Salvas- Bronsard, 1984. On price exogenity in complete demand systems. J. Econometrics 24: 235- 247.
10. Chambers, R. G. and K. McConnell. 1983. Decomposition and additivity in price dependent demand systems. Am. J. Agric. Econ. 65:596–602.
11. Chickering, D. M. 2002. Optimal structure identification with greedy search. J. Mach. Learn. Res. 3: 507–554.
12. Deaton, A., Muellbauer, J. 1980. An almost ideal system. Am. Econ. Rev. 70: 312–326.
13. De Crombrugghe, D., F. C. Palm and J. P. Urbain. 1997. Statistical demand functions for food in the USA and the Netherlands. J. Appl. Econ. 12: 615–645.
14. Demiralp, S. and K. D. Hoover. 2003. Searching for the causal structure of a vector autoregression. Oxford B. Econ. Stat. 65: 745–767.
15. Dhar, T., J. Chavas and B. W. Gould. 2003. An empirical assessment of endogeneity issues in demand analysis for differentiated products. Am. J. Agric. Econ. 85: 605–617.
16. Eales, J. S. and L. J. Unnevehr. 1993. Simultaneity and structural change in U.S. meat demand. Am. J. Agric. Econ. 75: 259–268.
17. Geiger, D., T. S., Verma and J. Pearl. 1990. Identifying independence in Bayesian networks. Networks 20: 507–534.
18. Greene, W. H. 2000. Econometric Analysis. 4th ed., Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.
19. Holt, M. T. 2002. Inverse demand systems and choice of functional form. Eur. Econ. Rev. 46:117–142.
20. Houck, J. P. 1965. The relationship of direct price flexibilities to direct price elasticities. J. Farm Econ. 47: 301–321.
21. Huang, K. S. 1983. The family of inverse demand system. Eur. Econ. Rev. 23: 329–337.
22. Huang, K. S. 1988. An inverse demand system for U.S. composite foods. Am. J. Agric. Econ. 70: 902–909.
23. Huang, K. S. and R. C.Haidacher. 1983. Estimation of a composite food demand system for the United States. J. Bus. Econ. Stat. 1:285–291.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]

24. Hsiang (Edward) Yu, T., D. A. Bessler and S.W. Fuller. 2007. Price dynamics in grain and freight markets. Can. J. Agric. Econ. 55: 381- 397.
25. Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. J. Econ. Dyn. Control 12: 231–254.
26. Johansen, S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. Econometrica 59: 1551–1580.
27. Jung, J. and W. W. Koo. 2000. An econometric analysis demand for meat and fish products in Korea. Northern Plains Trade Research Center, Agricultural Economics Report, No:439, Fargo, North Dakota State University.
28. Karagiannis, G., S. Katranidis and K.Velentzas. 2000. An error correction almost ideal demand system for meat in Greece. Agric. Econ. 22: 29–35.
29. Lauritzen, S. L. and T. S. Richardson. 2002. Chain graph models and their causal interpretations (with discussion). J. Royal Stat. Soci. Series B (Statistical Methodology) 64: 321–361.
30. Lazaridis, P. 2003. Household meat demand in Greece: a demand systems approach using microdata. Agribusiness 19: 43–59.
31. Pearl, J. 1986. Fusion, propagation, and structuring in belief networks. Artif. Intell. 29: 241–288.
32. Pearl, J. 1995. Causal diagrams for empirical research. Biometrika 82: 669–710.
33. Pearl, J. 2000. Causality: Models, Reasoning and Inference. Cambridge Univ. Press., UK.
34. Scheines, R., P. Spirtes, C. Glymour, C. Meek and T. Richardson. 1996. Tetrad IV Tools for Causal Modeling: User's Manual. http://www.phil.cmu. edu/projects/tetrad/tet3/master.htm.
35. Sims, C. A. 1980. Macroeconomics and reality. Econometrica 48: 1–48.
36. Swanson, N. R. 2002. Review of: Causality: model, reasoning, and inference (Judea Pearl). J. Econ. Lit. 40: 925–926.
37. Swanson, N. R. and C. W. J.Granger. 1997. Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions. J. Am. Stat. Assoc. 92: 357–367.
38. Thurman,W. N. 1986. Endogeneity testing in a supply and demand framework. Rev. Econ. Stat. 68: 638–646.
39. Tobin, J. 1950. A statistical demand function for food in the U.S.A. J. Royal Stat. Soci. Series A 113: 113–141.
40. Wang, Z. and D. A. Bessler. 2003. Forecast evaluations in meat demand analysis. Agribusiness 19: 505–524.
41. Wang, Z. and D. A. Bessler. 2006. Price and quantity endogenity in demand analysis: evidence from directed acyclic graph. Agric. Econ. 34: 87-95.
42. Working, H. 1927. What do statistical demand curves show? Q. J. Econ. 39: 212–235.
43. Young, T. 1990. An inverse demand system for U.S. composite foods: a comment. Am. J. Agric. Econ. 72: 237–238.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2026-11-22]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1388.13.48.23.3]