نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد 30، شماره 4، زمستان 1395، ص. 284-277

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 30, No. 4, Winter 2017, p. 277-284

نوسان قیمت نهاده‌ها و عرضه دام سبک
(کاربرد الگوی فضای حالت)

الهام صادقی[1]- رضا مقدسی[2*]

تاریخ دریافت: 1394/06/09
تاریخ پذیرش: 1395/08/28

چکیده

پرورش دام سبک یکی از مهم‌ترین منابع تأمین گوشت قرمز می‌باشد. در کشور ما نرخ رشد سالیانه تولید دام سبک در سال 1393 نسبت به سال 1383، 6/4 کاهش یافته است. از طرف دیگر قیمت نهاده‌های مورد نیاز برای تولید دام سبک دارای نوساناتی است که بر تصمیم تولیدکنندگان جهت افزایش تولید، تأثیر زیادی دارد. این مطالعه با هدف بررسی اثر نوسانات قیمت نهاده‌ها بر عرضه‌ی دام سبک در سطح استانی انجام شده است. جامعه آماری این پژوهش استان‌های عرضه کننده دام سبک در سطح کشور می‌باشد که سه استان آذربایجان‌شرقی، اصفهان و قم از میان آن‌ها بر اساس میزان سهم در عرضه انتخاب شده است. تحلیل نوسان قیمت‌ها و ریسک قیمتی بر اساس فرآیند GARCH و واکنش عرضه دام سبک با استفاده از الگوی فضای حالت انجام شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در استان‌های آذربایجان شرقی، اصفهان و قم متغیر قیمت انتظاری دام سبک بر میزان عرضه دام سبک تأثیر مثبت و معنی‌دار داشته، در حالی که واریانس قیمتی دام سبک بر میزان عرضه آن تأثیر منفی و معنی‌دار دارد. همچنین، متغیر قیمت انتظاری نهاده‌های لازم برای عرضه دام سبک و واریانس آن تأثیر منفی و معنی‌دار بر میزان عرضه آن دارد. نوسانات فصلی مربوط به فصول تابستان، پاییز و زمستان در استان آذربایجان‌شرقی تأثیر منفی و معنی‌دار بر عرضه دام سبک داشته است. نوسانات فصلی مربوط به فصول تابستان و پاییز در استان اصفهان تأثیر منفی و معنی‌دار بر عرضه دام سبک داشته، در حالی‌که نوسانات فصلی مربوط به زمستان تأثیر مثبت و معنی‌دار بر عرضه دام سبک داشته است. متغیرهای موهومی مربوط به فصول تابستان و پاییز در استان قم تأثیر منفی و معنی‌دار و فصل زمستان تأثیر مثبت و معنی‌دار بر عرضه دام سبک داشته‌اند. با بررسی نوسانات سیکلی و روند در هر سه استان مشخص می‌شود که در میزان عرضه دام سبک نوسانات سیکلی و روند معنی‌دار و مثبت با ضرایب تصادفی در هر سال وجود داشته است. عرضه دام سبک نسبت به تغییرات قیمت نهاده‌ها و دام سبک کم کشش است و تأثیر ریسک قیمتی دام سبک بزرگتر از ریسک قیمتی نهاده‌ها می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: الگوی فضای حالت، دام سبک، عرضه، GARCH

مقدمه

پرورش دام سبک یکی از مهم‌ترین منابع تأمین گوشت قرمز است (11). گوشت قرمز به عنوان یکی از عمده‌ترین مواد غذایی مصرفی انسان‌ها شناخته شده که با دارا بودن منابع سرشاری از پروتئین، انرژی و ویتامین‌های گروه B، مواد معدنی و اسیدهای آمینه جزء منابع مغذی و ارزشمند غذایی محسوب می‌گردد (4).کمبود پروتئین در بدن انسان سبب کم خونی، کاهش مقاومت در برابر بیماری‌ها، فعالیت‌های توأم با سستی و بی‌حالی، دیر التیام یافتن زخم‌ها، خشکی پوست و ایجاد اختلال در کبد می‌شود (3). در طرف تولید نیز نرخ رشد سالیانه تولید دام سبک در ایران در سال 1393 نسبت به سال 1383، 6/4 درصد کاهش یافته است (14). از طرف دیگر قیمت نهاده‌های مورد نیاز برای تولید دام سبک دارای نوساناتی است (8) که این نوسانات و ریسک بر اتخاذ تصمیمات تولیدکنندگان جهت افزایش تولید تأثیر زیادی دارد. از جهت دیگر توزیع سنی جمعیت کشور طبق سرشماری مرکز آمار ایران نشان‌دهنده جوان بودن جمعیت کشور می‌باشد که نیاز زیادی به مصرف پروتئین دارند (13). از این رو با توجه به فعل و انفعالات بازار جهانی، افزایش تقاضا به دلیل افزایش جمعیت، بروز پدیده خشکسالی در اکثر مناطق جهان، افزایش کم سابقه قیمت محصولات، کالاها و نهاده‌های بخش کشاورزی، صنعت مهم و راهبردی دامپروری کشور با چالش‌ها،

1 و 2- دانشجوی دکتری و دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
(*- نویسنده مسئول: (Email: moghaddasi@srbiau.ac.ir
DOI: 10.22067/jead2.v30i4.48049

آسیب‌ها و تهدیدات جدی مواجه ساخته و به تبع آن تمامی دامداران به عنوان تولیدکنندگان این زیربخش مهم اقتصادی جامعه با کمبودهای فراوان مالی، پشتیبانی و تولیدی مواجه شده‌اند (11).

