

کشاورزی ایران ریزی ریاضی (کاربرد روش بیش‌ترین بی‌نظمی)

محمود صبوحي صابوني و محمود احمدپور برازجاني¹

تاریخ دریافت: 1390 / 11 / 9 تاریخ پذیرش: 1391 / 5 / 16

چکیده

35 کشاورزی، در قالب 14 گروه کالایی در سطح کشور برآورد و کشتش قیمتی خودی و متقاطع تقاضا برای این گروه کالاها محاسبه شد. های مورد نیاز از میانگین قیمت و تجمیع داده کشاورزی ایران در سال 1387. نتایج نشان داد که مقدار تقاضای بیش نسبت به تغییرات قیمت کم‌کشتش. از سوی دیگر، چون این مدل ترین محصولات کشاورزی یک مدل تعادل در بخش کشاورزی. بر این اساس، تغییر در اندازه مصرف هر گروه کالا باید بر اندازه مصرف دیگر گروه. بنابراین، علامت بیش‌تر کشتش و این گویای جانشینی میان بیش های کالایی است. به دیگر سخن، مصرف‌کنندگان با کاهش یک گروه کالای کشاورزی صرفی خود، محصولات گروه‌های دیگر را جای‌گزین آن می‌نمایند. مقایسه نتایج به دست آمده در این تحقیق با نتایج بررسی پیشین در ایران، استفاده از روش بیش‌ترین بی‌نظمی برای برآورد توابع را به عنوان گزینه‌ی مناسب در کنار روش‌های اقتصادسنجی می‌ی. که داده‌های کافی در نیست و یا جمع آماری کافی به صرف وقت و هزینه فراوان نیاز دارد.

JEL: C02, C61, Q11

های کلیدی: محصولات کشاورزی، تابع تقاضا، برنامه‌ریزی ریاضی، بیش‌ترین بی‌نظمی

ترتیب دانشیار و دانشجوی دکترا گروه اقتصاد کشاورزی
Email: msabuhi39@yahoo.com Mahmoud_ahmadpour@yahoo.com

مواد غذایی، ضررترین نیاز یک جامعه و بخش کشاورزی تنها تولیدکننده این کالاها . کمبود یا نوسان قیمت این کالاها یکی از تاریخی اقتصاد ایران بوده که نارضایتی در تمام گروه‌های جامعه و به چالش کشیدن مس را در پی داشته . از این رو، ثبات و تنظیم بازار این محصولات و ایجاد قیمت ها یکی از نگرانی همیشگی سیاست . بنابراین تعیین اندازه تیرپذیری تقاضای یک محصول کشاورزی از تغییرات قیمت دیگر بااهمیت برای تنظیم بازار محصولات کشاورزی بوده است. برگزیدن تصمیم مستدل و اثربخش در این زمینه، نیازمند آگاهی از ضریب کشش قیمتی خودی و متقاطع تابع وی در سطح کل کشور است.

بررسی متعددی تابع تقاضای محصولات کشاورزی را در ایران برآورد . عزیزی و ترکمانی (1380) (1385) گودرزی و همکاران (1386) مجاورحسینی (1386) (1386) کریمی و همکاران (1388) سیستم تقاضای تقریبی - ¹(AIDS) بریم‌نژاد و شوشتریان (1387) حسینی‌پور و همکاران (1388) گوشت را در ایران برآورد نمودند.

(1380) بینی را با جدا کردن یی با استفاده از آمیزی های سری زمانی و مقطعی برآورد کرد، و کشش ، قیمتی . یج نشان داد که کشش درآمد گوشتی بیش غیرگوشتی (پوش مرغ و لبنیات) . دانشور کاخکی و همکاران (1386)، تاثیرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را تعیین نمودند. در این مطالعه، برای تعیین

¹ - Almost Ideal Demand System (AIDS)

ی تغییر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، توابع تقاضا و عرضه شیر برآورد شد. نتایج تحقیق گویای این بود که با افزایش قیمت شیر رفاه تولیدکنندگان افزایش، رفاه مصرف‌کنندگان کاهش و در مجموع رفاه اجتماعی افزایش می‌یابد. حسینی‌پور و همکاران (1388) توابع تقاضای گوشت در مناطق شهری و روستایی را با استفاده از مدل رتردام برآورد کردند. ها در برآورد سیستم تقاضای رتردام از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط¹.

