

## برآورد توابع عرضه پویای محصولات عمده کشاورزی و تحلیل اثرات سیاست قیمت گذاری آب آبیاری: مطالعه موردی دشت مشهد-چناران

محمود صبحی<sup>\*۱</sup> - علیه آزادگان<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۳/۲۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۵/۲۰

### چکیده

در مطالعه حاضر روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته و مسئله تعادل مثبت پویا معرفی و برای برآورد توابع عرضه پویای محصولات سالانه منتخب دشت مشهد-چناران و تحلیل سیاست قیمت آب آبیاری در افق زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۲ مورد استفاده قرار گرفت. افزون بر آن، کشش های آلن و موریشیمی تقاضای مشتق شده ی نهاده ها، و کشش عرضه محصولات مورد مطالعه تعیین شد. نتایج نشان داد که توابع عرضه پویای برآورد شده میزان عرضه محصولات را در هر سال به طور دقیق و استجی می نماید. افزون بر آن، سیاست افزایش قیمت آب آبیاری به میزان ۱۰۰ درصد مورد بررسی قرار گرفت و مشاهده شد که با افزایش قیمت آب آبیاری کل سطح زیر کشت نسبت به سال پایه (۱۳۹۰-۱۳۸۹) کاهش و کشاورزان به سمت کشت و عرضه محصولاتی با درآمد بالاتر مانند سیب زمینی، گوجه فرنگی، پیاز و خیار در منطقه مورد مطالعه حرکت می کنند. بنابراین، با توجه به توانایی مدل در برآورد دقیق میزان عرضه در هر سال و همچنین اثر سیاست های مختلف، توصیه می شود که مدل به کار رفته در این مطالعه برای سایر سیاست ها و دیگر مناطق مورد آزمون و بررسی قرار گیرد.

**واژه های کلیدی:** حداکثر آنتروپی تعمیم یافته، تابع عرضه، مسئله تعادل مثبت پویا، دشت مشهد-چناران

### مقدمه

سیاست گذاران کشور استفاده می شود. اغلب مداخلات دولت در بخش کشاورزی از طریق دخالت در بازار محصولات کشاورزی و نهاده های مورد نیاز این بخش و تنظیم قیمت آن ها صورت می گیرد (۱). یکی از مهم ترین عرصه های دخالت دولت در بخش کشاورزی، سیاست های حمایت قیمتی نهاده های تولید به ویژه پرداخت یارانه نهاده آب آبیاری می باشد. آب آبیاری یکی از نهاده های ثابت و محدود کننده در بخش کشاورزی است که تغییرات قیمت آن الگوی کشت، نوع فعالیت ها و میزان عرضه محصولات را در مناطق مختلف تحت تاثیر قرار می دهد. به منظور برآورد تابع عرضه پویای محصولات کشاورزی در بیشتر مطالعات از مدل های رگرسیونی استفاده می شود. در این مطالعه از روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته برای تخمین توابع عرضه پویای محصولات کشاورزی منتخب دشت مشهد - چناران استفاده شد. در زمینه روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته مطالعات کمی در داخل کشور صورت گرفته که از آن جمله می توان به مطالعه صبحی و احمدپور (۸) در سال ۱۳۹۱ اشاره کرد. آن ها در مطالعه خود، توابع تقاضای ۳۵ محصول عمده کشاورزی، در قالب ۱۴ گروه کالایی در سطح کشور را برآورد و کشش قیمتی خودی و متقاطع تقاضا برای این گروه از کالاها را محاسبه نمودند. نتایج نشان داد که استفاده از روش

امروزه با گسترش مفهوم توسعه انسانی، مسئله نامنی غذایی ابعاد تازه ای به خود گرفته و به یکی از مهم ترین مباحث در کلیه کشورهای جهان تبدیل شده است. با افزایش پیوسته جمعیت دنیا، نیاز به مواد غذایی روز به روز با سرعت در حال افزایش است. در همین خصوص کشورهای مختلف با ارائه راه کارهای متعدد، سعی در بالا بردن امنیت غذایی جامعه خود دارند. با توجه به جایگاه امنیت غذایی می توان به اهمیت بخش کشاورزی پی برد. از آن جا که کشاورزی مهم ترین بخش در تأمین امنیت غذایی است، خواسته یا ناخواسته تمامی توجهات به بخش کشاورزی و میزان عرضه محصولات کشاورزی معطوف خواهد شد (۱۲). به منظور رشد عرضه و افزایش سطح رفاه و درآمد تولید کنندگان کشاورزی و همچنین با هدف حمایت از مصرف کنندگان مواد غذایی، سیاست های متعدد حمایتی از سوی

۱- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل

\*- نویسنده مسئول: (Email: msabuhi39@yahoo.com)

۲- عضو باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان و دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بیرجند، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، بیرجند، ایران

$[I - \Gamma]$  در آن و کسر نتیجه به دست آمده از رابطه ۲، رابطه زیر را می توان نوشت (۲۰):

$$x_t - [I - \Gamma]x_{t-1} = B\{p_t^* - [I - \Gamma]p_{t-1}^*\} + w_t - [I - \Gamma]w_{t-1} = B\Gamma p_{t-1} + v_t \quad (3)$$

بنابراین، تابع عرضه پویا (معادله انتقال) <sup>۲</sup> مربوط به محصولات سالانه و ناشی از فرض انتظارات تطبیقی <sup>۳</sup> قیمت محصولات به صورت رابطه زیر می باشد (۲۱).

$$x_t = [I - \Gamma]x_{t-1} + B\Gamma p_{t-1} + v_t \quad (4)$$

با توجه به رابطه ۴، مقدار عرضه محصولات در یک سال به مقدار عرضه و قیمت آن در سال قبل وابسته است. در این رابطه بایستی پارامترهای  $B$ ،  $\Gamma$  و  $v_t$  برآورد شود. روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته بر اساس روش پیشنهادی گلان و همکاران (۱۷) را می توان برای برآورد پارامترهای  $B$ ،  $\Gamma$  و  $v_t$  تابع عرضه پویا به کار برد. این روش در مقایسه با روش های دیگر اقتصادسنجی نتایج واقع گرایانه تری برای عوامل در مرحله ی شبیه سازی به دست می دهد (۸).

### روش حداکثر آنتروپی برای برآورد پارامترهای تابع عرضه پویا

در این روش فرض می شود که اطلاعات مربوط به میزان عرضه و قیمت محصولات در افق زمانی  $T$  موجود و دردسترس باشد. این روش براساس روش پیشنهاد گلان و همکاران (۱۷) و به وسیله وان آکرن و جاج (۲۴) در سال ۱۹۹۹ معرفی شد. بر اساس این روش، تابع عرضه پویا به دو رابطه، میانگین و یک معادله معین وابسته به انحرافات از میانگین، تقسیم می شود.

$$\bar{x}_R = [I - \Gamma]\bar{x}_{R,-1} + B\Gamma\bar{p}_{-1} + \bar{v} \quad (5)$$

$$(x_{Rt} - \bar{x}_R) = [I - \Gamma](x_{R,t-1} - \bar{x}_{R,-1}) + B\Gamma(p_{t-1} - \bar{p}_{-1}) + (v_t - \bar{v}) \quad (6)$$

که در این روابط  $x_{Rt}$  میزان عرضه محصول،  $p_{t-1}$  قیمت محصول در سال  $(t-1)$  و علامت - میانگین نمونه نسبت به  $t = T-t$  (۱) را نشان می دهد. به منظور سادگی نشانه گذاری روابط زیر فرض می شود (۲۰):

$$\begin{aligned} dx_t &\equiv (x_{Rt} - \bar{x}_R) \\ dx_{t-1} &\equiv (x_{R,t-1} - \bar{x}_{R,-1}) \\ dp_{t-1} &\equiv (p_{t-1} - \bar{p}_{-1}) \\ dv_t &\equiv (v_t - \bar{v}) \end{aligned} \quad (7)$$

در روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته هر پارامتر برآورد شده، به عنوان عناصر ترکیب خطی محدب ماتریس حمایتی  $Z$  بیان می شود