با توجه به مطالب ذکر شده، لزوم توجه هر چه بیشتر به پرورش دام سبک و عواملی که بر میزان عرضه آن مؤثر می‌باشد، بیش از پیش احساس می‌شود. بنابراین هدف این مقاله شامل بررسی عوامل مؤثر بر میزان عرضه دام سبک می‌باشد. در خصوص موضوع مورد مطالعه تحقیقات زیادی در داخل و خارج از کشور انجام شده است که از آن جمله می‌توان به پژوهش جزقانی و مقدسی (7) در ایران اشاره کرد که از الگوی فضای حالت برای بررسی نقش روند تصادفی در واکنش تابع عرضه شیر استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که جزء روند و جزء فصلی تصادفی، بهترین تخمین را برای تابع عرضه داشته است. عزیزی (3) با استفاده از مدل بازار چندگانه، عوامل مؤثر بر عرضه گوشت در ایران را بررسی نموده و به این نتیجه رسیده است که قیمت عمده فروشی و درآمد سرانه اثر مثبت بر عرضه انواع گوشت دارد. آدام و داروچ (5) با استفاده از مدل سیستمی بازار چندگانه، عرضه گوشت و نهاده‌های مصرفی برای تولید آن را در جنوب آفریقا مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که مدل سیستمی بازار چندگانه دارای نتایج قابل اعتمادتری است، زیرا کلیه محدودیت‌های مربوط به بازار نهاده و محصول را باهم مورد بررسی قرار می‌دهد. رود و سوری (9) با بررسی واکنش عرضه خوک به صورت استانی در کانادا با استفاده از الگوی فضای حالت به این نتیجه رسیده‌اند که تأثیرات ریسک قیمت نهاده‌ها روی واکنش عرضه تقریبا کم بوده و تأثیرات ریسک قیمتی نهاده‌ها بزرگتر از ریسک قیمتی خوک می‌باشد. با توجه به مطالعات انجام شده که درآن‌ها برای پیش‌بینی تابع عرضه، عوامل فصلی، سیکلی و روند در نظر گرفته شده، هدف این تحقیق بررسی واکنش عرضه دام سبک با استفاده از الگوی فضای حالت می‌باشد. برای بررسی واکنش عرضه دام سبک (گوسفند و بره) علاوه بر قیمت دام سبک و نهاده‌ها، نوسانات قیمتی این دو متغیر نیز در نظر گرفته شده است و تأثیر ریسک و نوسانات قیمت نهاده‌ها و قیمت دام سبک بر میزان عرضه دام سبک سنجیده شده است. همچنین فرض شده است که تابع عرضه دام سبک از روند فصلی مشخص و روند سیکلی تصادفی پیروی می‌کند. در نهایت کشش‌های قیمتی عرضه دام سبک و نهاده‌ها مورد تحلیل قرار گرفته است. تلاطم قیمت نهاده و قیمت دام سبک با استفاده از روش GARCH مورد تحلیل قرار گرفته و تأثیر این نوسانات بر واکنش عرضه دام نشان داده شده است.

مواد و روش‌ها

داده‌های مربوط به عرضه دام سبک شامل تعداد دام سبک (گوسفند و بره) کشتار شده در کشتارگاه‌ها بر حسب فصل و استان می‌باشد که از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است، داده‌های مربوط به قیمت دام سبک و قیمت نهاده‌ها بر حسب ریال و از شرکت پشتیبانی امور دام بدست آمده است. داده‌های فصلی این تحقیق شامل سال‌های 91-1381 و برای سه استان آذربایجان شرقی، اصفهان و قم می‌باشد که تقریبا در بین استان‌های بزرگ تولید کننده در این زمینه قرار داشته و حدود 12 درصد از کل تولید دام سبک (گوسفند و بره) را به عهده دارند (12) و داده‌های مورد نیاز این پژوهش در این سه استان کاملتر می‌باشند. استان‌های تهران و خراسان به دلیل تقسیمات جغرافیایی به چند استان در طی این دوره در این تحقیق در نظر گرفته نشده‌اند.