نتایج مطالعه نشان داد که قیمت ابزار م ثری برای تغییر تقاضای گوشت نیست، زیرا کشش قیمتی انواع گوشت در مناطق شهری و روستایی بسیار پایین ب . بریم‌نژاد و شوشتریان (1387)، عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران را با نگرش سیستمی بررسی کردند. نتایج به آمده گویای ناهم‌زمانی در معادلات گوشت در ایران بود. بنابراین، هرگونه

سیاست‌گذاری بر اساس نتایج به دست آمده از زمان می
به نتایج

موهنتی و پیترسون (1999)، تابع تقاضای گندم را برای دو گروه ایالات متحده و اتحادیه *AIDS* پویا برآورد نمودند. نتایج نشان داد که کشش قیمتی تقاضای گندم وارداتی از کانادا به ایالات متحده بیش‌تر از کشش قیمتی تقاضا برای گندم تولید شده در ایالات متحده است. اما در بازار اتحادیه اروپا وضعیت نین نبود.

ذلفقار و کشتی (2010)، یک مدل معادلات هم

گندم پاکستان در سطح کلان به‌کار بردند. ها نشان داد که عرضه داخلی گندم پاکستان نسبت به قیمت باکشش و رابطه مثبت با اندازه کارگیری مواد مغذی دارد. با این که از لحاظ آماری قیمت اثر معنی

اثر معنی
ها ضریب قیمت برای تابع تقاضا را در سطح کلان معادل 0/0469-

و نتیجه گرفتند که اندازه جمعیت اثر آماری معنی

¹- Smilingly Unrelated Regression (SUR)

بخشی و پیکانی (1388) رای برآورد تابع تولید از روش بیشترین بی‌نظمی تعمیم یافته GME^1 اسد فلسفی‌زاده و همکاران (1388) برای تعیین کارآیی برنج‌کاران ایران از GME .

مورد نیاز را می‌کند .

گولان و همکاران (1996) محدودیت

یک مفهوم فیزیکی را که کار گیری ره‌یافت بیش‌ترین بی‌نظمی (ME) برای تصریح تابع پاریس و هویت (1998) هزینه، روش برنامه‌ریزی ریاضی اثباتی را تعمیم دادند. مارش و همکاران (1998)

GME برای برآورد یک سیستم معادلات هم‌زمان خطی استفاده نم . نتایج مطالعه تجربی

GME های کوچک در مقایسه با دو روش دیگر به واقعیت نزدیک . نتایج

آرپینی و همکاران (2008) توابع تقاضای سطح کشت ر و تابع هزینه را با استفاده از روش ME . پایرز و همکاران (2010) برای یافتن روش بهتر برای برآورد توابع

مطلوبیت، دو روش GME و کم‌ترین مربعات معمولی (OLS) را با یکدیگر مقایسه نمودند. نتایج نشان داد که تفاوت میان د و این تفاوت هنگامی که تعداد نقاط

پشتیبان زیادتر می‌شود کاهش می‌یابد. GME ، دقیق OLS .

کلی، نتایج تحقیق آن که ی که داده های استنباطی به دست می‌آید، GME یک جای‌گزین OLS در زمینه برآورد تابع مطلوبیت است.

ی از محصولات کشاورزی (بیش شکر و روغن) در ایران اوم انسانی و مطالعات ، ولی تابع تقاضای دیگر

¹ - Generalized Maximum Entropy (GME)

پیشین کم‌تر دیده می‌شود. این تحقیق از فراوانی

تأثیرات متقابل میان آن‌ها با مطالعات پیشین تفاوت دارد.

این تحقیق کشف قیمتی خودی و متقاطع تقاضای گروه

کشاورزی در قالب یک سیستم منسجم با استفاده از داده‌های قیمت و مقدار مصرف

محصولات کشاورزی در سال 1387 و به کمک روش بیش‌ترین بی‌نظمی برآورد شده .

روش بیش‌ترین بی‌نظمی بر خلاف بیش‌ترین های اقتصادسنجی، این توانایی را دارد که با

کم‌ترین آمار و اطلاعات موجود، شمار بالایی از کالاها و یا گروه‌های کالایی را هم

ارتباط با هم مطالعه و بررسی نماید. این ویژگی امکان‌پذیری آثار تصمیم‌گیری سیاست

در بازار محصولات کشاورزی فراهم می‌کند.