بیشترین بی نظمی برای برآورد توابع، گزینه یی مناسب در کنار روش های اقتصادسنجی است. از مطالعات خارجی در زمینه حداکثر آنتروپی تعمیم یافته می توان مطالعه هکلی و ولف (۱۸) را نام برد. آن ها در مطالعه خود روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته را برای برآورد مدل های بهینه سازی مقید<sup>۱</sup> در تجزیه و تحلیل عرضه کشاورزی معرفی نمودند. در زمینه برآورد ساختار پویای تابع عرضه محصولات با استفاده از روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته در ایران تا کنون مطالعه ای صورت نگرفته است. بنابراین، در این مطالعه ابتدا به معرفی ساختار پویای تابع عرضه و روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته پرداخته و با توجه به اهمیت محصولات زراعی در امنیت غذایی، بهبود تغذیه جمعیت و ایجاد اشتغال و درآمد برای قشر وسیعی از تولیدکنندگان محصولات کشاورزی، تابع عرضه محصولات زراعی عمده دشت مشهد-چناران با استفاده از روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته برآورد و کشش های جانبی تقاضای مشتق شده، آلن و موریشیما برای نهاده های تولید و کشش های عرضه محصولات مورد مطالعه محاسبه می شود. سپس، با استفاده از دو رهیافت مسئله تعادل مثبت پویا و حداکثر آنتروپی تعمیم یافته در طی یک سناریو پیامدهای احتمالی سیاست افزایش قیمت نهاده آب آبیاری بر سود و میزان عرضه محصولات کشاورزی منتخب دشت مشهد - چناران در سال ۱۳۹۱-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفته است.

## مواد و روش ها

### ساختار پویای تابع عرضه محصولات کشاورزی

فرض پایه ای ساختار پویای تابع عرضه این است که کشاورزان در هر سال قیمت مورد انتظار خود را که امید دارند در آینده نیز ثابت باشد، براساس میزان خطای پیش بینی شده در سال های گذشته تعدیل و بازبینی می کنند. بر این اساس اگر  $p_t^*$  بردار قیمت مورد انتظار محصول،  $p_{t-1}^*$  بردار قیمت مورد انتظار سال قبل و  $p_{t-1}$  بردار قیمت واقعی محصول در سال قبل باشد، انتظارات قیمتی محصول تصمیم گیرنده با استفاده از رابطه زیر به دست می آید (۶ و ۲۱):

$$p_t^* - p_{t-1}^* = \Gamma(p_{t-1} - p_{t-1}^*) \quad (1)$$

در این رابطه  $\Gamma$  بردار قطری ضریب انتظار و نشان دهنده نسبت خطایی است که کشاورزان پیش بینی آینده خود را براساس آن بازبینی می کنند. فرض دیگر در این ساختار پویا، تابع عرضه انتظاری محصول است که به صورت زیر بیان می شود (۲۱):

$$x_t = Bp_t^* + w_t \quad (2)$$

$B$  شیب تابع عرضه انتظاری و  $w_t$  بردار عرض از مبدأ می باشد. با استفاده از تابع عرضه با یک وقفه زمانی  $(t-1)$  و ضرب بردار

2- The Equation of Motion

3- Adaptive Expectations

1- Constrained Optimization Models

ریاضی مثبت حتی قبل از ارائه رسمی آن در سال ۱۹۹۵، به عنوان یکی از روش‌های غالب جهت تحلیل سیاست‌های کشاورزی به‌کار گرفته شده است (۹ و ۲۲). در این مدل‌ها در گام اول با استفاده از یک الگوی برنامه‌ریزی خطی جواب متغیرهای تصمیم الگو به دست می‌آید و سپس در گام دوم با استفاده از مقادیر دوگان محدودیت‌های این الگو، ضرایب یک تابع هدف درجه دوم به نحوی به دست می‌آیند که جواب الگوی غیرخطی جدید برای شرایط سال پایه، مقادیر واقعی مشاهده شده در آن سال می‌باشد. در گام سوم الگوی غیرخطی مذکور جهت شبیه‌سازی سیاست‌ها از طریق تغییر در پارامترهای مورد نظر، مورد استفاده قرار می‌گیرد (۷). در مطالعه حاضر، برای تحلیل سیاست افزایش قیمت آب آبیاری از مسئله تعادل مثبت پویا و روش حداکثر آنتروپی تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. رهیافت مسئله تعادل مثبت پویا اولین بار توسط پاریس در سال ۲۰۰۱ معرفی و به‌کار گرفته شده که ساختار این مسئله در ادامه توضیح داده شده است.

### معرفی متغیرها و پارامترهای مورد استفاده

#### مرحله ۱- تبیین مدل برنامه‌ریزی خطی

مرحله اول مسئله تعادل مثبت پویا با تعیین یک مسئله بهینه‌سازی برای افق زمانی  $t = 1, \dots, T$  و تعیین تابع هدف شروع می‌شود. ساختار مدل مورد استفاده در این مرحله به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \text{Max} V = & \sum_{t=1}^T [p'_t x_t - r'_t (b_t - \beta_t)] / (1 + \rho)^{(t-1)} \\ & + \sum_{t=T+1}^{+\infty} [p'_{T+1} x_{T+1} - r'_{T+1} (A_{T+1} x_{T+1})] \left[ \frac{1}{1 + \rho} \right]^{t-1} \end{aligned} \quad (11)$$

*S.to.*

$$A_t x_t + \beta \leq b_t \quad t = 1, \dots, T$$

$$x_t = [I - \hat{\Gamma}] x_{t-1} + \hat{B} \hat{p}_{t-1} + \hat{v}_t \quad t = 1, \dots, T+1$$

در این رابطه، هدف، حداکثر سازی جریان سود (درآمد خالص) در افق زمانی  $T$  (سال‌های مورد مطالعه)،  $r_t$  بردار قیمت نهاده‌های زمین، آب آبیاری، و کود شیمیایی ازته،  $p_t$  بردار قیمت محصولات گندم آبی، جو آبی، سیب زمینی، پیاز، خیار، چغندر قند و گوجه‌فرنگی،  $\rho$  نرخ بهره،  $A_t$  ماتریس ضرایب فنی نهاده‌های زمین، آب آبیاری و کود شیمیایی ازته،  $b_t$  بردار مقادیر در دسترس نهاده‌های زمین، آب آبیاری و کود شیمیایی ازته،  $B$  شیب تابع عرضه انتظاری محصول،  $\beta_t$  و  $x_t$  بردار متغیرهای تصمیم محصول (بردار عرضه محصولات منتخب) و نهاده،  $v_t$  بردار عرض از مبدأ و  $\hat{\Gamma}$  برآوردی از ماتریس قطری انتظارات قیمتی محصولات منتخب در طی سال‌های مورد مطالعه، که در این مطالعه سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰-۱۳۸۹ مورد نظر است، می‌باشد.

که تعداد عناصر آن با تعداد مشاهدات نمونه برابر است و به صورت روابط (۸) می‌باشند (۲۰).

$$\begin{aligned} \Gamma &= \sum_{s=1}^T P_{\Gamma,s} Z_{\Gamma,s} \\ B &= \sum_{s=1}^T P_{B,s} Z_{B,s} \\ v_t &= \sum_{s=1}^T P_{v,s} Z_{v,s} \end{aligned} \quad (8)$$

که  $P_{\Gamma,s}$ ،  $P_{B,s}$  و  $P_{v,t,s}$  وزن‌های غیرمنفی هر پارامتر برآورد شده می‌باشند که مجموع آن‌ها بایستی برابر یک باشد. در روش حداکثر آنتروپی این وزن‌ها به عنوان احتمالات بیان می‌شوند (۲۰). روش حداکثر آنتروپی تعمیم‌یافته به استفاده از مشاهدات نمونه برای تعیین ماتریس حمایتی  $Z$  و تعداد حمایت‌های گسسته به صورت زیر وابسته می‌باشد.

$$\begin{aligned} Z_{\Gamma,s} &= dx_s dp_{s-1} \\ Z_{B,s} &= dx_s dx_{s-1} \\ Z_{v,s} &= dx_s \end{aligned} \quad (9)$$

که اندیس  $s$  نشان‌دهنده دوره زمانی و  $s = 1, \dots, T$  است. مدل مناسب حداکثر آنتروپی برای برآورد تابع عرضه پویا، می‌تواند به صورت مدل زیر به منظور یافتن احتمالات مثبت  $P_{\Gamma,s}$ ،  $P_{B,s}$  و  $P_{v,s}$  در نظر گرفته شود (۲۰).