روش GARCH

مدل‌های GARCH بر روی نقض واریانس همسانی (واریانس ثابت) متمرکز شده‌اند و در این مدل‌ها به جای اینکه با پدیده واریانس ناهمسانی به عنوان یک مشکل برخورد شود، سعی می‌شود که از این واریانس ناهمسانی در مدل‌سازی استفاده شود. به همین دلیل یک پیش‌بینی برای واریانس هر دوره خطا تخمین زده شده است (9). مدل اصلی، واریانس‌های آینده را به عنوان میانگین وزنی مربعات باقی مانده گذشته تعیین می‌کند، که این وزن‌ها پارامترهایی هستند که تخمین زده شده‌اند. پارامترسازی ARCH که به وسیله انگل (10) ارایه شده است، میانگین وزنی مربعات خطای گذشته می‌باشد که وزن‌ها کاهش می‌یابد ولی هرگز به طور کامل صفر نمی‌شود. این عبارت معادل ایجاد یک متغیر وابسته با وقفه در داخل مدل است. یک مدل ARCH دو ویژگی دارد: الف) میانگین شرطی ب) واریانس شرطی. مدل‌های ARCH و GARCH مختلفی به ترتیب برای وقفه‌های مربعات خطا و متغیرهای وابسته با وقفه تعریف شده است. ساده‌ترین مدل GARCH(p,q) مدل GARCH(1,1) است که شامل یک جزء ثابت δ_0، نوسان دوره‌ی گذشته که به شکل وقفه‌ای از مجموع باقیمانده‌ها یا پسماندهای معادله‌ی میانگین اندازه‌گیری می‌شود که جزء ARCH معادل ε_{t-1}^2 و واریانس پیش‌بینی آخرین دوره، یا جزء GARCH معادل σ_{t-1}^2 خواهد بود. در فرم استاندارد مدل GARCH(1,1) به صورت معادله‌های زیر هستند:

$$p_{t,feed} = C_1 + C_3 p_{t-1,feed} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \omega_1 \sigma_{t-1}^2 \qquad \delta_0, \delta_1, \omega_1 \qquad (2)$$

معادله (1) که میانگین شرطی مدل است که به عنوان تابعی از وقفه‌های خودش با جز اخلال ε_t می‌باشد. در این معادله $p_{t,feed}$ قیمت نهاده‌ها در زمان t و $p_{t-1,feed}$ قیمت همان نهاده در زمان t-1 می‌باشد. معادله (2) واریانس شرطی مدل نامیده می‌شود زیرا واریانس هر دوره بوسیله واریانس یک دوره قبل پیش‌بینی می‌شود. در معادله (2)، σ_t^2 واریانس جزء اخلال، ε_{t-1}^2 مربعات خطا در دوره قبل، σ_{t-1}^2

واریانس جزء اخلال در دوره قبل می‌باشد. δ_1 ضریب ARCH و ω_1 ضریب GARCH می‌باشند.

الگوی فضای حالت

اگر مدل رگرسیونی استاندارد تابع عرضه به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$s_{sh,t} = \gamma_0 + \gamma_1 p_t^{e\,sh} + \gamma_2 p_t^{e\,feed} + \varphi_1 \sigma^2_{sh\,price\,t} + \varphi_2 \sigma^2_{feed\,price\,t} + e_t \quad (3)$$

که در این معادله $s_{sh,t}$ میزان عرضه دام سبک، $p_t^{e\,sh}$ قیمت انتظاری دام سبک، $p_t^{e\,feed}$ قیمت انتظاری نهاده‌ها، $\sigma^2_{sh\,price\,t}$ واریانس قیمت دام سبک، $\sigma^2_{feed\,price\,t}$ واریانس قیمتی نهاده‌ها می‌باشد.

معادله (3) فرم خطی تابع عرضه با قیمت‌های انتظاری دام سبک و نهاده‌ها می‌باشد که واریانس قیمت نهاده‌ها و دام سبک در آن گنجانده شده است. تعیین این معادله نیازمند اطلاعات زیادی است، این تخمین شامل فاکتورهای غیرقابل مشاهده از قبیل پیشرفت تکنولوری، تغییرات نهادی و سایر متغیرهای برون‌زا که بر واکنش عرضه دام سبک تأثیرگذار است، نمی‌شود. استفاده از روندهای مشخص برای تخمین این عوامل هنگامی که این عوامل واقعا تصادفی هستند، ممکن است به تصریح غلط مدل و نتایج نادرست منجر شود. تابع عرضه‌ای که در این مقاله تخمین زده شده است، مدل سری زمانی ساختاری می‌باشد که اجازه می‌دهد تا عناصر فصلی، روند و سیکلی غیر قابل مشاهده به طور تصادفی در طول زمان تغییر نمایند (9). مدل‌های فضای حالت در غیاب عناصر غیرقابل مشاهده به مدل رگرسیون استاندارد برمی‌گردد (9). مدل فضای حالت یکی از روش‌های مدل‌سازی سیستم‌های پویا است که می‌تواند در شرایط متغیر بودن ضرایب برای برقراری روابط رگرسیونی به جای مدل حداقل مربعات معمولی استفاده شود. مدل فضای حالت، رفتار سیستم‌های پویا را در مدل‌سازی، پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل می‌کند. یکی از ویژگی‌های بارز سیستم‌های پویا این است که رفتار آن را می‌توان از طریق تغییرات اجزای تشکیل دهنده آن توصیف کرد. ایده کلی در مدل فضای حالت این است که سری زمانی مشاهده شده مثل $s_{sh,t}$ تابعی از متغیر مشاهده نشده است. مدل‌سازی و پیش‌بینی متغیرهای مشاهده نشده از طریق مدل فضای حالت فرآیند نسبتاً پیچیده‌ای دارد. اگر معادله (2) با مدل سری زمانی ساختاری بازنویسی شود، به صورت زیر خواهد شد:

$$s_{sh,t} = \mu_t + \emptyset_t + \varphi_t \quad (4)$$

در معادله (4) $s_{sh,t}$ عرضه فصلی دام سبک، μ_t جزء روند، $\emptyset_t$ جزء فصلی، φ_t جزء سیکلی می‌باشد. $\acute{z}_{1t}$ بردار متغیرهای توضیحی و $\emptyset$ بردار پارامترهای ناشناخته و e_t جزء خطای تصادفی است. پس معادله‌ی بالا ترکیبی از مدل ساختاری $\acute{z}\emptyset$ است که با معادله (2) مطابقت داشته و تجزیه سری زمانی به اجزاء روند، فصلی و سیکلی می‌باشد. چالش اصلی نشان دادن روند μ_t و عنصر سیکلی φ_t می‌باشد. این فرآیند می‌تواند در فرم فضای حالت نوشته شود. فرض می‌شود که عنصر روند به صورت تصادفی است که به صورت خطی تعریف می‌شود:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \phi_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

$$\eta \sim NID(0, \sigma^2_{\eta t})$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \qquad \zeta = NID(0, \sigma^2_{\zeta t}) \quad (6)$$

معادله (5) تخمین روند را نشان می‌دهد که در غیاب β و φ از روند گام تصادفی پیروی می‌کند. β_t پارامتر شیب برای روند می‌باشد که از معادله (6) پیروی می‌کند. جزء اخلال ζ_t به β ویژگی تصادفی بودن را می‌دهد. واریانس‌های σ^2_η و σ^2_ζ تحت عنوان فراضریب شناخته می‌شوند و به وسیله عنصر روند شناخته می‌شوند. اگر هر دو غیر صفر باشند، عنصر روند تصادفی و اگر صفر باشند عنصر روند خطی است. عنصر سیکلی می‌تواند با روند و بااستفاده از روش‌های گوناگونی ترکیب شوند. برای تحلیل عنصر سیکلی از معادله (7) استفاده شده است:

$$\phi_t = \alpha_k cos\lambda_k t + \beta_k sin\lambda_k t + u_t \quad (7)$$

$$\lambda_k = \frac{2k\pi}{4} \quad (\text{K} = 1,2,3,4$$

روش استفاده شده در این مقاله برای جزء فصلی استفاده از متغیرهای فصلی ثابت در زمان است.

نتایج و بحث

برای بدست آوردن نوسان قیمت نهاده‌های جو، یونجه ودام سبک از روش GARCH استفاده شده است. برای جلوگیری از کاهش نوسان داده‌ها از آزمون ریشه واحد استفاده نشده است. برای بررسی وجود اثر GARCH در سری های قیمت از آزمون انگل و آماره ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. از میان نهاده‌های مورد نیاز پرورش دام سبک، دو نهاده جو و یونجه انتخاب شد به دلیل اینکه نهاده جو 53 درصد و نهاده یونجه 24 درصد هزینه‌های خوراک دام را تشکیل می‌دهد، همچنین در سری‌های قیمت دو نهاده جو و یونجه اثر آرچ وجود دارد. نتایج مدل GARCH مرتبط با قیمت نهاده‌ها و قیمت دام سبک در جدول‌های ۱،۲،۳ نشان داده شده است. با توجه به اینکه تصمیمات مربوط به میزان عرضه کشاورزان با توجه به دوره‌های قبل صورت می‌گیرد، در این مدل از وقفه‌های قیمت نهاده و قیمت محصول جهت ارزیابی نوسانات استفاده شده است. برای قیمت جو به غیر از وقفه یک، در وقفه‌های دیگر اثر GARCH دیده نشده است.

همانگونه که در جدول (1) دیده می شود مدل GARCH(1,1) نشان دهنده این است که قیمت نهاده جو با وقفه یک معنی‌دار می-

باشد. همچنین با بررسی واریانس مشخص می‌شود که ضریب ARCH با مقدار 0/15 و ضریب GARCH با مقدار 0/77 معنی‌دار بوده و مجموع آنها کمتر از یک می‌باشد که نشان‌دهنده ایستایی مدل واریانس شرطی می‌باشد.