روش تحقیق

هدف از انجام این بررسی تیرپذیری

کشاورزی از قیمت همان گروه کالایی و قیمت دیگر گروه‌های محصولات کشاورزی در سال

1387 . به این منظور، محصولات کشاورزی در ایران به 14

با توجه به این که اندازه بی‌کیفیت مصرف‌کنندگان کشور معمولاً در یک سال معین

خرید محصولات کشاورزی می‌کند معینی است، تغییر

یک گروه از محصولات به هر دلیلی می‌تواند قیمت آن گروه و دیگر گروه

کشاورزی مؤثر باشد. بر این اساس، انتظار می‌رود علامت بیش‌تر کشف

یعنی گروه‌های کالایی بیش‌تر جانشین یکدیگر باشند. این پژوهش، کشف

های محصولات کشاورزی در یک مجموعه، با

GME محاسبه گردید. روش استخراج تابع تقاضا و شیوه

. شیو

زیر

GME

اطلاعات مورد نیاز در ادامه

(

فرضیه نئودورهییک رفتار مصرف‌کننده، با بیش‌ترین کردن تابع مطلوبیت (1) به شرط محدودیت بودجه (2)، تابع تقاضا به دست می‌آید. اگر تابع مطلوبیت یک‌کننده نماینده به صورت (1) :

$$U(Q_i) = a_i Q_i - \frac{1}{2} b_i Q_i^2 \quad (1)$$

که در آن Q_i تقاضای کالای i ، a_i و b_i (1) اکیدا

. مصرف هر کالای خوراکی (Q_i) دارای یک حد بالا و پایین است :

$$\sum_{i=1}^I P_i Q_i \leq E \quad (2)$$

در این جا، E کل پول در دسترس برای خرید کل کالاهای خوراکی است که برون

نظر گرفته می .

گیری از تابع (1) Q_i ، تابع تقاضای معکوس (3) می‌آید
(2001).

$$P_i = a_i - b_i Q_i \quad (3)$$

اگر تاثیرات متقاطع میان محصولات در نظر گرفته شود، تابع تقاضای معکوس یک

(3)، یک تابع چند متغیره خواهد بود. به عبارت دیگر، اگر در رابطه 3، قیمت

i ، علاوه بر این که زیر شیر اندازه i

برای دیگر محصولات ($Q_{i'}, i' = 1, \dots, I$) نیز تاثیر بگیرد (3) به صورت زیر اصلاح

(آرفینی و همکاران، 2008):

$$p_i = \alpha_i - BQ_i \quad (4)$$

در این جا، p α Q بردارهایی با ابعاد $(I \times 1)$ B ماتریس اندازه‌های شیب تابع تقاضای معکوس و متقارن و نیمه معین مثبت با ابعاد $(I \times I)$.
 با توجه به این که قیمت یک محصول خاص در استان‌های مختلف با قیمت میانگین کشور متفاوت است، یک سری تابع تقاضا وجود خواهد داشت.
 یک زیر (آرفینی و همکاران، 2008):

$$p_{gi} = \alpha_i - \sum_{i'=1}^{I'} B_{ii'} Q_{gi} + u_{gi} \quad \forall i, g \quad (5)$$

این پژوهش به دلیل آمار مربوط به قیمت و یا محصولات برای برخی از ها، امکان برآورد تابع تقاضا برای تک تک استان ممکن . بنابراین، تابع تقاضا برای هر محصول در سطح کل کشور برآورد شده است. تابع تقاضای معکوس هر محصول در سطح کشور به صورت زیر است.

$$p_i = \alpha_i - \sum_{i'=1}^{I'} B_{ii'} Q_i + u_i \quad \forall i \quad (6)$$

با بازنویسی رابطه 6 Q ، تابع تقاضای مستقیم محصولات به شکل زیر به می‌یابد:

$$Q_i = a_i - \sum_{i'=1}^{I'} B_{ii'} p_i + u_i \quad \forall i \quad (7)$$

یابی به کشش 7 های لگاریتم طبیعی آن . در این صورت ضرایب به دست

آمده برابر با کشش . بنابراین، تابع برآورد شده در این تحقیق به صورت زیر

$$\ln Q_i = a_i - \sum_{i'=1}^{I'} B_{ii'} \ln p_i + u_i \quad \forall i \quad (8)$$

(*GME*)