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad H(P_B, P_{\Gamma}, P_v) &= - \sum_{s=1}^T P_{B,s} \log(P_{B,s}) \\ &- \sum_{s=1}^T P_{\Gamma,s} \log(P_{\Gamma,s}) - \sum_{s=1}^T P_{v,s} \log(P_{v,s}) \end{aligned} \quad (10)$$

*S.to.*

$$\begin{aligned} \bar{x}_R &= [I - \Gamma] \bar{x}_{R,-1} + B \bar{p}_{-1} + \bar{v} \\ (x_{Rt} - \bar{x}_R) &= [I - \Gamma] (x_{R,t-1} - \bar{x}_{R,-1}) \\ &+ B \Gamma (p_{t-1} - \bar{p}_{-1}) + (v_t - \bar{v}) \end{aligned}$$

که در این روابط ماتریس‌های  $B$  و  $\Gamma$  و  $v_t$  با مقادیر متناظرشان از رابطه ۸ جایگزین می‌شوند. تابع عرضه پویا برآورد شده با استفاده از این روابط، مشاهدات نمونه را به طور دقیق واسنجی می‌نماید (۲۱).

### ساختار مسئله تعادل مثبت پویا

با توجه به نقش و اهمیت کشاورزی و منابع طبیعی، افزایش تولید و درآمد بهره‌برداران در ایران همواره مورد توجه سیاست‌گذاران قرار داشته است. تعیین سیاست‌ها و تدوین برنامه‌های مناسب در بخش کشاورزی، علاوه بر اینکه مستلزم آگاهی لازم از شرایط تولید در واحدهای بهره‌برداری است تا حدود زیادی نیز بستگی به میزان آگاهی برنامه‌ریزان از فرآیند تصمیم‌گیری بهره‌برداران و واکنش آن‌ها نسبت به انواع سیاست‌های کشاورزی دارد (۱۰). مدل‌های برنامه‌ریزی

جدول ۱- متغیرهای مورد استفاده

متغیر	تعریف	توضیح
$x_t$	مقدار عرضه محصولات در سال t	در مرحله اول و سوم مسئله تعادل مثبت پویا برآورد می‌شود که مقدار آن دقیقاً برابر مقدار واقعی آن در هر سال است.
$P_{\Gamma, S}$	مقدار احتمال ضریب انتظار	نتایج حاصل از حل مدل رابطه ۱۰
$P_{B, S}$	مقدار احتمال شیب تابع عرضه انتظاری	نتایج حاصل از حل مدل رابطه ۱۰
$P_{v, S}$	مقدار احتمال عرض از مبدا تابع عرضه پویا	نتایج حاصل از حل مدل رابطه ۱۰
$\Gamma$	بردار قطری ضریب انتظار	نسبت خطایی است که کشاورزان پیش‌بینی آینده خود را براساس آن بازبینی می‌کنند.
$B$	شیب تابع عرضه انتظاری	
$v_t$	عرض از مبدا تابع عرضه پویا در سال t	مقدار عرضه در شرایطی که عرضه و قیمت در سال گذشته صفر باشد.
$y_t$	قیمت سایه‌ای نهاده‌ها در سال t	نتایج حاصل از حل مدل در مرحله اول و سوم
$\lambda_t$	هزینه نهایی محصولات در سال t	نتایج حاصل از حل مدل در مرحله اول
$\beta_t$	میزان نهاده استفاده نشده در سال t	نتایج حاصل از حل مدل در مرحله اول و سوم
$Z'_{p1t}$	متغیر کمبود محدودیت مقدار در دسترس نهاده‌ها	در مرحله اول و سوم مسئله تعادل مثبت پویا برآورد می‌شود
$Z'_{p2t}$	متغیر کمبود محدودیت واسنجی	
$Z'_{D1t}$	متغیر کمبود محدودیت هزینه نهایی محصولات	در مرحله اول و سوم مسئله تعادل مثبت پویا برآورد می‌شود
$Z'_{D2t}$	متغیر کمبود محدودیت قیمت سایه‌ای نهاده‌ها	در مرحله اول و سوم مسئله تعادل مثبت پویا برآورد می‌شود
$Q_t$	ضریب تابع هزینه مورد استفاده در مرحله دوم	ماتریس نیمه معین متقارن مثبت
$S_t$	ضریب تابع هزینه مورد استفاده در مرحله دوم	ماتریس متقارن با عناصر غیر منفی
$f_t$	ضریب تابع هزینه مورد استفاده در مرحله دوم	

جدول ۲- پارامترهای مورد استفاده

پارامتر	تعریف	توضیح
T	افق زمانی	در این مطالعه ۸ سال است.
$A_t$	بردار ضرایب فنی نهاده‌ها در سال t	
$p_t$	بردار قیمت محصولات در سال t	
$r_t$	بردار قیمت نهاده‌ها در سال t	
$\rho$	نرخ بهره	
$b_t$	مقدار در دسترس نهاده‌ها در سال t	
$x_t$	مقدار عرضه محصولات در سال t	واحد اندازه‌گیری مقدار عرضه در تابع عرضه‌ی پویا ده تن است.
$p_{t-1}$	بردار قیمت محصولات در سال t-1	واحد اندازه‌گیری قیمت در تابع عرضه‌ی پویا هزار ریال بر تن (ریال بر کیلوگرم) است.
$Z_{\Gamma, S}$	ماتریس حمایتی برای ضریب انتظار	
$Z_{B, S}$	ماتریس حمایتی برای شیب تابع عرضه انتظاری	
$Z_{v, S}$	ماتریس حمایتی برای عرض از مبدا تابع عرضه پویا	
S	دوره زمانی	$S = 1, \dots, T (=8)$

سطح محصول و قیمت نهاده‌ها می‌باشد. در یک مسئله پویا، تابع هزینه کل برای هر دوره زمانی و به صورت  $C(x_t, y_t, t) = C_t(x_t, y_t)$  نشان داده می‌شود (۲۳). براین اساس فرم تابعی هزینه یک مسئله پویا به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$C_t(x_t, y_t) = u'y_t(f_t'x_t) + u'y_t(x_t'Q_t x_t)/2 + (y_t^{1/2})'S_t y_t^{1/2} \quad (۱۴)$$

که در آن  $u$  برداری با عناصر واحد،  $Q_t$  ماتریس نیمه معین متقارن مثبت و  $S_t$  ماتریس متقارن با عناصر غیرمنفی می‌باشد. هدف از مرحله دوم برآورد پارامترهای تابع هزینه شامل  $f_t$  و  $Q_t$ ،  $S_t$  می‌باشد. این برآوردها را می‌توان با توجه به معیار کولیک-لیبلر<sup>۵</sup> و با استفاده از روش حداکثر آنتروپی که برای برآورد پارامترهای تابع عرضه پویا استفاده شد، به دست آورد (۲۱ و ۱۷). با توجه به این معیار مدل مناسب حداکثر آنتروپی جهت برآورد پارامترهای  $S_t$ ،  $Q_t$  و  $f_t$  به صورت زیر می‌باشد (۲۱):

در روابط ۱۵، علامت  $\div$  نشان‌دهنده نسبت عنصر به عنصر،  $A_t x_{R,t}$  تابع هزینه نهایی، تابع تقاضای نهاده‌های محدود،  $\bar{x}_{R,t}$  سطح واقعی فعالیت‌ها و  $\hat{y}_t$  قیمت سایه‌ای نهاده‌های محدود می‌باشند. احتمالات برآورد شده با استفاده از روش حداکثر آنتروپی در سال  $t=1$  احتمالات اولیه در سال  $t=2$  می‌شوند که برای سال‌های دیگر نیز به همین صورت است (۲۰).

### مرحله ۳- تبیین مدل واسنجی‌شده و تحلیل سیاست

در این مرحله مقادیر پارامترهای به دست آمده در مرحله قبل در رابطه ۱۳ جایگزین می‌شود و مسئله بهینه‌سازی واسنجی شده به صورت زیر بیان می‌گردد (۲۱):

با حل این روابط مقادیر بهینه برای سال  $T$  در پایان افق برنامه‌ریزی به دست می‌آید. به منظور تجزیه و تحلیل سیاستی که در پایان افق زمانی  $T$  و برای سال  $T+1$  صورت می‌گیرد، فرض می‌شود که پارامترهای تابع هزینه برابر مقادیرشان در سال  $T$  و مقادیر قیمت نهاده‌ها، قیمت محصولات و مقدار سمت راست محدودیت‌ها می‌تواند با توجه به سیاست‌های مورد نظر تغییر یابند.