جدول 1- نتایج مدل GARCH برای قیمت نهاده جو

Table 1- GARCH model results for input price (barley)

متغیرها Variables	ضرایب Coefficients	انحراف معیار Standard Error	آماره z Z statistic
مدل میانگین شرطی (Conditional mean model)			
عدد ثابت (Constant)	-30.17	2.86	-8.5**
قیمت نهاده جو با وقفه یک فصل (Barley price lag(-1))	0.75	0.04	34.85**
عدد ثابت (Constant)	2.38	0.33	6.86**
ضریب ARCH (ARCH factor)	0.15	0.005	4.5**
ضریب GARCH (GARCH factor)	0.77	0.03	42.26**

**Significant at one percent level — ** معنی‌داری در سطح پنج درصد

Source: Research finding — ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول 2- نتایج مدل GARCH برای قیمت نهاده یونجه

Table 2- GARCH model results for input price (Alfalfa)

متغیرها Variables	ضرایب Coefficients	انحراف معیار Standards Error	آماره z Z statistic
مدل میانگین شرطی (Conditional mean model)			
عدد ثابت (Constant)	-4.29	0.12	33.41**
قیمت یونجه یک فصل قبل (Alfalfa price lag(-1))	1.03	0.005	225.43**
قیمت یونجه دو فصل قبل (Alfalfa price lag(-2))	-0.24	0.0007	-391.09**
مدل واریانس شرطی (Conditional variance model)			
عدد ثابت (Constant)	3.92	0.26	18.79**
ضریب آرچ (ARCH factor)	0.14	0.05	4.57**
ضریب گارچ (GARCH factor)	0.15	0.07	6.25**

**Significant at one percent level — ** معنی‌داری در سطح پنج درصد

Source: Research findings — مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (2) قیمت یونجه در یک و دو فصل گذشته معنی‌دار می‌باشد. همچنین با بررسی واریانس مشخص می‌شود که ضریب ARCH با مقدار 0/14 و ضریب GARCH با مقدار 0/15 معنی‌دار بوده و دارای مجموع کمتر از یک می‌باشند که نشان‌دهنده ایستایی مدل واریانس شرطی می‌باشد.

جدول 3- نتایج مدل گارچ برای قیمت دام سبک

Table 3- GARCH model results for light live stock price

متغیرها Variables	ضرایب Coefficients	انحراف معیار Standards Error	آماره z Z statistics
مدل میانگین شرطی (Conditional mean model)			
عدد ثابت (Constant)	55.41	29.52	1.54**
قیمت دام سبک با وقفه یک فصل (Light livestock price lag(-1))	0.65	0.09	12.49**
مدل واریانس شرطی (Conditional variance model)			
عدد ثابت (Constant)	98.86	101.56	1.05
ضریب ARCH (ARCH factor)	0.16	0.05	3.58**
ضریبGARCH (GARCH factor)	0.65	0.09	10.54**

** معنی‌داری در سطح پنج درصد Significant at one percent level

مأخذ: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

با بررسی جدول (3) مشخص می‌شود که قیمت دام سبک با وقفه یک فصل معنی‌دار شده است. همچنین با بررسی واریانس مشخص می‌شود که ضریب ARCH با مقدار 0/16 و ضریب GARCH با مقدار 0/65 معنی‌دار بوده و مجموع آنها کمتر از یک می‌باشد که نشان‌دهنده ایستایی مدل واریانس شرطی می‌باشد.

جدول 4- نتایج الگوی فضای حالت برای تخمین تابع عرضه

Table 4- State space model results for supply function estimation

متغیرها Variables	استان آذربایجان شرقی East Azerbaijan province	استان اصفهان Isfahan province	استان قم Qom province
قیمت نهاده جو Barely price	-6857.02**	-217818.7**	-9241555**
قیمت دام سبک Price light livestock	51667.19**	814335.4**	9102435**
واریانس قیمت نهاده جو Barely price variance	-4630.22**	-3443474**	-765041.3**
واریانس قیمت دام سبک Light livestock price variance	-32435.56**	12717112**	-332451**
نوسانات فصلی (تابستان) Seasonal fluctuations(Summer)	-1724128**	-236671.2**	-421587.1**
نوسانات فصلی (پاییز) Seasonal fluctuations(Autumn)	-1628248**	-6173521**	-1784247**
نوسانات فصلی (زمستان) Seasonal fluctuations(Winter)	-170793.7**	1121454**	14056792**
نتایج نهایی Final results			
نوسانات سیکلی Cyclical fluctuations	88.17**	1079.443**	307.09**
نوسانات روند Trend fluctuations	353396**	14242882**	25662923**

** معنی‌داری در سطح پنج درصد **Significant at one percent level

مأخذ: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

نتایج تخمین الگوی فضای حالت برای تخمین تابع عرضه از میزان دام سبک (گوسفند و بره) کشتار شده در کشتارگاه‌های سه استان شامل آذربایجان‌شرقی، قم و اصفهان استفاده شده است.