از زمان انتشار کتاب اقتصاد سنجی بیش‌ترین بی‌نظمی، گولان و همکاران (1996) اقتصاددانان کشاورزی روش بیش‌ترین بی‌نظمی کار گرفته‌اند. بر اساس نظریه گولان و همکاران (1996) *GME* نقاط پشتیبان¹ (بی‌روی دامنه ممکن یک عامل) مت‌می‌آید. *GME* توزیع احتمال نقاط پشتیبان به دست می‌آید. فرآیند برآورد تابع تقاضا با استفاده از این روش در ادامه های مورد نیاز برای برآورد تابع (8) قیمت محصول i سطح کم‌ترین مربعات تعمیم یافته (GLS)²، بیش‌ترین نمایی (ML)³ و بیش‌ترین بی‌نظمی تعمیم یافته (GME) می‌گردد. در این تحقیق،⁴ *GME* () آرفینی و همکاران (2008) بر این باورند که تجربه گذشته نشان داده است که زمانی که با محدودیت مشاهده مواجهیم *GME* در مقایسه با های دیگر نتایج واقع‌گرایانه شبیه‌سازی به دست می‌آید. باید برای عوامل فضای پشتیبان⁵ 8 *GME* . نقاط پشتیبان برای عامل a_i به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود (هکلی و برایتز، 2000).

¹ - Support Points

² - Generalized Least Squares (GLS)

³ - Maximum Likelihood (ML)

⁴ - Well-Posed

⁵ - Support space

$$za_i = \begin{bmatrix} 0.0 \\ 0.5 \\ 1 \\ 1.5 \\ 2.0 \end{bmatrix} \times \ln Q_i \quad \forall i \quad (9)$$

در این جا $\ln Q_i$ ، لگاریتم طبیعی اندازه کشور است. 9 انتظار می و پیرامون لگاریتم طبیعی مقدار تقاضا باشد.

پیش از تعیین نقاط پشتیبان برای عناصر ماتریس شیب B ، یادآوری این نکته لازم است که تابع تقاضای برآورد شده باید شرایط خمیدگی¹ مورد نیاز () مین کند. این امر نیازمند نیمه معین و مثبت بودن ماتریس B (هویت، 2005).

ترین و کارآترین راه رعایت این شرط، تجزیه ماتریس B روش فاکتورگیری چلوسکی² (پاریس و هویت، 1998).

$$B = YHY' \quad (10)$$

در این جا ماتریس B به ماتریس H Y تجزیه شده است. Y ، یک ماتریس مثلثی زیری های یک روی قطر اصلی و اندازه های صفر بالای این قطر، H ، یک ماتریس قطری غیر منفی با اند های صفر برای عناصر غیر قطری و Y' ماتریس Y . این تجزیه، نیمه معین، مثبت و متقارن بودن ماتریس B را تضمین می کند. تجزیه را در فرم فشرده نیز می

$$B = YHY' = RR' \quad (11)$$

در این جا $R = YH^{1/2}$.

¹ - Curvature

² - Cholesky Factoring

نقاط پشتیبان برای عناصر ماتریس H ، Y ، به ترتیب به صورت زیر در نظر گرفته

فضای پشتیبان عناصر قطری ماتریس H :

$$zh_{ii'} = \begin{bmatrix} 0.0 \\ 0.5 \\ 1.0 \\ 1.5 \\ 2.0 \end{bmatrix} \times \ln Q_i^0 / \ln \bar{P}_i \quad \forall i = i' \quad (12)$$

در این جا، \bar{P}_i میانگین قیمت کالای i در سال پایه در کشور است.

تیبان عناصر غیر قطری ماتریس Y :

$$zy_{ii'} = \begin{bmatrix} -0.5 \\ 0.25 \\ 1.0 \\ 1.75 \\ 2.5 \end{bmatrix} \times \ln Q_i^0 / \ln \bar{P}_i' \quad \forall i \neq i' \quad (13)$$

در این جا، \bar{P}_i' میانگین قیمت کالای i' که جانشین یا مکمل کالای i در سال پایه است،
. چونان که پی

یا خانوار به خرید مواد غذایی اختصاص داده می شود، تقریب معین است بنابراین انتظار می

های کالایی کشاورزی بیش تر جانشین یکدیگر باشد تا مکمل. بر این اساس،

پشتیبان بیش تا منفی.

برای تعیین فضای پشتیبان جزء خطا از قاعده 3σ استفاده و نقاط این فضا به صورت زیر

(گولان و همکاران، 1996):

پرتال جامع علوم انسانی

$$zu_i = \begin{bmatrix} -3 \\ -1.5 \\ 0 \\ 1.5 \\ 3 \end{bmatrix} \times \ln \sigma_{Q_i} \quad \forall i \quad (14)$$

در این جا σ_{Q_i} ، انحراف معیار اندازه‌های مصرف کالای i وارد کردن احتمالات نقاط پشتیبان و شرایط خمیدگی (عوامل به صورت زیر برآورد می .

$$\alpha_i = \sum_{t=1}^T z\alpha_{it} p\alpha_{it} \quad \forall i \quad (15)$$

$$Y_{ii'} = \sum_{t=1}^T zy_{it} py_{it'} \quad \forall i \neq i' \quad (16)$$

$$H_{ii'} = \sum_{t=1}^T zh_{it} ph_{it'} \quad \forall i = i' \quad (17)$$

$$u_i = \sum_{t=1}^T zu_{it} pu_{it} \quad \forall i \quad (18)$$

T گر تعداد نقاط پشتیبان است. $Y_{ii'}$ $H_{ii'}$ به ترتیب عناصر ماتریس مثلثی زیرین ماتریس غیرمنفی قطری را نشان می .