### کشش‌های جانشینی

کشش‌های جانشینی، حساسیت یک متغیر را نسبت به تغییرات متغیر دیگر نشان می‌دهند. در اکثر مطالعات تجربی، به‌دست آوردن کشش‌های جانشینی، از اهداف عمده می‌باشند (۲).

تابع هدف شامل دو قسمت است که قسمت اول شامل سود تنزیلی برای افق زمانی  $T$  و قسمت دوم تابع اسقاط<sup>۱</sup> می‌باشد. با استفاده از فرض  $d^t = \left[ \frac{1}{1+\rho} \right]^t$  و قیود رابطه (۱۱)، تابع لاگرانژ مسئله حداکثر سازی سود به صورت زیر نوشته می‌شود (۲۰):

$$L = \sum_{t=1}^T [p_t'x_t - r_t'(b_t - \beta_t)] / (1+\rho)^{(t-1)} + [p_{T+1}'x_{T+1} - r_{T+1}'(A_{T+1}x_{T+1})] / \rho(1+\rho)^{(T-1)} + \sum_{t=1}^T (b_t - \beta_t - A_t x_t)' y_t + \sum_{t=1}^{T+1} \left\{ [I - \hat{\Gamma}]x_{t-1} + \hat{B}\hat{\Gamma}p_{t-1} + \hat{v}_t - x_t \right\}' \lambda_t \quad (۱۲)$$

هدف مسئله تعادل مثبت پویا در مرحله اول، حل  $T$  مسئله تعادلی با توجه به ساختار زیر، که از شرایط کان-تاکر<sup>۲</sup> (مشقات مرتبه اول) برای تابع لاگرانژ نتیجه می‌شود و با شروع از دوره  $T$  در افق زمانی  $T, T-1, \dots, 2, 1, t$  می‌باشد (۲۰).

$$\begin{aligned} \text{Min} \{ & z'_{p1t} y_t + z'_{p2t} \lambda_t + z'_{D1t} x_t + z'_{D2t} \beta_t \} = 0 \\ \text{S.to.} & \\ & A_t x_t + \beta_t + z_{p1t} = b_t \quad t = 1, \dots, 8 \\ & x_t + z_{p2t} = \bar{x}_t \\ & A_t' y_t + \lambda_t = p_t d^{(t-1)} + [I - \hat{\Gamma}]\hat{y}_{t+1} + z_{D1t} \\ & y_t = r_t d^{(t-1)} + z_{D2t} \end{aligned} \quad (۱۳)$$

که در این رابطه  $z'_{D1t}$  و  $z'_{D2t}$  بردارهای کمبود غیرمنفی<sup>۳</sup> محدودیت‌های اولیه و دوگان ساختار مسئله تعادل مثبت پویا هستند. هدف اصلی در مرحله اول مسئله تعادل مثبت پویا، بازسازی متغیرهای هزینه‌ای،  $\lambda_t$  و متغیرهای دوگان محدودیت‌های ساختاری اولیه،  $y_t$  برای افق زمانی و تشکیل تابع هزینه مرحله بعد با توجه به اطلاعات به دست آمده می‌باشد (۲۱).

### مرحله ۲- برآورد ضرایب تابع هدف غیرخطی

در مطالعه حاضر برای تحلیل سیاست‌ها از تابع هزینه غیرخطی لئونتیف تعمیم‌یافته درجه دو<sup>۴</sup> استفاده می‌شود. هزینه کل تابعی از

- 1- Salvage Function
- 2- Karush-Kuhn-Tucker (KKT) Conditions
- 3- Nonnegative Slack Vectors
- 4- Quadratic-Generalized Leontief Cost Function

$$\begin{aligned} \text{Min } KL(P_{Lt}, P_{Dt}, P_{ft}, P_{St}) = & \sum_{j, j', s} P_{Lt}(j, j', s) \log(P_{Lt}(j, j', s) \div P_{L,t-1}^C(j, j', s)) \\ & + \sum_{j, s} P_{Dt}(j, j, s) \log(P_{Dt}(j, j, s) \div P_{D,t-1}^C(j, j, s)) \\ & + \sum_{j, s} P_{ft}(j, s) \log(P_{ft}(j, s) \div P_{f,t-1}^C(j, s)) \\ & + \sum_{i, i', s} P_{St}(i, i', s) \log(P_{St}(i, i', s) \div P_{S,t-1}^C(i, i', s)) \end{aligned}$$

S.to.

$$\begin{aligned} A_t' \hat{y}_t &= (u' \hat{y}_t) f_t + (u' \hat{y}_t) Q_t x_{R,t} = (u' \hat{y}_t) Z_{ft} P_{ft} + (u' \hat{y}_t) (Z_{Lt} P_{Lt}) (Z_{Dt} P_{Dt}) (Z_{Lt} P_{Lt}) x_{R,t} \\ A_t x_{R,t} &= (f_t \bar{x}_t) u + u(x'_{Rt} Q_t x_{Rt}) / 2 + \Delta_{\hat{y}_t^{-1/2}} S_t \hat{y}_t^{1/2} \\ &= ((Z_{ft} P_{ft})' x_{Rt}) u + u(x'_{Rt} (Z_{Lt} P_{Lt}) (Z_{Dt} P_{Dt}) (Z_{Lt} P_{Lt})' x_{Rt}) / 2 + \Delta_{\hat{y}_t^{-1/2}} (Z_{St} P_{St}) \hat{y}_t^{1/2} \end{aligned} \quad (15)$$

نهاده تولید است (۲).

$$\text{Min} \{ z'_{plr} y_t + z'_{Dlr} x_t + z'_{D2t} \beta_t \} = 0$$

S.to.

$$\begin{aligned} & (f_t' x_t) u + u(x'_{Rt} Q_t x_{Rt}) / 2 + \Delta_{\hat{y}_t^{-1/2}} \hat{S}_t \hat{y}_t^{1/2} \\ & + \beta_t + z_{plr} = b_t \quad t=1, \dots, T \end{aligned} \quad (16)$$

$$(u' y_t) \hat{f}_t + (u' y_t) \hat{Q}_t x_t = p_t d^{(t-1)}$$

$$+ [I - \hat{\Gamma}] \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t + z_{Dlr}$$

$$y_t = r_t d^{(t-1)} + z_{D2t}$$

مهم‌ترین کشش‌های جانیشینی عبارتند از: الف) کشش‌های

تقاضای مشتق شده<sup>۱</sup> (نهاده‌ها، ب) کشش‌های جانیشینی آلن<sup>۲</sup> (AES)

ج) کشش جانیشینی موریشیما<sup>۳</sup> (MSE).

### کشش‌های جانیشینی آلن

این نوع کشش، که تحت عنوان کشش جانیشینی آلن - اوزاوا<sup>۴</sup> نام‌گذاری گردیده، برای گروه‌بندی هر جفت از نهاده‌ها از لحاظ جانیشینی و مکملی به کار برده می‌شود. مطابق با کار بلک کوربی و راسل (۱۴)، کشش‌های جانیشینی متقاطع آلن، درجه جانیشینی بین دو نهاده را نشان می‌دهد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\theta_{ij} = \frac{(\partial^2 C / \partial r_j \partial r_i) \cdot C}{(\partial C / \partial r_i) (\partial C / \partial r_j)} \quad (18)$$

اگر مقدار جبری کشش جانیشینی متقاطع، مثبت باشد،  $\theta_{ij} > 0$ ، نشانگر این است که بین دو نهاده رابطه جانیشینی وجود دارد و اگر  $\theta_{ij} < 0$ ، نشانگر رابطه مکملی است. در ارتباط با کشش‌های خودی آلن، انتظار بر این است که علائم این نوع از کشش‌ها، منفی بوده باشند. به خاطر این که تقاضای هر کالا (به جز کالاهای گیفن)، با قیمت آن رابطه عکس دارد (۲ و ۱۱). در کشش‌های متقاطع آلن  $\theta_{ij} = \theta_{ji}$  اما در کشش‌های تقاضای مشتق شده  $\varepsilon_{ij} \neq \varepsilon_{ji}$  است.