برای نشان‌دادن میزان تأثیر متغیرهای مستقل استفاده شده در مدل بر متغیر وابسته (میزان عرضه) از مدل فضای حالت استفاده شده است که نتایج آن در جدول (4) نوشته شده است. در مدل ارائه شده برای هر سه استان، ضرایب نوسانات روند و ضریب نوسانات سیکلی به صورت تصادفی با میانگین ثابت در نظر گرفته شده است. برای اندازه‌گیری قیمت انتظاری دام سبک و نهاده‌ها و واریانس شرطی هر قیمت در هر استان به ترتیب از ارزش تعیین شده و واریانس قیمت دام سبک و قیمت نهاده جو حاصل از مدل GARCH استفاده شده است. جدول (4) پارامترهای تخمین زده شده‌ی معادله عرضه مربوط به هر استان را ارائه می‌دهد. علامت همه پارامترهای تخمین زده شده مربوط به متغیرهای قیمت و ریسک با تئوری هماهنگ می‌باشند. به عبارت دیگر، قیمت دام سبک تأثیر مثبت بر عرضه داشته و قیمت‌های نهاده و هزینه‌های مرتبط با ریسک تأثیر منفی بر تابع عرضه دارند. در مدل ارائه شده فقط از نهاده جو استفاده شده است زیرا مدل برآورد شده با استفاده از این نهاده نسبت به مدل برآورد شده با استفاده از نهاده جو هماهنگی بیشتری با تئوری های مربوطه داشته است.

با بررسی تأثیر متغیرهای مستقل بر میزان عرضه دام سبک در استان آذربایجان‌شرقی مشخص می‌شود که قیمت انتظاری دام سبک بر میزان عرضه دام سبک تأثیر مثبت داشته و این رابطه معنی‌دار است. قیمت انتظاری نهاده ی جو بر تابع عرضه تأثیر منفی و معنی‌دار دارد، به عبارت دیگر با افزایش قیمت نهاده جو میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده واکنش تولیدکنندگان به افزایش هزینه‌های جاری پرورش دام سبک می‌باشد. ضریب واریانس قیمت دام سبک نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنی‌دار آن بر میزان عرضه دام سبک از طرف تولیدکنندگان است، به عبارت بهتر با افزایش نوسانات و ریسک قیمتی دام سبک میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد. واریانس قیمتی نهاده جو تأثیر منفی و معنی‌دار بر عرضه دام سبک دارد، این نتیجه نشان‌دهنده آن است که با افزایش نوسانات و ریسک قیمتی نهاده جو میزان عرضه دام سبک کاهش می یابد. نوسانات فصلی مربوط به فصول تابستان و پاییز تأثیر منفی و معنی‌دار بر عرضه دام سبک داشته‌اند، در حالی‌که تاثیر نوسانات فصلی زمستان، مثبت و معنی دار است. همچنین ضریب مربوط به متغیر روند نشان‌دهنده وجود روند مثبت با ضرایب تصادفی و معنی‌دار بر میزان عرضه دام سبک است. به عبارت دیگر وجود روند با ضرایب تصادفی در عرضه دام سبک سبب افزایش میزان عرضه دام سبک شده است. ضریب مربوط به متغیر سیکلی نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میران عرضه دام سبک است، به عبارت دیگر عرضه دام سبک در طول یک سال از نوسانات سیکلی مثبت با ضرایب تصادفی پیروی می‌کند. با توجه به نوسانات منفی فصلی در فصول تابستان و پاییز مشخص می‌شود که در این فصول میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد، در حالی که در فصل زمستان میزان عرضه دام سبک افزایش می‌یابد، اما روند مثبت نشان‌دهنده افزایش کلی میزان عرضه دام سبک بوده و نوسانات موجود در روند عرضه دام سبک به صورت سیکلی تصادفی می‌باشد. در استان قم قیمت انتظاری دام سبک بر میزان عرضه دام سبک تأثیر مثبت داشته و این رابطه معنی‌دار است که نشان‌دهنده تشویق تولیدکنندگان در جهت افزایش تولید است. قیمت انتظاری جو بر تابع عرضه تأثیر منفی و معنی‌دار دارد، به عبارت دیگر با افزایش قیمت نهاده جو میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده واکنش تولیدکنندگان به افزایش هزینه‌های جاری پرورش دام سبک می‌باشد. ضریب واریانس قیمت دام سبک نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنی‌دار بر میزان عرضه دام سبک از طرف تولیدکنندگان است، به عبارت بهتر با افزایش نوسانات و ریسک قیمتی دام سبک میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد. از جهت دیگر واریانس قیمت نهاده جو تأثیر منفی و معنی‌دار بر عرضه دام سبک دارد، این نتیجه نشان‌دهنده آن