15، 18، حاصل ضرب بردار نقاط پشتیبان در بردار احتمالات مجهول مربوط را نشان می .

$$\begin{aligned} \max H(p) = & -\sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T p\alpha_{it} \ln p\alpha_{it} - \sum_{i=1}^I \sum_{i'=1}^{I'} \sum_{t=1}^T py_{ii't} \ln py_{ii't} \\ & - \sum_{i=1}^I \sum_{i'=1}^{I'} \sum_{t=1}^T ph_{ii't} \ln ph_{ii't} - \sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T pu_{it} \ln pu_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

Subject to :

$$Q_i = \sum_{t=1}^T zu_{it} pu_{it} + \sum_{t=1}^T p\alpha_{it} z\alpha_{it} - \sum_{i'=1}^{I'} R_{ii'} R_{i'i} \bar{P}_{i'} \quad \forall i \quad (20)$$

$$R_{ii'} = \left(\sum_{t=1}^T zy_{ii't} py_{ii't} \right) \times \left(\sum_{t=1}^T zh_{ii't} ph_{ii't} \right)^{1/2} \quad \forall i, i' \quad (21)$$

$$\sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T pu_{it} zu_{it} = 0 \quad \forall i \quad (22)$$

$$\left\{ \begin{aligned} \sum_{t=1}^T p\alpha_{it} &= 1 \quad \forall i \\ \sum_{t=1}^T py_{ii't} &= 1 \quad \forall i \neq i' \\ \sum_{t=1}^T ph_{ii't} &= 1 \quad \forall i = i' \\ \sum_{t=1}^T pu_{it} &= 1 \quad \forall i \end{aligned} \right. \quad (23)$$

$$p\alpha_{it} \geq 0 \quad py_{ii't} \geq 0 \quad ph_{ii't} \geq 0 \quad (24)$$

19 گر تابع هدف است که به وسیله آن، تابع بی‌نظمی برای عوامل

بیش‌ترین می

20 برای هر یک از محصولات نشان می

21 فاکتورگیری چلوسکی را نشان می

22 گر این است که امید ریاضی جزء پس 0

23 مجموع احتمالات نقاط پشتیبان باید برابر 1

24 غیرمنفی بودن اندازه احتمالات را نشان می دهد.

با حل مدل ریاضی بالا، توزیع‌های احتمال نقاط پشتیبان عرض از مبدأ، عناصر ماتریس شیب و جزء پس می یابیم و می‌توان این عوامل را بر اساس روابط 15 و 18

در توابع تقاضای برآورد شده، لگاریتم طبیعی مصرف کل محصولات هر گروه در ایران 1387 متغیر وابسته و لگاریتم طبیعی میانگین وزنی قیمت‌های محصولات متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شد. 25 لگاریتم طبیعی مقدار تقاضای گروه غلات تابعی از لگاریتم طبیعی قیمت غلات و قیمت های دیگر

$$\ln Q_{cereals} = f(\ln P_{cereals}, \ln P_{grains}, \ln P_{summery\ and\ veg}, \ln P_{melons}, \ln P_{fresh\ fruit}, \ln P_{dried\ fruit}, \ln P_{animal\ products}, \ln P_{honey}, \ln P_{sugar}, \ln P_{oil}, \ln P_{catton}) \quad (25)$$

conopt3 موجود در این GAMS ی GME (1995).

(شیوه)

اطلاعات استفاده شده در این قیمت و مصرف محصولات نهایی کشاورزی استان 1387. این داده تنظیم بازار سازمان جهاد کشاورزی استان (1387) وزارت جهاد کشاورزی (1387) (نیا (1388) مرکز آمار ایران (1387) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (1388) های مصرف هر محصول در کل کشور با اندازه (معاونت امور تولیدات دامی 1387 و جمعیت کشور (مرکز آمار ایران، 1385) محاسبه گردید.