### کشش‌های جانیشینی موریشیما

بلک کوربی و راسل (۱۵) بیان کرده‌اند که کشش‌های جانیشینی آلن، هیچ اطلاعاتی درباره درجه انحنای منحنی تولید یکسان و سهم نسبی هزینه‌ها نشان نداده و نمی‌توان آن را به عنوان نرخ نهایی جانیشینی تلقی کرد و نیز این مورد که کشش جانیشینی آلن دارای اطلاعات کم می‌باشد. موریشیما (۱۹) نشان داد که یک اندازه‌گیری

### کشش‌های تقاضای مشتق شده نهاده‌ها

این کشش‌ها به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\partial \ln \beta_i}{\partial \ln r_j} = \frac{\partial \beta_i}{\partial r_j} \cdot \frac{r_j}{\beta_i} \quad (17)$$

در این رابطه  $\beta_i$  تقاضای مشتق شده نهاده‌های تولید (میزان استفاده بهینه، بر اساس قضیه شفرد، از نهاده  $i$  در سطح حداقل هزینه) و  $r_j$  قیمت نهاده‌های تولید می‌باشد. در ارتباط با کشش‌های خودی، تقاضا برای نهاده تولید نام، کشش‌پذیر، کم کشش و بدون کشش است اگر  $\varepsilon_{ij}$  ( $i = j$ ) به ترتیب بزرگ‌تر، کوچک‌تر و مساوی یک باشد. افزون‌بران، برای کشش‌های متقاطع،  $\varepsilon_{ij} > 0$ ، نشانگر رابطه جانیشینی بین دو نهاده و  $\varepsilon_{ij} < 0$ ، نشانگر رابطه مکملی بین دو

1- Derived Demand Elasticity

2- Allen Elasticity of Substitution (AES)

3- Morishima Elasticity of Substitution (MSE)

4- Allen - Uzawa Partial Elasticity (AUE)

جهاد کشاورزی (۴) برای سال‌های زراعی ۱۳۸۳-۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰-۱۳۸۹ جمع‌آوری و مدل با استفاده از نرم‌افزار GAMS نسخه ۲۴,۲,۳ حل شد.

### نتایج و بحث

نتایج حاصل از برآورد پارامترهای تابع عرضه پویای محصولات کشاورزی منتخب با استفاده از روش حداکثر آنتروپی تعمیم‌یافته در جداول ۳ و نشان داده شده است.

با توجه به پارامترهای برآوردشده، توابع عرضه هر یک از محصولات را در سال  $t$  با توجه به رابطه ۴، به صورت زیر نوشته می‌شود.

### تابع عرضه پویای پیاز

$$x_t = 0.051x_{t-1} + 0.897p_{t-1} + v_t \quad (20)$$

بر اساس تابع عرضه پویای به دست آمده برای محصول پیاز، میزان عرضه این محصول در سال  $t$  با میزان عرضه و قیمت آن در سال  $(t-1)$  رابطه مثبت دارد. به عبارت دیگر، با افزایش قیمت و میزان عرضه پیاز در سال  $(t-1)$ ، میزان عرضه آن در سال  $t$  افزایش می‌یابد. نکته قابل توجه در برآورد تابع عرضه پویای محصول پیاز آن است که ضرایب  $B$  و  $\Gamma$  برای تمام سال‌های مورد مطالعه ثابت ولی مقدار عرض از مبدأ برای هر سال متغیر است. افزون بر آن، برآورد پارامترها به نحوی است که مقدار عرضه در سال  $t$  را دقیقاً برابر مقدار واقعی عرضه شده در آن سال به دست می‌دهد.

دیگری از جانشینی عوامل وجود داشته که تحت عنوان کشش جانشینی موریشیما (MSE)، شناخته شد. این کشش، هم‌چنین، انحنا منحنی تولید یکسان و اثرات تغییر در قیمت نسبی را روی سهم نسبی هزینه بیان می‌کند. مطابق کار چمبرز (۱۶) و بلک کوربی و راسل (۱۵)، کشش موریشیما، که درصد تغییر در نسبت یک جفت از نهاده‌ها به درصد تغییر در نسبت قیمت آن‌ها را اندازه‌گیری می‌کند، به صورت زیر تعریف می‌گردد (۲ و ۱۱):

$$w_{ij} = \frac{\partial \ln(x_i^* / x_j^*)}{\partial \ln(r_j / r_i)} \quad (19)$$

در این رابطه  $(x_i^* / x_j^*)$ ، نسبت بهینه نهاده‌ها و  $(r_j / r_i)$  نسبت قیمت نهاده‌ها می‌باشد. مقدار مثبت  $w_{ij}$  نشانگر رابطه جانشینی و مقدار منفی نشانگر رابطه مکملی نهاده‌ها می‌باشد.

### منطقه مورد مطالعه

مطالعه حاضر در دشت مشهد-چناران استان خراسان رضوی صورت گرفته است. دشت مشهد با توجه به ذخایر غنی آب زیرزمینی، از دیدگاه اقتصادی، اجتماعی و کشاورزی قابل توجه بوده و جزء مهم‌ترین مراکز صنعتی و کشاورزی کشور محسوب می‌شود (۳). محصولات زراعی مورد بررسی در دشت مشهد-چناران شامل گندم آبی، جو آبی، خیار، پیاز، سیب زمینی، چغندر قند و گوجه‌فرنگی می‌باشد. این محصولات بیش از ۸۰ درصد سطح زیرکشت را در منطقه مورد مطالعه دارا می‌باشند (۵). داده‌های مورد استفاده در این مطالعه اعم از میزان تولید محصولات، قیمت سر مزرعه محصولات، هزینه‌ها و مصارف نهاده‌ها با استفاده از مراجعه حضوری به سازمان جهاد کشاورزی خراسان رضوی و وب سایت‌های هزینه تولید وزارت

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد پارامترهای B (شیب تابع عرضه انتظاری) و  $\Gamma$

محصولات	پیاز	جو آبی	چغندر قند	خیار	سیب زمینی	گندم آبی	گوجه‌فرنگی
B	۰/۹۴۵	۱۱/۸۶۵	۲۹۵/۷۵۷	۰/۲۴۶	۴/۶۸۷	۱۰/۷۹۶	۱۱۱/۵۴۵
$\Gamma$	۰/۹۴۹	-۰/۳۸۵	-۰/۲۸۱	۱/۶۱۰	-۰/۴۵۹	-۰/۵۴۳	-۰/۲۲۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد پارامتر عرض از مبدأ (پارامتر V) واحد: ده تن

محصولات	سال						
	۱۳۸۳-۸۴	۱۳۸۴-۸۵	۱۳۸۵-۸۶	۱۳۸۶-۸۷	۱۳۸۷-۸۸	۱۳۸۸-۸۹	۱۳۸۹-۹۰
پیاز	۴۸۵۸/۶۹	۴۲۲۴/۶۲	۴۱۶۸/۱۵	۴۵۴۳/۱۰	۵۷۷۸/۸۰	۲۸۲۱/۳۶	۳۴۶۳/۱۸
جو آبی	۱۸۲۲/۹۱	۳۹۸۲/۳۲	۲۵۵۸/۴۳	۵۰۵۳/۵۰	۲۲۶۱/۱۴	۱۶۳۱/۷۱	۹۴۹۳/۴۸
چغندر قند	۱۶۵۵۷/۴۶	۳۰۰۰۲/۰۷	۳۸۳۶۵/۴۰	۴۲۵۷۲/۶۲	۲۱۳۱۲/۴۰	۵۵۴۳۳/۲۸	۵۱۷۹۷/۰۷
خیار	۱۲۶۹/۱۰	۱۲۷۷/۳۴	۱۰۵۷/۸۱	۷۹۹/۴۹	۱۱۶۹/۹۲	۱۴۴۸/۵۷	۳۱۵۶/۹۹
سیب زمینی	۷۰۳/۸۷	۸۲۰/۴۸	۸۱۵/۵۶	۲۴۷۶/۰۹	۵۳۴۶/۵۶	۲۴۴۸/۹۶	۴۰۵۸/۸۹
گندم آبی	۲۵۵۱/۹۸۴	۵۲۵۶/۳۰۸	۳۰۷۰/۳۹۸	۶۲۷۵/۶۹۲	۱۳۳۲/۳۴۸	۲۰۲۰۴/۷۲	۱۵۹۴۶/۸۲
گوجه‌فرنگی	۱۴۴۸/۶۵	۱۲۲۷۹/۹۱	۱۴۶۲۴/۳۶	۲۲۰۰۹/۶۶	۱۲۶۷۴/۰۶	۲۹۲۴۶/۳۲	۲۳۶۴۴/۸۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

این تابع نشان‌دهنده تأثیر مثبت میزان عرضه چغندر قند در سال (t-1) و تأثیر منفی قیمت چغندر قند در سال (t-1) بر میزان عرضه چغندر قند در سال t هستند. تابع برآورد شده بیانگر این است که افزایش قیمت فروش محصول چغندر قند در سال (t-1) تأثیری در افزایش عرضه این محصول در سال t ندارد. در این ارتباط مطالعه یزدانی و مظهری (۱۳) نیز مشابه با یافته مطالعه حاضر می‌باشد.