داشته دارد. تاثیر منفی نوسانات فصلی در فصول تابستان، پاییز و زمستان مشخص می کند که در این فصول میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد، اما روند مثبت نشان‌دهنده افزایش کلی میزان عرضه دام سبک بوده و نوسانات موجود در روند عرضه دام سبک به صورت سیکلی تصادفی می‌باشد. در استان اصفهان قیمت انتظاری دام سبک بر میزان عرضه آن تأثیر مثبت داشته و این رابطه معنی‌دار است که نشان‌دهنده تشویق تولیدکنندگان در جهت افزایش تولید است. قیمت انتظاری نهاده ی جو بر تابع عرضه تأثیر منفی و معنی‌دار داشته، به عبارت دیگر با افزایش قیمت نهاده جو میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد. واریانس قیمت دام سبک تأثیر منفی و معنی‌دار بر میزان عرضه دام سبک از طرف تولیدکنندگان دارد و با افزایش نوسانات و ریسک قیمتی دام سبک میزان عرضه ی آن کاهش می‌یابد. واریانس قیمتی نهاده جو تأثیر منفی و معنی‌دار بر عرضه دام سبک دارد، این نتیجه نشان‌دهنده آن است که با افزایش نوسانات و ریسک قیمتی نهاده جو میزان عرضه دام سبک کاهش می یابد. نوسانات فصلی مربوط به فصول تابستان و پاییز تأثیر منفی و معنی‌دار بر عرضه دام سبک داشته‌اند، در حالی‌که تاثیر نوسانات فصلی زمستان، مثبت و معنی دار است. همچنین ضریب مربوط به متغیر روند نشان‌دهنده وجود روند مثبت با ضرایب تصادفی و معنی‌دار بر میزان عرضه دام سبک است. به عبارت دیگر وجود روند با ضرایب تصادفی در عرضه دام سبک سبب افزایش میزان عرضه دام سبک شده است. ضریب مربوط به متغیر سیکلی نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میران عرضه دام سبک است، به عبارت دیگر عرضه دام سبک در طول یک سال از نوسانات سیکلی مثبت با ضرایب تصادفی پیروی می‌کند. با توجه به نوسانات منفی فصلی در فصول تابستان و پاییز مشخص می‌شود که در این فصول میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد، در حالی که در فصل زمستان میزان عرضه دام سبک افزایش می‌یابد، اما روند مثبت نشان‌دهنده افزایش کلی میزان عرضه دام سبک بوده و نوسانات موجود در روند عرضه دام سبک به صورت سیکلی تصادفی می‌باشد. در استان قم قیمت انتظاری دام سبک بر میزان عرضه دام سبک تأثیر مثبت داشته و این رابطه معنی‌دار است که نشان‌دهنده تشویق تولیدکنندگان در جهت افزایش تولید است. قیمت انتظاری جو بر تابع عرضه تأثیر منفی و معنی‌دار دارد، به عبارت دیگر با افزایش قیمت نهاده جو میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده واکنش تولیدکنندگان به افزایش هزینه‌های جاری پرورش دام سبک می‌باشد. ضریب واریانس قیمت دام سبک نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنی‌دار بر میزان عرضه دام سبک از طرف تولیدکنندگان است، به عبارت بهتر با افزایش نوسانات و ریسک قیمتی دام سبک میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد. از جهت دیگر واریانس قیمت نهاده جو تأثیر منفی و معنی‌دار بر عرضه دام سبک دارد، این نتیجه نشان‌دهنده آن

است که با افزایش ریسک و نوسانات قیمتی نهاده جو میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد. متغیرهای موهومی مربوط به فصول تابستان و پاییز تأثیر منفی و معنی‌دار و فصل زمستان تأثیر مثبت و معنی‌دار بر عرضه دام سبک داشته‌اند. همچنین ضریب مربوط به متغیر روند نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان عرضه دام سبک داشته است که نشان‌دهنده وجود روند مثبت با ضریب تصادفی در عرضه دام سبک استان قم است، به عبارت دیگر نوسانات روند تأثیر مثبتی بر میزان عرضه دارد. با بررسی نوسانات سیکلی مشخص می‌شود که در میزان عرضه دام سبک از نوسانات سیکلی معنی‌دار و مثبت با ضرایب تصادفی برخوردار می‌باشد. با توجه به نوسانات فصلی منفی فصول تابستان، پاییز مشخص می‌شود که در این فصول میزان عرضه دام سبک کاهش می‌یابد، در حالی که در فصل زمستان میزان عرضه دام سبک افزایش می‌یابد اما روند مثبت نشان‌دهنده افزایش کلی میزان عرضه دام سبک بوده و نوسانات موجود در روند عرضه دام سبک به صورت سیکلی و منظم می‌باشد.

کشش‌های مربوط به قیمت‌های نهاده و دام سبک و ریسک قیمتی مربوط به قیمت‌های دام سبک و نهاده در جدول (5) نشان داده شده است. کشش‌ها بر حسب میانگین داده‌ها در طول دوره تخمین برآورد شده‌اند.

جدول 5- نتایج محاسبه کشش عرضه

Table 5- The results elasticity calculation supply

Variables	استان آذربایجان شرقی East Azerbaijan province	استان اصفهان Isfahan province	استان قم Qom province
قیمت انتظاری دام سبک (Light livestock expected price)	0.53**	0.61**	0.8**
قیمت انتظاری نهاده جو (Barely expected price)	-0.14**	-0.66**	-0.18**
واریانس قیمت دام سبک (Light livestock price variance)	-0.19**	-0.18**	-0.14**
واریانس قیمت نهاده جو (Barely price variance)	-0.07**	-0.03**	-0.23**

** معنی‌داری در سطح پنج درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

**Significant at one percent level

Source: Research findings

با توجه به نتایج جدول (5) مشخص می‌شود که عرضه دام سبک نسبت به نوسانات قیمت دام سبک و قیمت نهاده جو کم کشش می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش یک درصد در نوسانات قیمت دام سبک و نهاده جو، عرضه دام سبک کمتر از یک درصد کاهش می‌یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به بحث انجام شده نتایج و پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد:

متغیر قیمت انتظاری دام سبک بر میزان عرضه آن تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، در حالی که واریانس قیمتی دام سبک بر میزان عرضه آن تأثیر منفی و معنی‌دار دارد.