نتایج و بحث

با توجه به این که برآورد تابع تقاضا برای تک تک محصولات کشاورزی، که در آن محصولات منظور می‌شود، در عمل با افزایش بیش از حد متغیرهای توضیحی و هایی خطی مواجه بودیم. بر آن، بسیاری از کشت

معقولی به دست می . ی ی
تقاضا بر کالاها ی . با این کار امکان کنترل سیستم معادلات و تحلیل
نتایج بیش . این گروه بندی بر اساس ویژگی های فیزیولوژیایی گیاهان، تقسیم
وزارت جهاد کشاورزی در آمارنامه کشاورزی نتایج مطالعات سلامی و کیانی (1380)
جمعی 21 کالای مهم کشاورزی ایران کیانی و سلامی (1386)
جغرافیایی کشاور ایران
این پژوهش 14 محصولات کشاورزی
صورت پذیرفت (1).

(1). بندی محصولات کشاورزی عمده تولید شده در ایران

ردیف		
1		
2	و لوبیا	
3	سبزیجات	سیب زمینی، پیاز، گوجه فرنگی
4	محصولات جالبیزی	هندوانه، خیار
5	میوه	سیب، گلابی، مرکبات، موز، انار، گیلاس و آلبالو، زردآلو، انجیر
6	میوه های خشک	
7		
8		
9		

(1)

		ردیف
شیر، ماست، کره، پنیر ...	لبنیات	10
		11
قند و شکر	و شکر	12
روغن نباتی	روغن نباتی	13
		14

: سلامی و کیانی (1380)، کیانی و سلامی (1386) و یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از حل مسدود *GME* های محصولات کشاورزی و محاسبه
 2 کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تا

(2). کشش قیمتی و متقاطع تقاضای گروه

نباتی	شکر	لبنیات	میوه	خشکبار	جالبزی	سبزیجات				
										-0/927
										-0/528 -0/025
										سبزیجات 0/112 0/080 -0/876
										جالبزی 0/005 0/005 -0/803
										میوه 0/190 0/137 0/144 -0/955
										خشکبار 0/029 0/014 0/025 -0/442 0/026
										0/910 0/132 0/129 0/218 -0/039 0/101 -1/072
										0/410 0/090 0/130 0/119 0/009 0/005 0/710 -0/760
										0/140 0/008 0/012 0/014 0/008 0/004 0/010 0/016 0/510
										لبنیات 0/030 0/018 0/040 0/060 0/031 0/012 0/069 0/082 0/120 -0/821
										-0/042 -0/036 -0/029 -0/052 0/027 -0/008 0/060 0/004 0/007 0/012 -0/234
										و شکر 0/064 0/038 0/015 0/061 0/029 0/055 0/002 0/003 0/004 0/010 0/146 -0/839
										روغن نباتی 0/007 0/004 0/007 0/008 0/005 0/003 0/002 0/003 0/003 0/004 0/005 0/002 -0/184
										-0/010 -0/026 -0/002 -0/035 0/060 0/013 0/092 0/004 0/017 0/037 0/019 0/109 0/002 -0/536

: یافته‌های تحقیق

2 گر کشش قیمتی خودی دیگر جدول

کشش‌های متقاطع میان گروه‌هی مختلف محصولات را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این جدول، عموم محصولات کشاورزی، قدر مطلق کشش قیمتی پایین 1. این گویای ضروری بودن کالاهای خوراکی است و تا حدود زیادی با نتایج به دست

پیشین باریکانی و همکاران (1386) زاده و نجفی (1383) خوانی دارد.

بر آن، مثبت بودن بیش‌تر کشش‌های متقاطع گویای جانشین بودن گروه‌های کالایی

برای یک‌دیگر است. بین بودن قدر مطلق کشش (با میانگین حدود 0/1)

این است که این گروه‌های کالایی جانشین‌های بسیار ضعیفی در سطح کشور برای یک‌دیگر 1% افزایش در قیمت کالاهای یک گروه، تنها سبب تغییر به‌میانگین 0/1%

کالاهای گروه دیگر می‌دهد. دلیل این وضعیت این است که بودجه‌یی که ر اثر کاهش خرید یک گروه کالایی آزاد می‌شود خرید دیگر گروه می‌شود.

در مواردی که علامت کشش متقاطع منفی است، رابطه مکملی میان گروه‌های کالاها را

نشان می‌دهد. کشش متقاطع میان گروه غلات و حبوبات 0/025- . بنابراین،

1% افزایش در قیمت حبوبات، علاوه بر 0/528% کاهش در مصرف حبوبات، سبب 0/025%

کاهش در مصرف غلات نیز می‌دهد. البته قدر مطلق این کشش متقاطع بسیار کم است کردنی نیست.

یی دیگر، بر اساس جدول 2، قدر مطلق کشش قیمتی عسل 0/234 . شاید

این عدد ولی باید به خاطر داشت که در سال 1387 هزینه

0/056% هزینه صرف شده برای مواد غذایی خانوارهای ایرانی . 1% افزایش

قیمت آن در سطح کل کشور، تنها سبب 0/234% کاهش در اندازه

بنابراین، علاوه بر نوع کالا (پست، ضروری و یا لوکس) خانوار یا بودجه

تخصیص داده شده به کالاهای خوراکی در سطح کلان، در پیدایش نتایج بالا

نتیجه گیری و پیش

دلیل اصلی به کارگیری روش *GME*، مقابله با مشکل کم هده برای متغیرهای مورد استفاده در برآورد توابع است که منجر به کاهش درجه آزادی می . این وضعیت سبب معنی دار نشدن عوامل و یا امکان برآورد آن های اقتصادسنجی، در صورت صفر یا منفی بودن درجه آزادی می . *GME* تعریف یک فضای پشتیبان برای هر عامل و حل برای توزیع بیشترین بی نظمی، می توان یک جواب منحصر به ی که تعداد آن ها حتی از تعداد مشاهده¹ بیشتر است را برآورد کرد. جا که داده های مقطع عرضی مناسبی برای قیمت و مقدار این محصولات در سطح کشور در سال مورد نظر در دست *GME* یافتی مناسب کشش .

های محصولات کشاورزی، بیش تر گویای کشش پذیری پایین محصولات نسبت به تغییرات قیمت است و این که محصولات گروه های مختلف در بیش تر موارد، جانشین ناقص یک دیگر . بر این اساس، مصرف کنندگان با کاهش محصولات یکی از گروه سبد مصرفی خود به هر دلیلی، محصولات دیگر گروه گزین آن می نمایند. این نتایج با نظریه ننی بر کشش ناپذیری کالاهای خوراکی به لحاظ قیمتی از سوئی رفتار واقعی مصرف کنندگان ما از سوئی دیگر خوانی . مقایسه نتایج به دست آمده در این مطالعه با مطالعات پیشین در خصوص ضرایب کشش تابع تقاضای محصولات کشاورزی در ایران، گویای این است که کشش قیمتی به دست آمده در این تحقیق در طیف ضرایب به دست آمده در دیگر

¹ - Ill-Posed

بنا بر نتایج این تحقیق، به ویژه در مواقعی که داده‌های کافی در اختیار نیست و یا های آماری کافی به صرف وقت و هزینه فراوان نیاز دارد، *GME* گزینه‌ی مناسب در کنار روش اقتصادسنجی برای برآورد توابع .
 ، در مواردی که باید تاثیرات خودی و متقابل زیادی از متغیرها تعیین روش بیش‌ترین بی‌نظمی توصیه می . نتایج این تحقیق، می نمای برای پیش‌بینی آثار تصمیمات سیاست بازار محصولات کشاورزی در سطح کشور باشد.

اسد فلسفی ،، کیخا، ا. و صبوحی صابونی، م. (1388). کاربرد بیش‌ترین آنتروپی تعمیم ی تعیین کارآیی کاران ایران. هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.

یکانی . کشش ی . (1386).

ی ی ی

اقتصاد کشاورز 60: 125-145.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (1388). گزارش هفتگی میانگین قیمت خرده فروشی برخی از مواد خوراکی در تهران. مدیریت کل آمارهای اقتصادی، تهران.
 بخشی، م. و پیکانی، غ. (1388). سیاست کودهای شیمیایی تاثیرات محیط زیست (تاکید ی کودهای شیمیایی). هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.
 بریم . شوشتریان، آ. (1387). رسی عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران با نگرش سیستمی. اقتصاد و کشاورزی، 2(1): 25-35.
 حسینی . یزدانی، س. کیش، ی. (1388). کاربرد روستایی ایران. هفتمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.

دانشور کاخکی، م. ، صدرالاشرفی، م. (1386). تعیین تاثیرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و پیش‌بینی آن. ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.

یران. (1386).

انسانی اجتماعی، 26: 63-82.

ی . کی ی . (1380). ی ی کالا مرکب -

کشاورزی کشاورزی ی ی کشاورز

ی ی 4: 25-38

ی ی (1380).

2: 152-167.

ی ی (1386).

کشاورز 57: 31-60.

نیا، ا. (1388). غذایی جمهوری اسلامی ایران 1381-1385:

بررسی روند تولید و عرضه درشت ها و ریزمغذی‌های موجود در مواد غذایی.

ریزی و اقتصاد کشاورزی، تهران.

عزیزی، ج. و ترکمانی، ج. (1380) برآورد توابع تقاضای انواع گوشت در ایران.

اقتصاد کشاورزی و توسعه 34: 217-237.

ی ی (1386).

ی ی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی 3: 119-135.

ی ی (1383). کنندگان ی ی :

کالاها ی ی کشاورز 47: 103-123.

کریمی، س.، راسخی، س. و احسانی، م. (1388). بررسی تقاضای مواد غذایی مشمول یارانه در مناطق شهری ایران با استفاده از مدل (AIDS) برای اولویت بندی تخصیص یارانه. ایران 39: 147-166.

کیانی، غ. و سلامی، ح. (1386) جغرافیایی

کشاورزی ایران. اقتصاد و کشاورزی. 3: 208-218.

ی کالاهای یکانی (1386). ی

ی و خوراکی ی

اقتصاد کشاورز 57: 131-159.

پی ی (1386). کشش پی ی کالاهای

خوراکی ی رخوراکی. کشاورز 57: 199-224.

مرکز ی (1385). مسکن 1385

ی : <http://www.amar.org.ir>.

مرکز ی (1387). کشور. مرکز ی

ی : <http://www.amar.org.ir>.

وزارت جهاد کشاورزی. (1387) کشاورزی.

کشاورزی، تهران.

وزارت جهاد کشاورزی. (1387). میانگین قیمت محصولات کشاورزی و دامی استان

تنظیم بازار سازمان جهاد کشاورزی استان اصفهان، اصفهان.

وزارت جهاد کشاورزی. (1387). معاونت امور تولیدات دامی، تهران.

رس در وب سایت: www.dla.agri-jahad.ir.

Arfini, F., Donati, M., Grossi, L. and Paris, Q. (2008). Revenue and Cost Functions in PMP: a Methodological Integration for a Territorial Analysis of CAP.

107th EAAE Seminar "Modelling of Agricultural and Rural Development Policies", January 29 th -February 1st, Sevilla, Spain, pp: 1-18.

Drud, A. S. (1995). CONOPT: A System for Large Scale Nonlinear Optimization, Tutorial for CONOPT Subroutine Library, 16p, ARKI Consulting and Development A/S, Bagsvaerd, Denmark.

FAO. (2008). Most important agricultural commodities in Iran. Available in website: www.FAO.org.

Golan, A., Judge, G. and Miller. D. (1996). Maximum entropy econometrics: Robust estimation with limited data. New York: John Wiley and Sons.

Heckelei, T. and Britz, W. (1999). Maximum Entropy Specification of PMP in CAPRI. Capri working paper 99-08. Institute for Agricultural Policy, University of Bonn. 22 p. Available in website: <http://a16.agp.uni-bonn.de:80/agpo>.

Heckelei, T. and Britz, W. (2000). Positive Mathematical Programming with Multiple Data Points: A Cross-Sectional Estimation Procedure. Available in website: <http://www.agp.uni-bonn.de/agpo/rsrch/capri/Capri>.

Howitt, R.E. (2005). Agricultural and Environmental Policy Models: Calibration, Estimation and Optimization. Available in website: www.agecon.ucdavis.edu/people/faculty.

Lehtonen, H. (2001). Principles, structure and application of dynamic regional sector model of Finnish agriculture. Academic Dissertation. Helsinki University of Technology. 266p.

Marsh, T. L., Mittelhammer, R. C. and Cardell, N. S. (1998). A structural-equation GME estimator. AAEA annual meeting

Mohanty, S. and Peterson, W. W. (1999). Estimation of Demand for Wheat by Classes for the United States and the European Union. Agricultural and Resource Economics Review, 28(2): 158-168.

Paris, Q. and Howitt, R.E. (1998). An Analysis of Ill-Posed Production Problems Using Maximum Entropy, American Journal of Agricultural Economics, 80(1), p. 124-138.

Pires, C., Dionísio, A. and Coelho, L. (2010). GME versus OLS - which is the best to estimate utility functions?. available in website: <http://www.cefage.uevora.pt>

Zulfiqar, M. and Chishti, A. F. (2010). Development of Supply and Demand Functions of Pakistan's Wheat Crop. The Lahore Journal of Economics, 15(1): 91-102.

پرتال جامع علوم انسانی