#### تابع عرضه پویای خیار

$$x_t = -0/61 \cdot x_{t-1} + 0/396 p_{t-1} + v_t \quad (30)$$

ملاحظه می‌شود که میزان عرضه خیار در سال (t-1) تأثیر منفی و قیمت فروش خیار در سال (t-1) تأثیر مثبت در میزان عرضه خیار در سال t دارد.

#### تابع عرضه پویای سیبزمینی

$$x_t = 1/459 x_{t-1} - 2/150 p_{t-1} + v_t \quad (31)$$

با توجه به تابع عرضه برآورد شده مشخص است که میزان عرضه سیبزمینی در سال (t-1) تأثیر مثبت در میزان عرضه سیبزمینی در سال t دارد. از طرفی، قیمت سیبزمینی در سال (t-1) با میزان عرضه سیبزمینی در سال t رابطه منفی دارد. به عبارت دیگر، افزایش قیمت فروش سیبزمینی در افزایش عرضه این محصول تأثیری نداشته است.

این دو ویژگی برای تمام توابع عرضه پویای برآورد شده‌ی محصولات مورد مطالعه، صادق است و به عنوان مثال این ویژگی در طی سال‌های مورد مطالعه برای محصول پیاز در روابط ۲۱ تا ۲۷ و جدول ۵ نشان داده شده است.

$$x_{82-83} = 0/051 x_{82-83} + 0/897 p_{82-83} + 4858/69 \quad (21)$$

$$x_{83-84} = 0/051 x_{83-84} + 0/897 p_{83-84} + 4224/62 \quad (22)$$

$$x_{84-85} = 0/051 x_{84-85} + 0/897 p_{84-85} + 4168/15 \quad (23)$$

$$x_{85-86} = 0/051 x_{85-86} + 0/897 p_{85-86} + 4543/10 \quad (24)$$

$$x_{86-87} = 0/051 x_{86-87} + 0/897 p_{86-87} + 5778/80 \quad (25)$$

$$x_{87-88} = 0/051 x_{87-88} + 0/897 p_{87-88} + 2821/36 \quad (26)$$

$$x_{88-89} = 0/051 x_{88-89} + 0/897 p_{88-89} + 3463/18 \quad (27)$$

#### تابع عرضه پویای جو آبی

$$x_t = 1/385 x_{t-1} - 4/573 p_{t-1} + v_t \quad (28)$$

ملاحظه می‌شود که در این تابع میزان عرضه جو آبی در سال t با میزان عرضه در سال (t-1) رابطه مثبت و قیمت در سال (t-1) رابطه منفی دارد.

#### تابع عرضه پویای چغندر قند

$$x_t = 1/281 x_{t-1} - 83/054 p_{t-1} + v_t \quad (29)$$

جدول ۵- مقایسه میزان عرضه واقعی و عرضه برآورد شده پیاز در طی سال‌های مورد مطالعه

سال	میزان عرضه (ده تن)	قیمت (هزار ریال بر تن)	عرضه برآورد شده (ده تن)
۱۳۸۲-۸۳	۵۱۴۷/۱۶	۶۵۶	-
۱۳۸۳-۸۴	۵۷۰۷/۳۵	۷۲۱	$x_{82-83} = 0/051 x_{82-83} + 0/897 p_{82-83} + 4858/69 = 5707/35$
۱۳۸۴-۸۵	۵۱۵۹/۹۱	۹۵۳	$x_{83-84} = 0/051 x_{83-84} + 0/897 p_{83-84} + 4224/62 = 5159/91$
۱۳۸۵-۸۶	۵۲۸۳/۷۸	۱۱۰۰	$x_{84-85} = 0/051 x_{84-85} + 0/897 p_{84-85} + 4168/15 = 5283/78$
۱۳۸۶-۸۷	۵۷۹۶/۸۲	۱۶۴۱	$x_{85-86} = 0/051 x_{85-86} + 0/897 p_{85-86} + 4543/10 = 5796/82$
۱۳۸۷-۸۸	۷۵۴۳/۶۲	۲۰۵۴	$x_{86-87} = 0/051 x_{86-87} + 0/897 p_{86-87} + 5778/80 = 7543/62$
۱۳۸۸-۸۹	۵۰۴۴/۸۹	۱۷۶۴	$x_{87-88} = 0/051 x_{87-88} + 0/897 p_{87-88} + 2821/36 = 5044/89$
۱۳۸۹-۹۰	۵۱۹۲/۴۷	۱۵۷۰	$x_{88-89} = 0/051 x_{88-89} + 0/897 p_{88-89} + 3463/18 = 519247$

مأخذ: یافته‌های پژوهش و اطلاعات جمع‌آوری شده



## تابع عرضه پویای گندم آبی

$$x_t = 1/543x_{t-1} - 5/863p_{t-1} + v_t \quad (32)$$

همان گونه که از نتایج جدول ۷ پیداست، کشش‌های خودی آلن نیز در سال ۱۳۹۰-۱۳۸۹ علامت صحیح و مورد انتظار منفی و مطابق قانون تقاضا را دارند که بیانگر رابطه معکوس قیمت و مقدار تقاضا در آن‌ها می‌باشد (کشش‌های خودی تقاضا نیز تأییدکننده این رابطه است). همچنین کشش‌های متقاطع آلن همانند کشش‌های متقاطع تقاضا (کوچک‌تر از صفر)، بیانگر رابطه مکملی بین نهاده‌های تولید می‌باشد.

جدول شماره ۸ کشش جانشینی موریشیما را برای سال ۱۳۹۰-۱۳۸۹ نشان می‌دهد. ملاحظه می‌گردد که کشش‌های جانشینی موریشیما دارای علامت منفی و بیانگر رابطه مکملی میان نهاده‌های تولید است که نتایج حاصل از کشش‌های تقاضای مشتق شده و آلن نیز بیانگر این رابطه مکملی می‌باشند.

## کشش عرضه محصولات کشاورزی دشت مشهد-چناران

در جدول ۹، نتایج حاصل از برآورد کشش‌های عرضه محصولات کشاورزی منتخب دشت مشهد-چناران در سال زراعی ۱۳۹۰-۱۳۸۹ نشان داده شده است.<sup>۳</sup> با توجه به نتایج جدول ۹، علایم ضرایب خودی مطابق انتظار و قانون عرضه بوده و عموماً مثبت است. این کشش‌ها به جز کشش محصول سیب‌زمینی، کمتر از یک بوده و نشان‌دهنده کشش‌پذیری کم عرضه محصولات نسبت به تغییرات قیمت می‌باشند. به عبارت دیگر، با ثابت بودن سایر عوامل، یک درصد افزایش در قیمت هر محصول، عرضه آن را کمتر از یک درصد افزایش می‌دهد. ضرایب کشش‌های عرضه متقاطع هم، اغلب منفی است که نشان می‌دهد افزایش قیمت یک محصول منجر به کاهش عرضه در سایر محصولات می‌شود.

## اثر سیاست افزایش قیمت آب آبیاری

مسئله هدفمندسازی یارانه‌ها یکی از مباحث بسیار مهم و تأثیرگذار در تولید و عرضه محصولات کشاورزی می‌باشد. حذف یارانه از قیمت آب آبیاری که توسط کشاورزان پرداخت می‌شود، موجب تغییراتی در سود کشاورزان و میزان عرضه محصولات می‌شود. در این بخش به منظور بررسی واکنش احتمالی کشاورزان به افزایش قیمت آب آبیاری، سناریوی افزایش ۱۰۰ درصدی در قیمت آب آبیاری مورد بررسی قرار گرفت. در جدول ۱۰ و شکل ۱، نتایج حاصل از سناریوی ۱۰۰ درصد افزایش در قیمت آب آبیاری نشان داده شده است. در این سناریو، سطح زیرکشت و عرضه محصولات گندم آبی و چغندر قند کاهش و سطح زیرکشت و عرضه سایر محصولات نسبت به سال ۱۳۹۰-۱۳۸۹ (سال پایه) افزایش یافت.

## تابع عرضه پویای گوجه‌فرنگی

$$x_t = 1/223x_{t-1} - 24/862p_{t-1} + v_t \quad (33)$$

براساس تابع برآوردشده، میزان عرضه گوجه‌فرنگی در سال (t-1) تأثیر مثبت و قیمت گوجه‌فرنگی در سال (t-1) تأثیر منفی در افزایش میزان عرضه گوجه‌فرنگی در سال t دارد.

## کشش‌های جانشینی نهاده‌های تولید کشاورزی دشت مشهد-چناران

پس از محاسبه ضرایب تابع هزینه و اجرای مرحله نهایی مدل، در مرحله بعد کشش‌های جانشینی نهاده‌های تولید محاسبه شد. جدول ۶ نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های تقاضای مشتق شده نهاده‌ها، جدول ۷ نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های آلن و جدول ۸ نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های موریشیما را برای سال زراعی ۱۳۹۰-۱۳۸۹ نشان می‌دهد.<sup>۴</sup> بر اساس نتایج جدول ۶ همه کشش‌های خودی تقاضا در سال ۱۳۹۰-۱۳۸۹ علامت صحیح و مورد انتظار منفی را دارند. قدر مطلق مقدار عددی کشش‌های خودی تقاضا نهاده‌های زمین، آب آبیاری و کود ازته کمتر از یک است که به معنی کم‌کشش بودن تقاضا برای این نهاده‌ها است. به عبارت دیگر، افزایش یک درصد در قیمت هر یک از این نهاده‌ها، موجب کاهش تقاضا برای آن نهاده به میزان کمتر از یک درصد می‌شود و چنانچه قیمت این نهاده‌ها افزایش یابد، کشاورز، مقدار مصرف این نهاده‌ها را به میزان زیادی کاهش نمی‌دهد که می‌توان آن را به واسطه ارزان بودن نهاده‌های آب آبیاری و کود ازته و ضروری بودن این نهاده‌ها (زمین، آب آبیاری و کود ازته) در تولید محصولات کشاورزی دانست. نتایج حاصل از کشش‌های متقاطع تقاضا نیز نشان‌دهنده رابطه مکمل (کشش متقاطع تقاضا کوچک‌تر از صفر) میان نهاده‌های تولید است.

۱- نتایج حاصل از محاسبه ضرایب هزینه‌ای و اجرای مدل نزد نویسندگان موجود می‌باشد.

۲- کشش‌های تقاضای مشتق شده نهاده‌ها، آلن و موریشیما برای سایر سال‌های مورد مطالعه (سال‌های زراعی ۱۳۸۳-۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸-۱۳۸۹) نزد نویسندگان موجود می‌باشد.

۳- کشش‌های عرضه برای سایر سال‌های مورد مطالعه (سال‌های زراعی ۱۳۸۳-۱۳۸۲ تا ۱۳۸۹-۱۳۸۸) نزد نویسندگان موجود می‌باشد.

جدول ۶- کشتش‌های تقاضای مشتق شده‌ی نهاده‌های تولید در سال زراعی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ (درصد)

نهاده‌های کشاورزی	زمین	آب آبیاری	کود ازته
زمین	-۰/۰۷۴۳	-۰/۰۷۳۹	-۰/۰۰۰۴
آب آبیاری	-۰/۰۳۵۶	-۰/۰۶۴۵	-۰/۰۲۸۹
کود ازته	-۳/۲۴۴E-۶	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷- کشتش‌های آبن نهاده‌های تولید در سال زراعی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ (درصد)

نهاده‌های کشاورزی	زمین	آب آبیاری	کود ازته
زمین	-۱/۱۳۴	-	-
آب آبیاری	-۰/۳۷۳	-۰/۸۱۵	-
کود ازته	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۲۹	-۰/۰۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸- کشتش‌های موریشیما نهاده‌های تولید در سال زراعی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ (درصد)

نهاده‌های کشاورزی	زمین	آب آبیاری	کود ازته
زمین	-	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۰۱
آب آبیاری	-۰/۰۳۹	-	-۰/۰۲۹
کود ازته	-۰/۰۷۴	-۰/۰۶۵	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹- کشتش‌های عرضه محصولات کشاورزی دشت مشهد در سال ۱۳۸۹-۱۳۹۰ (درصد)

محصولات	پیاز	جو آبی	چغندر قند	خیار	سیب زمینی	گندم آبی	گوجه‌فرنگی
پیاز	۰/۹۲۲	-۰/۰۱۹	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۴	-۰/۰۲۴	-۰/۰۰۲
جو آبی	-۰/۰۲۵	۰/۷۴۶	۰/۰۰۷	۰/۰۲۰	-۰/۰۲۷	-۰/۰۹۶	-۰/۰۲۰
چغندر قند	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۳	۰/۳۲۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰۰۹
خیار	-۰/۰۱۲	۰/۰۳۸	۰/۰۰۳	۰/۶۶۷	-۰/۰۰۹	-۰/۰۲۷	-۰/۰۱۱
سیب زمینی	۰/۰۰۶	۰/۰۳۲	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	۱/۳۷	-۰/۰۶۲	۰/۰۰۷
گندم آبی	-۰/۰۱۶	-۰/۰۵۰	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۸	-۰/۰۲۷	۰/۸۲۷	-۰/۰۱۳
گوجه‌فرنگی	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۰۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۷	۰/۷۸۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به کاهش در مصرف سایر نهاده‌ها می‌شود.

در شکل ۱، درصد تغییر در میزان عرضه محصولات کشاورزی مورد مطالعه در اثر افزایش قیمت آب آبیاری به میزان ۱۰۰ درصد، نشان داده شده‌است. با توجه به شکل ۱، با افزایش ۱۰۰ درصدی قیمت آب آبیاری عرضه محصولات سیب‌زمینی، پیاز، جو آبی، خیار و گوجه‌فرنگی نسبت به سال پایه افزایش می‌یابد. افزایش در عرضه این محصولات، با توجه به سودآوری بیشتر این محصولات نسبت به محصولات گندم آبی و چغندر قند قابل توجیه است.

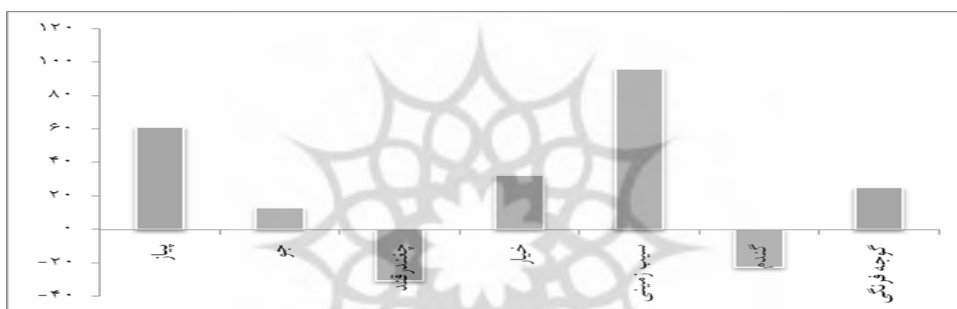
سود کشاورزان از ۲۸۰/۳۳ میلیون ریال به ۲۲۶/۲۶ میلیون ریال کاهش و هزینه از ۴۰/۹۲ میلیون ریال به ۶۱/۸۲ میلیون ریال افزایش یافت. دلیل این نتیجه، تحمیل هزینه بیشتر برای نهاده آب آبیاری است.

با توجه نتایج جدول ۱۰، کاهش در مصرف نهاده آب آبیاری با توجه به کم‌کشتش‌بودن این نهاده نسبت به تغییرات قیمت آن که با توجه به محاسبه کشتش‌های تقاضای مشتق شده و آبن به دست آمد، قابل توجیه است. همچنین، محاسبه کشتش‌های تقاضای مشتق شده، آبن و موریشیما نشان داد که افزایش در قیمت نهاده آب آبیاری منجر

جدول ۱۰- اثر سیاست ۱۰۰ درصد افزایش قیمت آب آبیاری بر سطح زیر کشت و عرضه محصولات کشاورزی

محصولات	عرضه	سطح زیر کشت
پياز	۶۱/۰۳	۶۰/۹۹
جو آبی	۱۲/۹۳	۱۲/۹۳
چغندر قند	-۳۰/۷۴	-۳۰/۷۵
خیار	۳۲/۴۰	۳۲/۳۸
سیب زمینی	۹۵/۸۳	۹۵/۸۹
گندم آبی	-۲۲/۶۵	-۲۲/۶۵
گوجه فرنگی	۲۴/۸۸	۲۴/۸۸
درصد تغییر در زمین (سطح زیر کشت)		-۲/۴۴
درصد تغییر در آب آبیاری مصرفی		-۴/۲۶۵
درصد تغییر در کود ازته مصرفی		-۱/۴۲۳
درصد تغییر در سود		-۱۹/۲۸۷
درصد تغییر در هزینه کل		۵۱/۰۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۱- نمودار درصد تغییر در میزان عرضه محصولات در سناریوی ۱۰۰ درصد افزایش قیمت آب آبیاری

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

محاسبه کشش‌های جانشینی نهاده‌ها نشان‌دهنده کم‌کشش بودن نهاده‌های تولید نسبت به تغییرات قیمت خود و رابطه مکملی بین نهاده‌های تولید و نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های عرضه محصولات مورد مطالعه در سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹-۱۳۹۰ نشان داد که با افزایش یک درصد در قیمت محصولات، میزان عرضه محصولات کمتر از یک درصد تغییر می‌یابد. به عبارت دیگر، محصولات کشاورزی مورد مطالعه نسبت به تغییرات قیمت خود، کم‌کشش هستند. افزون بر آن، در اجرای سیاست افزایش قیمت آب آبیاری، سود کشاورزان نسبت به سال پایه کاهش و هزینه کل افزایش یافت. بنابراین، در اجرای این سیاست باید تدابیری مانند پرداخت مستقیم به کشاورز در پیش گرفته شود تا جلوی ضرر کشاورزان گرفته شود.

در این مطالعه تابع عرضه‌ی پویای محصولات سالانه عمده دشت مشهد-چناران با استفاده از روش حداکثر آنتروپی تعمیم‌یافته و مسئله تعادل مثبت پویا و با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹-۱۳۹۰ برآورد گردید. روش حداکثر آنتروپی تعمیم‌یافته و مسئله تعادل مثبت پویای استفاده شده در این مطالعه به منظور برآورد تابع عرضه پویای محصولات کشاورزی، یک دیدگاه جدید، برای تجزیه و تحلیل عرضه محصولات کشاورزی مختلف و سیاست‌های قیمتی در زمینه محصولات کشاورزی را فراهم می‌آورد. نتایج حاصل از برآورد توابع عرضه پویای محصولات کشاورزی نشان داد که توابع عرضه پویای برآورد شده مقدار واقعی عرضه را در دوره زمانی مورد مطالعه به دست می‌دهند. هم‌چنین، نتایج حاصل از

## منابع

۱- بخشی م. و پیکانی غ. ۱۳۹۰. شبیه‌سازی سیاست حمایتی پرداخت مستقیم در زیربخش زراعت (کاربرد رهیافت برنامه‌ریزی اثباتی و حداکثر

- آنتروپی). اقتصاد توسعه کشاورزی ایران، ۴۲(۴): ۵۱۲-۵۰۱.
- ۲- جهانی م. و اصغری ع. ۱۳۸۵. تعیین ساختار ریاضی تابع هزینه گندم در منطقه ارسباران. مجله علوم کشاورزی، ۱۲(۲): ۲۳۳-۲۵۰.
- ۳- حیدری م. و صبوچی م. ۱۳۸۸. تعیین الگوی بهینه و تخصیص آب در شرایط ریسک (مطالعه موردی: مناطق دشت مشهد). ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد.
- ۴- درگاه وزارت جهاد کشاورزی. بانک هزینه تولید. <http://dbagri.agri-jahad.org/cost/>
- ۵- سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی. ۱۳۹۰. سالنامه آماری بخش کشاورزی ۱۳۸۹. معاونت برنامه‌ریزی و امور اقتصادی، اداره آمار و اطلاعات کشاورزی.
- ۶- شاهنوشی ن.، دهقانیان س.، قربانی م.، گیلائیپور ا. و دانش مسگران م. ۱۳۸۳. بررسی عوامل موثر بر عرضه گندم در استان خراسان. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۲(۴۷): ۹۱-۱۱۳.
- ۷- صبوچی صابونی م. ۱۳۸۵. بهینه‌سازی الگوهای کشت با توجه به مزیت نسبی حوضه آبریز در تولید محصولات زراعی: مطالعه موردی استان خراسان. پایان‌نامه جهت اخذ درجه دکتری در رشته اقتصاد کشاورزی. دانشگاه شیراز.
- ۸- صبوچی م. و احمدپور برازجانی م. ۱۳۹۱. برآورد تابع‌های تقاضای محصولات کشاورزی ایران با استفاده از روش برنامه‌ریزی ریاضی (کاربرد روش بیش‌ترین بی‌نظمی). اقتصاد کشاورزی، ۶(۱): ۹۱-۷۱.
- ۹- صبوچی م.، سلطانی غ. و زیبایی م. ۱۳۸۶. بررسی اثر تغییر قیمت آب آبیاری بر منافع خصوصی و اجتماعی با استفاده از الگوی برنامه‌ریزی ریاضی مثبت. مجله علوم و صنایع کشاورزی، ۲۱(۱): ۵۳-۷۱.
- ۱۰- عزیزبی ج. و ترکمانی ج. ۱۳۸۱. بهره برداری بهینه از جنگل با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی مواتد. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۰(۳۹): ۱۰۳-۱۲۴.
- ۱۱- مرزبان ح.، اکبریان ر. و قاسمی ع. ۱۳۸۴. بررسی تقاضا برای انواع سوخت و جایگزینی بین آن‌ها در نیروگاه‌های حرارتی تولید برق کشور (تابعه وزارت نیرو) (۱۳۸۰-۱۳۵۳). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۶: ۷۴-۵۱.
- ۱۲- مهدوی دامغانی ع. و معین الدینی ش. ۱۳۹۰. امنیت غذایی و اخلاق زیستی در کشاورزی پایدار. فصلنامه اخلاق در علوم و فناوری، ۶(۲): ۸-۲.
- ۱۳- یزدانی س. و مظه‌ری م. ۱۳۷۴. بررسی عوامل موثر بر عرضه چغندر قند در استان خراسان. مجله علوم کشاورزی ایران، ۲۶(۳): ۷-۱.
- 14-Blackorby C. and Russell R.R. 1975. The Morishima Elasticity of Substitution. Discussion Paper No.75-1, Economics, University of California, San Diego.
- 15-Blackorby C. and Russell R.R. 1989. Will the real elasticity of substitution please stand up? (A comparison of the Allen / Uzawa and Morishima elasticities). The American Economic Review, 79(4): 882-888.
- 16-Chambers R.G. 1988. Applied Production Analysis: A Dual Approach, Cambridge University Press, New York .
- 17-Golan A., Judge G.G. and Miller D. 1996. Maximum Entropy Econometrics: Robust Estimation With Limited Data. New York, John Wiley and Sons, 307P.
- 18-Heckelei T. and Wolff H. 2003. Estimation of Constrained Optimisation Models for agricultural supply analysis based on generalised maximum entropy. European Review of Agricultural Economics, 30(1): 27-50.
- 19-Morishima M. 1967. A Few Suggestions on the Theory of Elasticity. (in Japanese), Keizai Hyoron (Economic Review), vol. 16: 144-150.
- 20-Paris Q. 2001. Dynamic positive equilibrium problem. Working paper, No. 01-005, Department of Agricultural and Resource Economics University of California Davis.
- 21-Paris Q. 2011. Economic Foundations of Symmetric Programming. first edition, Cambridge, PP: 340-410.
- 22-Paris Q. and Howitt R.E. 1998. Analysis of Ill-Posed production problems using maximum entropy. American Journal of Agricultural Economics, 80: 124-138.
- 23-Stefanou S.E. 1989. Returns to Scale in the Long Run: The Dynamic Theory of Cost. Southern Economic Journal, 55:570-579.
- 24-Van Akkeren M., and Judge G.G. 1999. Extended Empirical Likelihood Estimation and Inference, Working Papers, Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Berkeley, pp:1-49.