متغیر قیمت انتظاری نهاده‌های لازم برای تولید دام سبک و واریانس آن تأثیر منفی و معنی‌دار بر میزان عرضه آن دارد.

نوسانات روند و سیکلی بر میزان عرضه دام سبک تأثیر مثبت و معنی‌دار دارند، جزقانی و مقدسی (2010) با بررسی عرضه شیر نشان داده‌اند که روند مشخص و سیکل فصلی تأثیر معنی‌داری بر میزان عرضه دارد.

عرضه دام سبک نسبت به تغییرات قیمت نهاده‌ها و دام سبک کشش‌ناپذیر است.

با توجه به تأثیر نوسانات قیمت نهاده‌ها بر میزان عرضه دام سبک پیشنهاد می‌شود که دولت با اختصاص یارانه به نهاده‌های تولیدی در فصول تابستان، پاییز و زمستان در استان آذربایجان‌شرقی، فصول تابستان و پاییز در استان اصفهان، فصول تابستان و پاییز در استان قم، به تولیدکنندگان در این زمینه کمک نموده و زمینه تولید هرچه بیشتر این محصول فراهم آید.

با عنایت به تأثیر منفی و معنی‌دار نوسانات قیمت دام سبک و قیمت نهاده‌ها بر میزان عرضه آن، با اتخاذ سیاست‌هایی از جمله کنترل تعرفه واردات گوشت قرمز و نهادهای یونجه و جو از به وجود آمدن نوسانات غیر منتظره و زیاد جلوگیری کند، زمینه تولید این محصول فراهم آید.

با توجه به وجود نوسانات سیکلی معنی‌دار در هر استان توصیه می‌شود که با در نظر گرفتن تعداد سیکل‌ها و دوره زمانی هر سیکل، افزایش و کاهش عرضه در زمان‌های مختلف را در نظر گرفته و با شناخت این سیکل‌ها از آن به عنوان ابزاری در جهت تنظیم عرضه و بازار دام سبک استفاده گردد.

برای پژوهش‌های آینده توصیه می‌شود که این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه نیز بررسی گردد، همچنین نوسانات فصلی به صورت تصادفی نیز مورد تحلیل قرار گیرد.

منابع

1- Adam M.S. and Darroch M. A. 1997. Impact on South Africa meat demand of possible free trade agreement with the European Union. Agrekon Journal, 36(4): 533-541
2- Azizi J. 2007. Analysis of the meat supply function in Iran by using multiple markets. Journal of Research and Development of livestock and Aquaculture, 76(4):9-19. (In Persian with English abstract)
3- Bakhshudeh M. 2004. Estimated seasonal fluctuations in prices of potatoes and onions. Journal of Agricultural Sciences, 35(2):511-516. (In Persian)
4- Cheraghi D. and Gholipoor S. 2010. Overview of the red meat challenges in Iran. Journal of Business Reviews, 41(2):89-110. (In Persian)
5- Fisher B. and Wall C. 1990. Supply response in Australian sheep industry: A profit function approach. Australian Journal of Agricultural Economics, 34(2): 147-166
6- Jezghani F. and Moghadasi R. 2010. Dairy supply response under stochastic trend and seasonality: A structural time series analysis in Iran. American-Eurasian Journal of Agricultural & Environmental Sciences, 7(1):38-42
7- Holt M. and Moschini G. 1992. Alternative measures of risk in commodity supply models: an analysis of sow farrowing decisions in the United States. Journal of Agricultural and Resource Economics, 17(1): 1-12
8- Livestock Support Company in Country. 2014. Statistics of livestock and poultry inputs price Available at http://www.iranslal.com (visited 5 January 2014)
9- Lopez R .1984. Estimating substitution and expansion effects using a profit function framework. American Journal of Agricultural Economics, 66(3):358-367
10- Rude J. and Surry Y. 2014. Canadian hog supply response: A provincial level analysis. Canadian Journal of Agricultural Economics,62(2):149-169
11- Soleimani E. Rajaei A. and Safayi H. 2009. Status of livestock and poultry in Iran. Agricultural Commission, Iranian parliament Research Center. Iran.
12- Statistical Center of Iran. 2014. Statistics of Slaughter in slaughterhouse country. Available at http:// *www.amar.org.ir*(visited 5 January 2014)
13- Statistical Center of Iran. 2014. Statistics of population in country. Available at http:// *www.amar.org.ir*(visited 5 January 2014)
14- Statistics and information technology office of agricultural ministry. 2014. agricultural statistics Available at *amar.maj.ir* (visited 10 January 2014)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی