

نشریه علمی
اقتصاد و توسعه کشاورزی
(علوم و صنایع کشاورزی)



شماره ۳

جلد ۳۶

سال ۱۴۰۱

شاپا: ۴۷۲۲-۲۰۰۸

شماره پیاپی ۵۶

عنوان مقالات

- ۲۰۹..... تحلیل ناامنی غذایی و ارزش اقتصادی غذا در ایران
محمد قهرمان زاده - فرناز جعفرزاده - رقیه فتحی
- ۲۲۹..... ارزیابی ترجیحات جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگلی (مطالعه موردی: جنگل‌های شیاده و دیوا)
حمید حاجی زاده - اصغر فلاح - ساره حسینی
- ۲۵۱..... بررسی تأثیر تغییرات آب و هوایی و شاخص قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران
احمد فتاحی اردکانی - فاطمه سخی - یدالله بستان - محمد رضوانی
- ۲۶۷..... (Panel-SVAR)
رضا حیدری
- ۲۸۹..... کاربرد شاخص ترکیبی جداسازی - تجزیه مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران
سمیه نقوی
- ۳۰۳..... اثر خشکسالی بر شاخص تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی
شیرین ظریف مرادیان - محمود دانشور کاخکی - محمود صبوحی صابونی
- ۳۱۹..... رفتار مصرفی و تقاضای انواع مواد غذایی اساسی در مناطق شهری ایران با استفاده از مدل تقاضای تفاضلی
معمولی تعمیم‌یافته (GODDS): کاربرد روش Panel-SURE
الهام باریکانی - افشین امجدی

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی

(علوم و صنایع کشاورزی)

با شماره پروانه 21/2015 و درجه علمی - پژوهشی شماره 26524 از وزارت علوم، تحقیقات و فناوری
68/4/11 73/10/19

جلد 36 شماره 3 تابستان 1401

بر اساس مصوبه وزارت عتف از سال 1398، کلیه نشریات دارای درجه "علمی-پژوهشی" به نشریه "علمی" تغییر نام یافتند.

صاحب امتیاز: دانشگاه فردوسی مشهد

مدیر مسئول: رضا ولی زاده

سرمدیر: ناصر شاهنوشی

اعضای هیئت تحریریه:

استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه سیستان و بلوچستان)	اکبری، احمد
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه شیراز)	بخشوده، محمد
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)	دانشور کاخکی، محمود
دانشیار - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)	دوراندیش، آرش
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه تبریز)	قادر، دشتی
استاد - دانشگاه ایالتی اوکلاهما، آمریکا	رستگاری، شیدا
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه شیراز)	زیبایی، منصور
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه تهران)	سلامی، حبیب اله
استاد - دانشکده کشاورزی (دانشگاه کنتاکی، آمریکا)	سقاییان نژاد، سید حسین
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)	شاهنوشی، ناصر
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)	صبوحی صابونی، محمود
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه شهید بهشتی تهران)	صدر، سید کاظم
دانشیار - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان)	عبدشاهی، عباس
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)	کرباسی، علیرضا
دانشیار - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری)	مجاوریان، سید مجتبی
استاد - اقتصاد (دانشگاه فردوسی مشهد)	مهدوی عادل، محمد حسین
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه شیراز)	نجفی، بهاء الدین
دانشیار - اقتصاد (دانشگاه فردوسی مشهد)	همایونی فر، مسعود
استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه کنتاکی، آمریکا)	میچل رابرت رید

ناشر: دانشگاه فردوسی مشهد

نشانی: مشهد - کد پستی 91775 صندوق پستی 1163

دانشکده کشاورزی - دبیرخانه نشریات علمی - نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی

پست الکترونیکی: Jead2@um.ac.ir

این نشریه در سایت <https://jead.um.ac.ir/> به صورت مقاله کامل نمایه شده است.

این نشریه به صورت فصلنامه (4 شماره در سال) چاپ و منتشر می شود.



مندرجات

- 209 تحلیل ناامنی غذایی و ارزش اقتصادی غذا در ایران
محمد قهرمان زاده - فرناز جعفرزاده - رقیه فتحی
- 229 ارزیابی ترجیحات جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگلی (مطالعه موردی: جنگل‌های شیاده و دیوا)
حمید حاجی زاده - اصغر فلاح - ساره حسینی
- 251 بررسی تأثیر تغییرات آب و هوایی و شاخص قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران
احمد فتاحی اردکانی - فاطمه سخی - یدالله بستان - محمد رضوانی
- 267 بررسی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری پانلی (Panel-SVAR)
رضا حیدری
- 289 کاربرد شاخص ترکیبی جداسازی - تجزیه مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران
سمیه نقوی
- 303 اثر خشکسالی بر شاخص تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی
شیرین ظریف مرادیان - محمود دانشور کاخکی - محمود صبوچی صابونی
- 319 رفتار مصرفی و تقاضای انواع مواد غذایی اساسی در مناطق شهری ایران با استفاده از مدل تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم‌یافته
(GODDS): کاربرد روش Panel-SURE
الهام باریکانی - افشین امجدی



On Food Insecurity and the Economic Valuation of Food in Iran

M. Ghahramanzadeh^{1*}, F. Jafarzadeh², R. Fathi³

Received: 29-05-2021

Revised: 25-07-2021

Accepted: 07-03-2022

Available Online: 06-10-2022

How to cite this article:

Ghahremanzade, M., Jafarzadeh, F., & Fathi, R. (2022). On Food Insecurity and the Economic Valuation of Food in Iran. *Journal of Agricultural Economics & Development* 36(3): 207-225. (In Persian with English abstract)

DOI: [10.22067/JEAD.2022.70211.1044](https://doi.org/10.22067/JEAD.2022.70211.1044)

Introduction

Food security and food security are considered important development goals in all countries, so that reducing food insecurity is seen as an important political goal for all people. Accessing this goal can be achieved by increasing food supply, improving access to food, and increasing people's purchasing power. But evaluating these programs is challenging. In this regard, the purpose of this study is to investigate food insecurity and determine the economic value of food in the country. For this purpose, the analysis of welfare economics proposed by Chavez (2017) has been used.

Materials and Methods

The data and information required in this study include household consumption expenditure for six major food groups: 1- bread and cereals, 2- meats, 3- dairy products, 4- fresh fruits, 5- oils and fats, and 6- fresh vegetables that have been used from the statistics of the raw income-household data questionnaire for 2018. In this study, household demand was estimated using the near-ideal Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) and then the income, compensatory price (Hicks), and non-compensatory elasticities (Marshall) were calculated. Finally, the economic value of food (food benefit) was calculated for the six groups of food under three scenarios: 1- High food insecurity, 2- Moderate food insecurity, and 3- Food security.

Results and Discussion

The results of income elasticity calculations showed that the group of bread and cereals, dairy products, oils and fats, and vegetables are among the essential goods and the meat of luxury goods and fruits have the same elasticity. According to the results of compensatory price elasticity (Hicks), all negative own-price elasticities are consistent with economic theory and show a negative relationship between the price of each commodity and the demand for that commodity. In all studied groups, own-elasticity is less than one price and therefore they are less elastic concerning their price. A comparison of the own-price elasticity of demand for the studied goods showed that the absolute value of own-price elasticity is higher for dairy products than other goods and less for meat than other goods. In other words, for a one percent increase in the price of dairy products, the demand for it decreases more than other goods. The amount of cross-price elasticity for all food groups in terms of absolute value is less than one. In other words, in most cases, consumers change the demand of another group less by changing the price of one group. After calculating price and cross-price elasticities, the economic value of food (food benefit) of each urban household was calculated in three scenarios: 1- high food insecurity, 2- moderate food insecurity, and 3- food security. The food benefit of each household in the high food insecurity scenario for the group, bread and cereals are 2903.7 (1000Rials), meat 5947.3 (1000Rials), dairy 5601.4 (1000Rials), fruit 5486.1 (1000Rials), oils and fats 1859.2 (1000Rials) and vegetables 2394.3 (1000Rials). In total, the economic value of food for an urban household with a high level of food insecurity is equal to 24192.0 (1000Rials). While for the food security

1, 2 and 3- Associate Professor and M.Sc Graduateds, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran, respectively.

(*- Corresponding Author Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir)

scenario equal to 77046.8 (1000Rials) has been obtained.

Conclusion

A comparison of the economic value of the food groups studied in the moderate food insecurity scenario compared to the high food insecurity scenario indicates that the value of food under the second scenario is at least 1.6 times higher than the first scenario and the economic value of meat in the moderate food insecurity scenario has increased more than other food items and the economic value of oils and fats has increased less than other food items. Also, the economic value of selected food groups in the food security scenario compared to the high food insecurity scenario, indicates that bread and cereals are 3.18 times, meat 3.29 times, dairy products 3.22 times, fruit 3.16 times, Oils and fats are 2.94 times and vegetables are 3.11 times. In this case, the economic value of meat has increased more than other foods and the economic value of oils and fats has increased less than other foods. According to the results of food insecurity scenarios, it was observed that household income is the main factor in household food security and food benefit and has the greatest impact on it. Therefore, it is suggested that the goals of policies in the field of supporting low-income groups are to pave the way for increasing the income of this group.

Keywords: Economic value of food, Demand system, Food insecurity, Welfare economics

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۲۲۵-۲۰۷

تحلیل ناامنی غذایی و ارزش اقتصادی غذا در ایران

محمد قهرمان زاده^{۱*} - فرناز جعفرزاده^۲ - رقیه فتحی^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۰۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۶

چکیده

تأمین غذا و امنیت غذایی یکی از اهداف مهم توسعه در همه کشورها تلقی می‌شود، به‌طوری که کاهش ناامنی غذا برای همه افراد به‌عنوان یک هدف مهم سیاسی قلمداد می‌گردد. در این راستا، هدف از مطالعه حاضر بررسی ناامنی غذایی و تعیین ارزش اقتصادی غذا در کشور می‌باشد و بدین منظور از تحلیل اقتصاد رفاه چاوز (۲۰۱۷) بهره گرفته شد. در این خصوص با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو (QUAIDS) تقاضای خانوار برای مواد غذایی برآورد گردید و ارزش اقتصادی غذا برای شش گروه عمده مواد غذایی تحت سه سناریو: ۱- ناامنی غذایی بالا، ۲- ناامنی غذایی متوسط و ۳- امنیت غذایی محاسبه گردید. نتایج مؤید آن است که در مجموع ارزش اقتصادی غذا برای یک خانوار شهری در سطح ناامنی غذایی بالا برابر ۲۴۱۹۲ هزار ریال است در حالی که تحت سناریو وجود امنیت غذایی برابر با ۷۷۰۴۶ هزار ریال به دست آمده است. مقایسه ارزش اقتصادی گروه‌های مواد غذایی متفاوت تحت سناریو ناامنی غذایی متوسط نسبت به سناریو ناامنی غذایی بالا، حاکی از آن است که ارزش غذا در سناریو دوم حداقل ۱/۶ برابر بیشتر از سناریو اول بوده و همچنین ارزش اقتصادی گروه‌های مواد غذایی منتخب تحت سناریو وجود امنیت غذایی در مقایسه با سناریو وجود ناامنی غذایی بالا، بیانگر آن است که نان و غلات ۳/۱۸ برابر، گوشت ۳/۲۹ برابر، لبنیات ۳/۲۲ برابر، میوه ۳/۱۶ برابر، روغن و چربی‌ها ۲/۹۴ برابر و سبزی ۳/۱۱ برابر می‌گردد. با توجه به نتایج سناریوهای ناامنی غذایی، ملاحظه گردید که درآمد خانوار عامل اصلی در امنیت غذایی خانوار و کسب منفعت غذایی بوده و بیشترین تأثیر را بر آن دارد، لذا پیشنهاد می‌شود دولت در برنامه‌های تأمین امنیت غذایی خود، بسترهای لازم جهت بهبود سطح درآمد قشر متوسط و کم درآمد جامعه را در جزء گروه‌های هدف اصلی خود قرار دهد.

واژه‌های کلیدی: ارزش اقتصادی غذا، اقتصاد رفاه، سیستم تقاضا، ناامنی غذایی

مقدمه

نقش غذا در بقا و سلامت فرد، خانواده و جامعه بر کسی پوشیده نیست. تأمین غذا و رفع گرسنگی از نیازهای اولیه بشر می‌باشد. در طول تاریخ زندگی بشری، غذا نقش کلیدی و اساسی در پیدایش بقا و زوال تمدن‌ها داشته است. دسترسی به غذای کافی و مطلوب و سلامت تغذیه‌ای از محورهای اصلی توسعه و سلامت جامعه می‌باشد. نقش تغذیه در سلامت، افزایش کارایی، یادگیری انسان‌ها و ارتباط آن

با توسعه اقتصادی طی تحقیقات وسیع جهانی به خصوص در بیست سال اخیر با مبانی علمی و شواهد تجربی به اثبات رسیده است. بنابراین در بین اولویت‌های اهداف توسعه کشور، دستیابی به امنیت غذایی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (Mehrabi and Owhadi, 2014). امنیت غذایی به‌صورت دسترسی همه مردم در هر زمان به غذای کافی برای زندگی سالم و فعال تعریف شده است، در حالی که ناامنی غذایی، ناتوانی خانوار یا هر فرد برای داشتن سطح مصرف مورد نیاز در مقابل نوسانات تولید، قیمت و درآمد می‌باشد (Ziaei et al., 2013).

سرچشمه فکری امنیت غذایی به بحران غذا در جهان در اوایل دهه ۱۹۷۰ و حتی پیش از آن به اعلامیه حقوق بشر سازمان ملل

۱، ۲ و ۳- به‌ترتیب دانشیار و دانش‌آموخته‌گان کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

(*) نویسنده مسئول: Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

DOI: 10.22067/JEAD.2022.70211.1044

سطح کلان و توزیع عادلانه به منظور دستیابی همه به آن می‌باشد. در جامعه ایران دو گروه از افراد وجود دارد که از امنیت غذایی برخوردار نیستند، کسانی که یا به علت بضاعت مالی توانایی تهیه غذای سالم را ندارند و یا اینکه علی‌رغم توانایی مالی به علت مصرف غیرصحیح مواد غذایی فاقد امنیت غذایی هستند. لذا دو عامل درآمد و ارتقای دانش غذایی در ایجاد امنیت غذایی جامعه نقش اساسی ایفا می‌کنند (Eesapareh, 2016).

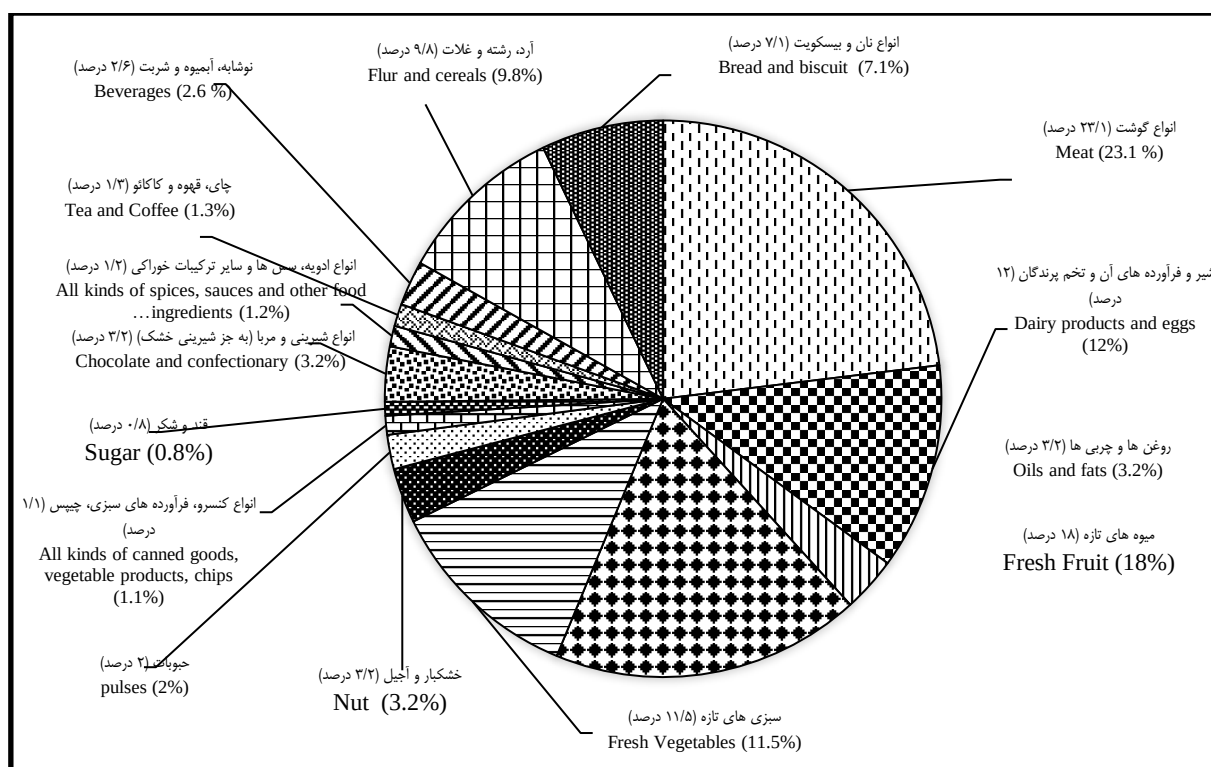
تأمین امنیت پایدار یک دغدغه ملی و فرا ملی می‌باشد و روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری آن وجود دارد. با توجه به اهمیت تأمین امنیت غذایی در فرآیند توسعه اقتصادی، بحث امنیت غذایی همواره در کشورهای در حال توسعه مطرح بوده و متغیر قیمت مواد غذایی به عنوان یک متغیر کلیدی و اثرگذار بر عرضه و تقاضای مواد غذایی و محصولات کشاورزی، مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است (Layani and Esmaeili, 2015). این مسئله در ایران با توجه به تحریم‌های اقتصادی آمریکا و رشد فزاینده نرخ ارز و قیمت کالاها اساسی در کنار کمبود عرضه کالا بیش از پیش به چشم می‌خورد. به همین دلیل دولت از طریق اعمال سیاست‌های کلان نظیر سیاست‌های پولی و ارزی (مانند نرخ ارز ترجیحی ۴۲۰۰۰ ریالی برای واردات مواد غذایی) و نهادهای کشاورزی با تأثیرگذاری بر روند قیمت و تولید این محصولات در جهت دستیابی به هدف تأمین امنیت غذایی در جامعه می‌باشد. پر واضح است که تجارت محصولات کشاورزی همواره از مولفه‌های اصلی امنیت غذایی است. در ایران واردات محصولات کشاورزی و غذایی در سال ۱۳۹۸ برابر با ۱۹/۷ میلیون تن به ارزش ۱۰/۴ میلیارد دلار بوده که نسبت به مدت مشابه سال قبل ۲۳/۷۳ درصد به لحاظ وزنی و ۲۵/۴ درصد به لحاظ ارزشی افزایش داشته است. این میزان واردات در برابر صادرات آن (۵/۷ میلیون تن) حکایت از تراز منفی غذایی کشور به میزان ۱۴ میلیون تن به ارزش ۱/۲۲- میلیون دلار دارد (Islamic Republic of Iran Customs, 2020). طبیعتاً این حجم واردات مواد غذایی جایگاه ویژه‌ای در تأمین امنیت غذایی کشور دارد. در کنار این واردات، وضعیت تولید محصولات کشاورزی نیز اهمیت ویژه‌ای در تأمین امنیت غذایی کشور دارد. در طی سال‌های ۹۸-۱۳۹۳ تولیدات زراعی از ۷۴/۰۷ میلیون تن به ۸۲/۷ میلیون تن (۱۱/۶۵ درصد)، تولیدات باغی از ۱۶/۵۲ میلیون تن به ۲۳/۵ میلیون تن (۴۲/۲۵ درصد)، تولید گوشت قرمز از ۷۸۵ هزار تن به ۸۵۹ هزار تن (۹/۴۳ درصد)، تولید گوشت مرغ از ۲۰۳۳ هزار تن به ۲۷۳۳ هزار تن (۳۴/۴۳ درصد)، تولید گوشت ماهی از ۹۱۶/۱ هزار تن به ۱۲۲۶/۴ هزار تن (۳۳/۸۷ درصد)، تولید شیر از ۸۸۰۰ هزار تن به ۱۱۰۰۲ هزار تن (۲۵/۰۲ درصد) و تولید تخم مرغ

متحد در سال ۱۹۴۸ بر می‌گردد (Rahbar and Mobini Dehkordi, 2005). دسترسی به غذای ایمن و سالم یکی از اصلی‌ترین حقوق شهروندی بوده که باید مورد مطالبه عمومی قرار بگیرد. دستیابی به غذا همچنین تابعی از محیط فیزیکی، اجتماعی و سیاسی می‌باشد. یکی از شاخص‌های مهم سنجش امنیت غذایی در سطح کلان ضریب خودکفایی محصولات غذایی یا به عبارتی دیگر درجه تأمین نیازهای غذایی اساسی کشور از منابع تولید داخلی می‌باشد. اگرچه خودکفایی کشور در زمینه محصولات اساسی غذایی لزوماً به منزله امنیت غذایی پایدار (از منظر دسترسی به مواد غذایی) نمی‌باشد ولی افزایش عرضه مواد غذایی و تقویت ضریب خودکفایی کشور به گسترش دسترسی به مواد غذایی، کاهش قیمت مواد غذایی و در نهایت دستیابی گروه‌های محروم و اقشار آسیب‌پذیر و کم درآمد روستایی به مواد غذایی بسیار مؤثر است (Mohammadpour Koldeh et al., 2011).

با توجه به رشد روزافزون جمعیت جهان و بحران آب و غذا، دستیابی به عرضه با ثبات مواد غذایی و تأمین امنیت غذایی جامعه یکی از مهم‌ترین اولویت‌های راهبردی ملی می‌باشد (Jafari Sani and Bakhshoudeh, 2008). ارزش مواد غذایی به ویژگی‌های تغذیه‌ای و سلامتی آن مربوط می‌شود که اندازه‌گیری آن دشوار است (Barrett, 2010). این پیچیدگی‌ها برای اقتصاددانان و تحلیل‌گران سیاست برای ارزیابی مسائل مربوط به امنیت غذایی و طراحی و ارزیابی برنامه‌های در نظر گرفته شده جهت کاهش ناامنی غذایی دشوار است (Webb et al., 2006). اهمیت غذا، انگیزه‌های قوی برای تجزیه و تحلیل مسائل مربوط به امنیت غذایی ایجاد می‌کند (Barrett, 2010). ارزیابی ارزش اقتصادی غذا و امنیت غذایی چالش برانگیز است و علت آن، ارتباط نزدیک آن با پویایی جامعه و سلامتی و رفاه مردم دارد. این مساله اهمیت وافرایی را برای اقتصاددانان و تحلیل‌گران سیاست در تشخیص مسائل امنیت غذایی و طراحی و ارزیابی برنامه‌های از قبل تعیین شده به منظور کاهش ناامنی غذایی ایجاد کرده است (Webb et al., 2006). نیاز به امنیت غذایی یکی از چالش‌ها و نیازهای مهم جامعه بشری است. انسان به عنوان رکن اصلی اقتصاد دارای نیازمندی‌هایی است که مهم‌ترین آن‌ها نیاز به امنیت غذایی و تغذیه سالم می‌باشد. از طرفی امنیت غذایی نقش تعیین‌کننده‌ای در سلامت، یادگیری و افزایش کارایی داشته است. امنیت غذایی سنگ بنای یک جامعه توسعه یافته و عنصر اصلی سلامت فکری، روانی و جسمی اعضای آن است. این مهم به‌ویژه برای کشورهای در حال توسعه‌ای چون ایران از اهمیت مضاعفی برخوردار می‌باشد. امنیت غذایی مستلزم عرضه کافی مواد غذایی در

را تشکیل می‌دهد (Central Bank of the Islamic Republic of Iran, 2020). بر این اساس ملاحظه می‌گردد که این گروه‌های غذایی جایگاه ویژه‌ای در سبد خانوارها دارد و به نظر می‌رسد بررسی این گروه‌های کالایی نماینده خوبی از اقلام مواد غذایی خانوارها باشد. طبیعتاً هر گونه تغییرات در روند تولید این محصولات و یا قیمت آن‌ها اثرات چشم‌گیری بر هزینه غذا و رفاه خانوارها خواهد داشت. در این راستا، در مطالعه حاضر نیز سعی خواهد شد تا این شش گروه اصلی به‌عنوان گروه مواد غذایی مد نظر قرار گیرند و به‌طور خاص تلاش شود تا یک ارزیابی از ارزش اقتصادی غذا در کشور صورت گیرد. نتایج حاصل می‌تواند اطلاعات جدید و مفیدی برای اقتصاددانان و تحلیل‌گران سیاستی که علاقه‌مند به بخش مواد غذایی و ارزیابی سیاست‌های تأثیرگذار بر امنیت غذایی هستند، ارائه نماید. همچنین سعی خواهد شد تا یک چارچوب مفهومی برای ارزیابی اقتصادی غذا ارائه گردد.

از ۹۲۵ هزار تن به ۱۰۱۷ هزار تن (۹/۹۵ درصد) رسیده است که همه این ارقام حکایت از افزایش تولید غذا در کشور دارد (Ministry of Agriculture-Jihad of Iran, 2018). از بعد مصرف خانوارها، همواره مصرف غذا در کشور از جایگاه ویژه‌ای برخوردار بوده و سهم قابل توجهی از بودجه خانوار را به خود اختصاص داده است و همچنین در بعد خانوار مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده امنیت غذایی، توانایی خانوار در تأمین کالاهای ضروری می‌باشد که برای تأمین آن نیز عوامل متعدد اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی تأثیرگذار است (Jafari Sani and Bakhshoudeh, 2008). شکل ۱ سهم هزینه‌ای زیرگروه‌های عمده کالاهای خوراکی و آشامیدنی سالانه یک خانوار ایرانی در سال ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار مشاهده می‌شود گروه‌های کالایی ۱- نان و غلات، ۲- انواع گوشت، ۳- شیر و فرآورده‌های آن و تخم‌پرندگان، ۴- میوه‌های تازه، ۵- روغن و چربی‌ها و ۶- سبزی‌های تازه از عمده گروه‌های کالایی مصرفی بوده که حدود ۸۵ درصد از هزینه خانوارها



شکل ۱- سهم هزینه‌ای زیرگروه‌های عمده کالاهای خوراکی و آشامیدنی‌های سالانه یک خانوار شهری در سال ۱۳۹۸
 مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۹

Figure 1- The Budget share of the major food and beverage subgroups of an urban household in 2019
 Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran, 2020

اشاره می‌شود. کلهری و همکاران (Kalhori et al., 2016) اقدام به سنجش نسبی وضعیت امنیت غذایی ایران در بین کشورهای منطقه

مطالعات زیادی در زمینه امنیت غذایی و ناامنی غذایی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است که در ادامه به چند مورد از آن‌ها

منا نمودند و بیان کردند که ایران از لحاظ امنیت غذایی در جایگاه چهاردهم قرار دارد و همبستگی مثبت میان امنیت غذایی با تولید ناخالص داخلی سرانه، آزادسازی تجاری و مکانیزاسیون بخش کشاورزی و همبستگی منفی میان این متغیر با جمعیت و نابرابری توزیع درآمد وجود دارد. نیک سرشت (Nikseresht, 2018) ابراز می‌دارد که بعد خانوار، قرار گرفتن در دو دهک پایین درآمدی، داشتن درآمد از بخش خصوصی و تعداد افراد باسواد بر احتمال ناامنی غذایی اثر مثبت داشته و در مقابل، شهرنشینی، داشتن فرزند زیر ۱۰ سال، افزایش تعداد مناسب‌های سال گذشته و قرار گرفتن در دو دهک بالای درآمدی اثر معنادار بر کاهش احتمال ناامنی غذایی دارند. بی‌نیاز و محمدی (Biniaz and Mohamadi, 2018) در چارچوب الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در دوره زمانی ۹۲-۱۳۷۸ نشان دادند که درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی اثر مثبتی بر شاخص امنیت غذایی کشور داشته به‌طوری‌که به ازای افزایش یک درصدی درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی، مقدار شاخص امنیت غذایی ۰/۲۱ درصد در بلندمدت افزایش خواهد یافت. اکبری و همکاران (Akbari et al., 2020) به این نتیجه رسیدند که ۷۶ درصد خانوارهای روستایی کشور دارای امنیت غذایی بوده و تنها ۲۴ درصد از آن‌ها ناامنی غذایی را تجربه کرده‌اند و استان کرمان دارای بالاترین امنیت غذایی و کرمانشاه دارای کمترین امنیت غذایی از لحاظ مصرف کالری دارند. رضائی (Rezaei, 2020) به بررسی شیوع ناامنی غذایی و ارتباط آن با حمایت اجتماعی در میان کارمندان سالمند بازنشسته سازمان تأمین اجتماعی شهر مشهد پرداخت. نتایج نشان داد که ۵۵/۵ درصد از سالمندان دارای امنیت غذایی کامل، ۱۱/۵ درصد ناامنی غذایی خفیف، ۲۱/۵ درصد ناامنی غذایی متوسط و ۱۱/۵ درصد ناامنی غذایی شدید می‌باشند. کوهی (Kouhi, 2021) با بررسی نقش متغیرهای جمعیتی در ناامنی غذایی خانوارهای شهر تبریز به این نتیجه رسید که از هر ۱۰۰ خانوار تبریزی تقریباً ۱۰/۴ خانوار دچار ناامنی غذایی می‌باشند و از این میزان نیز ۶/۱ درصد در طول سال دچار ناامنی غذایی هستند. همچنین طبق نتایج با افزایش سن از میزان ناامنی کاسته می‌شود، اما با بالا رفتن بعد خانوار، ناامنی غذایی روند صعودی پیدا می‌کند.

رگمی و میده (Regmi and Meade, 2013) به بررسی محرک‌های امنیت غذایی از طرف تقاضا در جامعه پرداخته و چگونگی تغییر ترجیحات مصرف‌کنندگان را مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که مصرف‌کنندگان در کشورهای فقیر سهم زیادی از درآمد خود را به خرید غذا اختصاص می‌دهند. زاکاری و همکاران (Zakari et al., 2014) عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوار در آفریقای غربی را

مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که اگرچه ممکن است غذا در همه زمان‌ها و برای همه اعضای خانوار به مقدار کافی فراهم باشد، اما هیچ ضمانتی وجود ندارد که رژیم غذایی موجود کالری مورد نیاز افراد برای تحقق امنیت غذایی آن‌ها را فراهم کند. همچنین مطابق نتایج تحقیق احتمال برخورداری اعضای خانوار از غذای کافی از عواملی مانند جنسیت سرپرست خانوار، دسترسی به بازار، فاصله روستا از جاده اصلی و عرضه نیروی کار اثرپذیر است. نتر و همکاران (Neter et al., 2014) به بررسی ناامنی غذایی در میان دریافت-کنندگان بانک غذای هلندی پرداختند و نتایج نشان داد که در خانوارهای بدون فرزند، احتمال کمبود غذا وجود ندارد، در حالی‌که افراد دارای تحصیلات پایین به احتمال زیاد از امنیت غذایی بسیار پایین برخوردارند. لی و همکاران (Li et al., 2016) تأثیر تغییرات در سیاست‌های اجتماعی بر ناامنی غذایی خانواده را در بریتیش کلمبیا ارزیابی نموده و نتایج حاکی از حساسیت ناامنی غذایی در بین دریافت‌کنندگان کمک‌های اجتماعی به بهبود درآمدها است و اهمیت بررسی شدت عدم امنیت غذایی هنگام ارزیابی اثرات مداخلات سیاستی را برجسته می‌کند. هوسو (Hosoe, 2016) ضمن بررسی ارتباط بین امنیت غذایی ملی و فواید ناشی از آزادسازی تجاری محصولات کشاورزی در ژاپن نشان داد که آزادسازی تجاری محصولات برنج، گندم، ذرت و دانه‌های روغنی، منجر به افزایش سطح رفاه مورد انتظار و امنیت غذایی و کاهش نوسانات رفاهی می‌گردد. بروسارد (Broussard, 2019) تفاوت جنسیتی در ناامنی غذایی را مورد ارزیابی قرار داده و بیان می‌کنند که درآمد خانواده، دستیابی به تحصیلات و شبکه‌های اجتماعی، سیاست‌های تشدیدکننده نابرابری جنسیتی و دستیابی به فرصت‌های شغلی، بخش اعظم شکاف جنسیتی را در ناامنی غذایی توضیح می‌دهد. سیشا (Sisha, 2020) ناامنی غذایی در سطح خانواده در اتیوپی را ارزیابی نموده و نتایج نشان داد، وضعیت تغذیه‌ای کودکان در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری بدتر است. همچنین درصد بالاتری از پسران نسبت به دختران از سوء تغذیه رنج می‌برند. گیوا و چوگا (Giwa and Choga, 2020) تأثیر تغییرات قیمت مواد غذایی و ناامنی مواد غذایی بر رفاه اقتصادی در کشورهای منتخب جنوب آفریقا را مورد بررسی قرار دادند و یافته‌های این مطالعه نشان داد که تغییرات قیمت مواد غذایی در بلندمدت بر رفاه اقتصادی کشورها تأثیر می‌گذارد و خانوارهایی که خالص فروشنده مواد غذایی هستند با افزایش قیمت، درآمد بالاتری را کسب می‌کنند.

با بررسی پیشینه تحقیق بیان شده، ملاحظه می‌گردد موضوع امنیت غذایی و فاکتورهای تعیین‌کننده آن از اهمیت ویژه‌ای در

(Deaton and Muellbar, 1980, Deaton, 1992). از طرف دیگر قدرت خرید مواد غذایی با I/P تعریف می‌گردد که بیشترین مقدار مواد غذایی است که می‌تواند با درآمد خریداری شود. اولین نظریه تجربی، مربوط به اثر درآمد بر مصرف مواد غذایی است که ابتدا توسط انگل در سال (۱۸۵۷) به دست آمد. مطابق قانون انگل، سهم بودجه‌ی مواد غذایی $W = p \frac{x^*(P,I)}{I}$ با درآمد مصرف‌کننده کاهش می‌یابد و همچنین خانواده‌های فقیرتر سهم بیشتری از بودجه خود را صرف خرید مواد غذایی می‌کنند. این قانون در ارزیابی رفاه و فقر مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین از قانون انگل در تجزیه و تحلیل بین‌المللی الگوهای مصرف مواد غذایی نیز استفاده می‌شود (Seale et al., 2003, 2012, Gao). کشش درآمدی تقاضای غذا برابر با $E_1 = \partial \ln(x^*) / \partial \ln(I)$ است. اما با توجه به سهم بودجه غذا،

$W = px^*(p, I) / I$ ، کشش درآمدی به‌صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$E_1 = 1 + \partial \ln(w) / \partial \ln(I) \quad (1)$$

کشش درآمدی تقاضای غذا عموماً $0 < E_1 < 1$ است. وقتی که درآمد کاهش می‌یابد، سهم بودجه‌ای غذا به طرف یک افزایش می‌یابد (افراد برای اجتناب از گرسنگی سهم بیشتری از درآمد خود را صرف خرید مواد غذایی می‌کنند). از طرفی زمانی که درآمد افزایش می‌یابد، سهم بودجه‌ای کاهش می‌یابد (افراد نسبت بیشتری از درآمد خود را برای خرید کالاهای لوکس صرف می‌کنند) و کشش درآمد مواد غذایی نیز کاهش می‌یابد (Gao, 2012; Seale et al., 2003). از حاصل ضرب E_1 و W اثر درآمدی غذا حاصل می‌شود. درآمد، عامل مهمی است که بر نیاز غذایی تأثیر می‌گذارد و طبیعتاً فاکتور اساسی در تأمین امنیت غذایی است. دومین خط مشی تجربی مربوط به اثر قیمت مواد غذایی بر مصرف غذا است، این می‌تواند به لحاظ کشش قیمت مارشال در تقاضای مواد غذایی به‌صورت رابطه (۲) بیان شود، که عموماً کشش قیمتی تقاضای غذا، $-1 < E_p^* < 0$ است.

$$E_p^* = \partial \ln(x^*) / \partial \ln(p) \quad (2)$$

قیمت بالاتر مواد غذایی تأثیر منفی بر تقاضای غذا دارد. مصرف خیلی کم غذا باعث کمبود غذا و در موارد شدید گرسنگی و مرگ می‌شود و مصرف بیش از حد غذا منجر به سوء تغذیه و چاقی شده و اثرات نامطلوب بر سلامتی دارد. مصرف‌کنندگان در مواجهه با تغییرات

اقتصاد برخوردار است و همواره در کانون توجهات اقتصاددانان و سازمان‌های مربوطه بوده است و مطالعات متعددی در زمینه امنیت غذایی در داخل و به خصوص خارج از کشور صورت گرفته است که نشان از جایگاه و اهمیت ویژه بحث امنیت غذایی دارد. البته بیشتر این مطالعات تمرکز بر بررسی تأثیر عوامل مختلف بر امنیت غذایی داشته و کمتر به تعیین ارزش اقتصادی غذا پرداخته‌اند. در این راستا در مطالعه حاضر سعی خواهد شد ضمن بررسی ناامنی غذایی در کشور، یک برآوردی از ارزش اقتصادی غذا در کشور در سطح خانوار تحت سناریوهای متفاوت ناامنی غذایی صورت گیرد.

مواد و روش‌ها

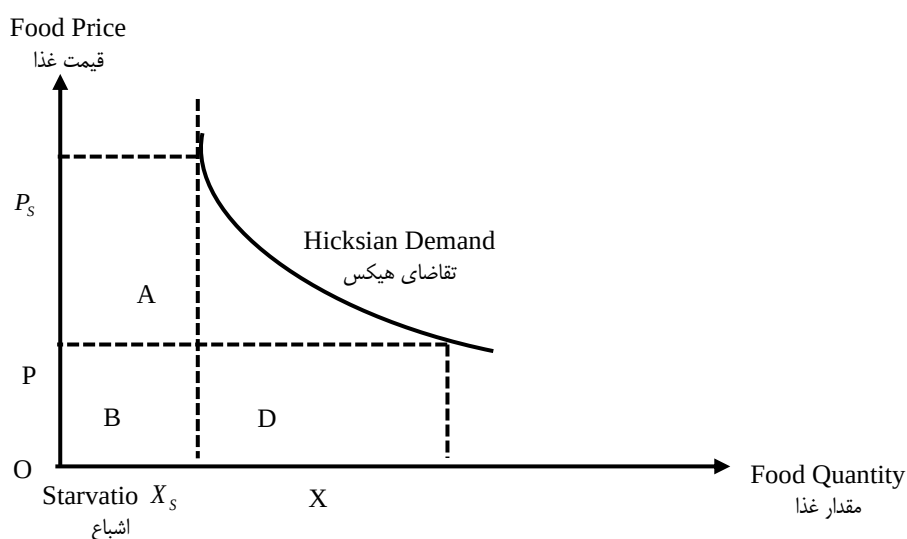
انسان دارای نیازهایی است که درصدد برآوردن آن‌ها می‌باشد تا بتواند به حیات خود ادامه دهد. نیازها از طریق اکتساب کالا و خدمات برطرف می‌شوند. بنابراین، تقاضا ناشی از وجود نیازهای بشری است و بدین ترتیب انسان برای کالاهای و خدماتی تقاضا دارد که مصرف آن‌ها ضمن برطرف کردن نیازهای طبیعی فرد، موجب خشنودی فرد گردد. از طرفی مصرف‌کننده یک بودجه محدود داشته و باید این بودجه محدود را طوری به کالاهای مختلف تخصیص دهد تا به هدف خود که حداکثر شدن مطلوبیت است، دسترسی پیدا کند. به‌طور فنی، تقاضا مقدار کالا و خدمتی است که با توجه به قیمت و سایر عوامل در هر دوره خریداری می‌شود. مطالعه رفتار مصرف‌کننده و تحلیل چگونگی اختصاص درآمد محدود خانوار به کالاهای و خدمات گوناگون، یکی از مباحث علم اقتصاد خرد به شمار می‌رود. برآورد توابع تقاضا و شناخت جایگاه عواملی چون درآمد و قیمت‌های نسبی، در چارچوب کشش‌های درآمدی و قیمتی کالاهای مختلف در شناخت ترجیحات مصرفی و پیش‌بینی نیازهای آینده‌ی مصرف‌کنندگان جهت سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی از اهمیت بالایی برخوردار است. جای تردید نیست که برنامه‌ریزی در عرصه‌های گوناگون زندگی از جمله مسائل اقتصادی و معیشتی مردم اهمیتی ویژه دارد. بدین جهت تحقیقات در رفتار و الگوی مصرف در جامعه می‌تواند کمک مؤثری بر دقت هر چه بیشتر برنامه داشته باشد. توزیع درآمد بر روی میزان تقاضای کالاهای مختلف و در نتیجه بر کل فرآیند تولید در جامعه تأثیرگذار است (Hosseinzad et al., 2014). اثرات قیمت و درآمد مصرف‌کننده بر مصرف غذا به‌طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است. از نظر مصرف‌کننده، این اثرات را می‌توان با توجه به خواص تقاضای مارشال بیان کرد. تقاضای مارشال برای مواد غذایی $X^*(P, I)$ نشانگر حداکثر مطلوبیت مصرف مواد غذایی (X^*) است که مصرف، تابع قیمت مواد غذایی (P) و درآمد مصرف‌کننده (I) است

۱- البته به لحاظ نظری کشش درآمدی می‌تواند بزرگتر از یک یعنی کالای لوکس و کمتر از صفر یعنی کالای گیفن باشد ولی عموماً بر اساس تجربیات داخل کشور و خارج کشور، کشش درآمدی مواد غذایی بین ۰ و ۱ قرار دارد. در مورد کشش قیمتی نیز به لحاظ نظری مقدار آن می‌تواند کوچکتر از -۱ نیز باشد ولی عموماً کشش قیمتی مواد غذایی بین ۰ و -۱ قرار دارد.

تقاضای هیکسی سرانه غذا را نشان می‌دهد. سود غذای فردی $[B(x, \cdot)]$ ، یعنی عایدی فرد از مصرف غذا توسط ناحیه‌ی زیر منحنی تقاضای هیکسی و بین نقطه گرسنگی (x_s) و نقطه مصرف مواد غذایی (x) نشان داده شده است، یعنی ناحیه $\{A+D\}$ و با ناحیه $\{B+D\}$ هزینه مصرف غذا اندازه‌گیری می‌شود.

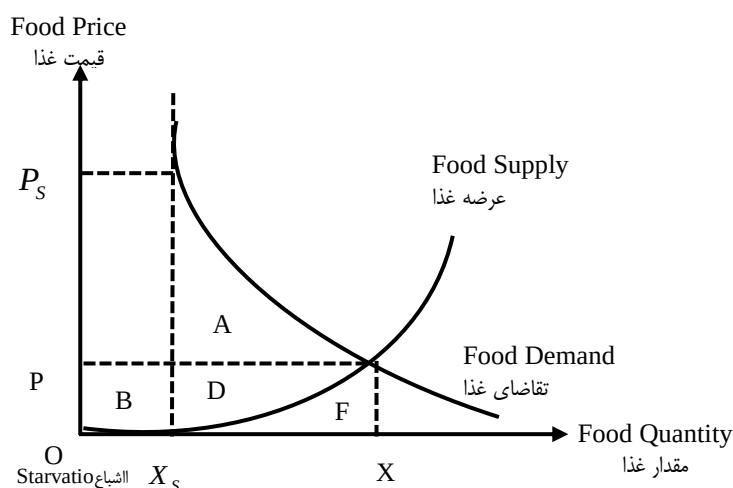
قیمت مواد غذایی، تنظیم مقادیر کمی در مصرف غذا را انجام می‌دهند و از سوء تغذیه (در افزایش زیاد قیمت) و یا فرا تغذیه (اضافه وزن) (در کاهش زیاد قیمت) جلوگیری می‌کنند (Seale et al., 2003).

تقاضای هیکسی برای غذا $x^c(p, U)$ به حداقل رساندن هزینه مصرف مواد غذایی را بیان می‌کند. به عنوان تابعی از قیمت مواد غذایی با ثابت نگه داشتن مطلوبیت است (Chavas, 2017). شکل ۲



شکل ۲- تقاضای هیکسی سرانه غذا، (Chavas, 2017)

Figure 2- Per capita Hicksian food demand



شکل ۳- عرضه و تقاضای غذا، (Chavas, 2017)

Figure 3- Food supply and demand

مواد غذایی نداشته و بنابراین درآمد کافی برای جلوگیری از قرار گرفتن در منطقه گرسنگی را ندارد. در این حالت تمایل مصرف‌کننده

در این شکل (۳) قیمت آستانه‌ای است. اگر قیمت مواد غذایی بیشتر از قیمت آستانه‌ای باشد، مصرف‌کننده درآمد کافی برای خرید

افزایش مصرف مواد غذایی x ، کاهش می‌یابد.

بر اساس مطالب بیان شده، می‌توان یک برآورد تجربی از منفعت غذایی و ارزیابی هزینه ناامنی غذا به شرح زیر به دست آورد. فرض کنید x_s نشان‌دهنده حداقل مصرف غذا است که برای حفظ زندگی انسان ضروری است. به تعبیری x_s به‌عنوان آستانه گرسنگی است، به این معنی که هر نوع مصرف غذا در محدوده $(0, x_s)$ گرسنگی و مرگ را به دنبال دارد. معیار منفعت غذای فردی $B(x, 0)$ در معادله (۳) تنها زمانی اعمال می‌شود که $x \geq x_s$ باشد، این یک نکته مهم است. بر این اساس زمانی که $x \geq x_s$ باشد با ترکیبی از معادله (۳) و (۴) می‌توان منفعت فردی غذا را از طریق رابطه (۵) اندازه‌گیری نمود (Chavas, 2017).

$$B(x, 0) = \int_{x_s}^x \frac{\partial B(z, 0)}{\partial z} dz = \int_{x_s}^x p^d(z, 0) dz \quad (5)$$

رابطه (۵) پایه‌ای برای ارزیابی منفعت غذای فردی را فراهم می‌کند. آستانه گرسنگی در معادله (۵) دلیل قوی برای ارزیابی امنیت غذا و مواد غذایی است. برای روشن شدن قضیه، وضعیتی را در نظر بگیرید که قدرت خرید برای مواد غذایی، بسیار کم و کمتر از آستانه گرسنگی است. در چنین شرایطی $(1/p) \leq x_s$ است و مصرف‌کننده نمی‌تواند هزینه یک رژیم غذایی که زندگی را حفظ می‌کند را نیز پرداخت کند. این نشان می‌دهد که گرسنگی در شرایطی رخ می‌دهد که مصرف‌کنندگان بسیار فقیر هستند و یا جایی که قیمت غذا به اندازه کافی بالا است (Sen, 1981). اجتناب از گرسنگی می‌تواند با کاهش قیمت غذا و یا با افزایش درآمد مصرف‌کننده انجام شود. این نقش هر دو سیاست قیمت‌گذاری و سیاست توزیع درآمد در مدیریت مسائل مربوط به امنیت غذایی را بازی می‌کند. با استفاده از کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای مواد غذایی و معادله (۵)، می‌توان منفعت فردی غذای x را به‌صورت رابطه (۶) بازنویسی نمود (Chavas, 2017):

$$B(x, y, U) = \int_{x_s}^x d(y, U) z^{\frac{1}{E_p}} dz = \alpha(y, U) \frac{E_p^c}{1 + E_p^c} \left[x^{1 + \frac{1}{E_p}} - x_s^{1 + \frac{1}{E_p}} \right] \quad (6)$$

که در آن، $\alpha(y, U)$ یک پارامتر است که با توجه به سطح رفاه مصرف‌کننده متفاوت می‌باشد. برای یک قیمت مشخص غذا، $\alpha(y, U)$ تقریباً بر اساس p و p_x به دست می‌آید. این رابطه

به پرداخت، محدود به صفر می‌باشد (عدم توانایی پرداخت). اجتناب از گرسنگی می‌تواند با کاهش قیمت مواد غذایی یا با افزایش درآمد مصرف‌کننده انجام شود. در حالت افزایش درآمد منحنی تقاضا برای مواد غذایی به سمت راست انتقال می‌یابد. این امر نشانگر نقش هر دو، سیاست قیمت‌گذاری و سیاست توزیع درآمد در مدیریت مسائل مربوط به امنیت غذایی است (Chavas, 2017). با فرض اینکه $E^s = \partial \ln(x^*) / \partial \ln(p)$ نشان‌دهنده کشش قیمتی عرضه مواد غذایی است. حال با داشتن توابع عرضه و تقاضای غذا مانند شکل ۳، می‌توان ارزش ناخالص بازاری غذا را به‌صورت $GMV = PX$ به دست آورد. ارزش خالص بازاری غذا پس از کسر هزینه غذا (C) برابر $NMV = GMV - C$ می‌باشد. مطابق شکل ۳، GMV توسط نواحی $\{B + D + F\}$ و NMV توسط نواحی $\{B + D\}$ حاصل می‌شود. NVM را می‌توان به‌عنوان بازگشت به عوامل ثابت تعبیر نمود. محاسبه این نواحی یک نوع ارزیابی اقتصادی از غذا تلقی می‌گردد. در این شکل هزینه تولید غذا (C) برابر با ناحیه (F) می‌باشد (Chavas, 2017).

ارزش غذا را می‌توان به واسطه تمایل مصرف‌کنندگان برای پرداخت خرید مواد غذایی به دست آورد. این امر می‌تواند با تابع منفعت فردی بیان شود. یک فرد مصرف‌کننده مواد غذایی x و مواد غیرغذایی y را با ترجیحات ارائه شده توسط تابع مطلوبیت $u(x, y)$ می‌توان در نظر گرفت. لذا می‌توان تابع منفعت فردی^۱ را به‌صورت رابطه (۳) تعریف نمود:

$$B(x, y, U) = \text{Max}_B \{B : u(x, y - B) \geq U\} \quad (3)$$

که U سطح مطلوبیت مرجع، x مصرف مواد غذایی و y مصرف مواد غیرغذایی می‌باشد (Luenberger, 1996). $B(x, y, u)$ تابع منفعت فردی است. در رابطه (۳)، y تعداد واحدهای غیرغذایی مصرف‌کننده بوده که وی مایل است صرف‌نظر کند تا با تابع مطلوبیت U ، بسته مصرفی (x, y) را به دست آورد. هنگامی که قیمت مواد غیرغذایی معادل یک ریال است، تابع منفعت $B(x, y, u)$ یک معیار تمایل به پرداخت می‌شود. منفعت نهایی غذا $(\partial B / \partial x)$ تمایل به پرداخت نهایی برای یک واحد بیشتر از x است. در بازارهای رقابتی سود نهایی برابر قیمت بازاری می‌باشد و این یک اندازه‌گیری از قیمت غذای مصرفی بوده که شکل ریاضی آن در رابطه (۴) آمده است (Chavas, 2017):

$$P^d(x, y, U) = \partial B(x, y, U) / \partial x \quad (4)$$

که در آن $P^d(x, y, U)$ قیمت مواد غذایی مصرفی است. با توجه به این رابطه ملاحظه می‌گردد که منفعت نهایی مصرف‌کننده، با

مدل‌ها وجود دارد سهم بودجه‌ای صفر است که با توجه به تقسیم‌بندی مواد غذایی به تعداد زیادی گروه و استفاده از داده‌های مقطع عرضی در سطح خانوار معمولاً پدیده صفر بودن مصرف یک کالا مشاهده می‌شود که این امر با فرضیات تابع تقاضا تضاد دارد. حذف این گروه از خانوارها می‌تواند پدیده‌های انتخاب غیرتصادفی نمونه را به دنبال داشته باشد. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو (QUAIDS) به صورت رابطه (۷) بیان می‌شود.

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{x}{Q(P)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left[\ln \left[\frac{x}{Q(P)} \right] \right]^2 \quad (7)$$

که در آن، w_i سهم بودجه‌ای کالای i ام برای خانوار که به صورت $W_i = \frac{C_i}{C}$ محاسبه شده که در آن، C_i هزینه کالای i ام و C هزینه کل خانوار (مجموع شش گروه کالای مد نظر در مطالعه حاضر)، i کالای مورد نظر که در مطالعه حاضر شامل شاخص قیمت شش گروه کالایی ۱- نان، غلات و بیسکویت، ۲- انواع گوشت، ۳- لبنیات، ۴- میوه‌های تازه، ۵- روغن و چربی‌ها و ۶- سبزی‌های تازه، P_j شاخص قیمت کالای i ام، X مخارج کل خانوار، $Q(P)$ شاخص قیمت استون، $\ln$ ، نماد لگاریتم طبیعی و α ، λ ، β و γ پارامترهای مدل که بایستی برآورد گردند. برای اعمال محدودیت‌هایی نظیر (جمع‌پذیری، همگنی و تقارن) باید قیود زیر در سیستم (QUAIDS) برقرار باشند.

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^k \alpha_i &= 1 & \sum_{i=1}^k \beta_i &= 0 \\ \sum_{i=1}^k \gamma_{ij} &= 0 & \sum_{i=1}^k \lambda_i &= 0 \end{aligned} \quad \text{شرط جمع‌پذیری:}$$

$$\sum_{j=1}^k \gamma_{ij} = 0 \quad \text{شرط همگنی:}$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{شرط تقارن:}$$

اگر فرضیه $H_0 = \lambda_i = 0$ رد شود، مدل (QUAIDS) از لحاظ ویژگی‌های آماری نسبت به مدل (AIDS) بهتر می‌باشد. اگر از معادله سهم بودجه نسبت به $\ln x$ و نسبت به $\ln p_j$ مشتق گرفته شود

نشان‌دهنده یک رابطه مثبت قوی بین سطح زندگی فردی و تمایل به پرداخت هزینه غذا است. در این رابطه E_p^C ، کشش قیمتی جبرانی (هیکس)، E_p^* ، کشش قیمتی غیرجبرانی (مارشال)، x ، میزان مصرف غذا، x_s ، آستانه گرسنگی می‌باشد (Chavas, 2017). آستانه گرسنگی، میزان کالری مورد نیاز برای اینکه فرد به زندگی ادامه داده و از گرسنگی نگیرد، است. در حقیقت این آستانه گرسنگی، ارتباط تنگاتنگی با تعریف فقر و خط فقر دارد. پس لازم خواهد بود که جهت برآورد رابطه (۶)، میزان خط فقر در کشور محاسبه گردد. بسته به اینکه در تعریف فقر مفهوم مطلق یا نسبی در نظر گرفته شود، آستانه‌ای تعریف می‌شود که مرز بین فقیران و سایر افراد جامعه را مشخص می‌کند. این آستانه، خط فقر نامیده می‌شود. سنجش فقر، کلیتی از مفهوم فقر ارائه می‌دهد. این کار به تدوین آزمون فرضیه‌هایی درباره دلایل فقر کمک می‌نماید و تصویری منجمد از فقر را طی زمان ارائه می‌دهد. روش‌های محاسبه خط فقر بسیار متنوع بوده و بسته به اینکه کدام مفهوم از فقر مورد نظر باشد، روش محاسبه نیز متفاوت خواهد بود. روش‌های اندازه‌گیری خط فقر عبارتند از: الف- روش اندازه‌گیری خط فقر بر اساس نیاز کالری، ب- روش اندازه‌گیری خط فقر بر اساس ۵۰ یا ۶۶ درصد میانگین مخارج خانوارها و ج- تعیین خط فقر بر اساس ۵۰ یا ۶۶ درصد میانه مخارج خانوارها (Arzum Chiller, 2005)، که در مطالعه حاضر از روش اندازه‌گیری خط فقر بر اساس ۵۰ یا ۶۶ درصد میانگین مخارج خانوارها استفاده می‌گردد.

همان‌طوری که در معادله (۶) بیان گردید، ملاحظه می‌گردد جهت محاسبه این معادله نیاز خواهد بود که کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای مواد غذایی نیز محاسبه شود. بدین منظور در مطالعه حاضر از سیستم تقاضای QUAIDS که یکی از پرکاربردترین سیستم‌های تقاضا است، بهره گرفته خواهد شد. QUAIDS بهترین سیستم تقاضای جمع‌پذیر کامل در دسترس می‌باشد که واکنش‌های غیرخطی تغییرات قیمت‌ها و مخارج بر تقاضا را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، در این مدل این امکان فراهم می‌شود تا وجود رابطه درجه دوم بین مصرف کالا و درآمد فرد (منحنی انگل) خود را به خوبی منعکس نماید. برخلاف مدل AIDS و مدل ترانسلوگ کاملاً جمع‌پذیر، مدل QUAIDS اجازه می‌دهد که کالاهای در برخی سطوح درآمدی لوکس و در سطوح دیگر ضروری باشند. یکی دیگر از مزایای مدل QUAIDS در این امر نهفته است که این مدل اجازه می‌دهد با تغییر سطح مخارج، کالای پست به کالای نرمال و یا بالعکس تبدیل شود، در حالی که در مدل AIDS کشش‌های مخارج همواره ثابت بودند. اما مشکلی که بر سر راه این

نتایج و بحث

آمار توصیفی قیمت، هزینه و مقدار مصرف شش گروه‌های کالایی نان، غلات و بیسکویت، انواع گوشت، لبنیات، میوه‌های تازه، روغن و چربی‌ها و سبزی‌های تازه در **جدول ۲** ارائه شده است. بر اساس **جدول ۲**، ملاحظه می‌گردد بیشترین مصرف خانوارهای ایرانی مربوط به گروه نان، غلات و بیسکویت و کمترین آن بعد از روغن و چربی‌ها مربوط به گروه گوشت، می‌باشند که خود این مسئله تا حدود زیادی جایگاه قیمت و سهم هزینه‌ای کالاها را در اقتصاد خانوار منعکس می‌نماید.

نتایج برآورد الگوی تجربی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS)

سیستم تقاضای (QUAIDS) برای شش گروه نان، غلات و بیسکویت، انواع گوشت، لبنیات، میوه‌های تازه، روغن و چربی‌ها و سبزی‌های تازه از طریق روش سیستم معادلات (SURE) برآورد گردید که نتایج مربوطه در **جدول ۳** آمده است. بر اساس نتایج **جدول ۳** مشاهده می‌شود، ضریب λ_i که در این مدل بیانگر شکل منحنی انگل است در تمامی گروه‌های کالایی به جز لبنیات و میوه معنادار است. همچنین اکثر ضرایب متغیرهای قیمت و درآمد معنادار بوده و بیش از ۷۹ درصد ضرایب از لحاظ آماری معنادار هستند. نظر به اینکه ضرایب برآورد شده تفسیر مستقیمی ندارند، جهت بررسی شدت تغییرات مقدار تقاضا نسبت به درآمد و قیمت کالاها، کشش‌های درآمدی (مخارج)، قیمتی جبرانی (هیکس) و غیرجبرانی (مارشال یا نرمال) برای همه گروه‌های کالایی محاسبه شد که نتایج مربوطه در **جدول ۴** ارائه شده است.

بر اساس نتایج **جدول ۴**، با توجه به مقادیر کشش درآمدی تقاضا ملاحظه می‌شود که کشش درآمدی نان، غلات و بیسکویت، لبنیات، روغن و چربی‌ها و سبزی کمتر از یک است و این امر نشان‌دهنده ضروری بودن این کالاها در سبد مصرفی خانوارهای شهری می‌باشد. کشش درآمدی گوشت بیشتر از یک بوده و بیانگر لوکس بودن این محصول برای این خانوارها است. ملاحظه می‌گردد کشش درآمدی گوشت بالاترین میزان و گروه لبنیات کمترین مقدار را دارا می‌باشد. بر اساس نتایج، به ازای یک درصد افزایش درآمد، تقاضا برای گروه‌های نان، غلات و بیسکویت ۰/۹۳ درصد، گوشت ۱/۱۴ درصد، لبنیات

به ترتیب μ_i و μ_{ij} به شرح رابطه (۸) به دست می‌آیند:

$$\begin{aligned} \mu_i &= \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left[\ln \frac{x}{Q(p)} \right] \\ \mu_{ij} &= \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} \\ &= \gamma_{ij} \\ &- \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{b(p)} \right] \right\} \right) (\alpha_j + \sum_{l=1}^k \gamma_{jl} \ln p_l) \\ &- \frac{\lambda_i B_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 \end{aligned} \quad (8)$$

پس از محاسبه μ_i و μ_{ij} کشش‌های قیمتی مارشال (e_{ij}) و کشش مخارج (e_i) به ترتیب به صورت معادلات (۹) و (۱۰) محاسبه می‌شوند.

$$e_i = 1 + \frac{\mu_i}{w_i} \quad (9)$$

$$e_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - s_{ij} \quad (10)$$

که در آن، s_{ij} دلتای کرونگر می‌باشد که اگر $j=1$ باشد، $s_{ij} = 1$ و در غیر این صورت برابر با صفر می‌باشد (Hosseinizad et al., 2014).

داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه، شامل قیمت و هزینه مصرفی خانوارها برای گروه‌های اصلی مواد غذایی است که در مطالعه حاضر از آمار پرسشنامه‌های داده‌های خام درآمد- هزینه خانوار برای سال ۱۳۹۸ استفاده گردیده و جهت برآورد مدل از نرم‌افزار Stata14 بهره گرفته شده است. برای محاسبه سهم بودجه اختصاص یافته هر خانوار به هر یک از انواع محصولات خوراکی، ارزش آن کالا به هزینه کل اختصاص یافته برای خرید محصولات خوراکی هر خانوار در یکسال تقسیم شده است. در **جدول ۱** سهم هزینه‌ای (بر حسب درصد) زیرگروه‌های عمده کالاهای خوراکی‌ها و آشامیدنی‌های سالانه یک خانوار شهری در سال ۱۳۹۸ بر اساس داده‌های خام درآمد- هزینه خانوارها به همراه اطلاعات موجود برای خانوارها گزارش شده است. بر اساس **جدول ۱**، گروه‌های کالایی ۱- نان، غلات و بیسکویت، ۲- انواع گوشت، ۳- لبنیات، ۴- میوه‌های تازه، ۵- روغن و چربی‌ها و ۶- سبزی‌های تازه جزء گروه‌های عمده بوده که حدود ۸۵ درصد از هزینه خانوارها را تشکیل می‌دهد. در مطالعه حاضر نیز این شش گروه اصلی به عنوان گروه مواد غذایی مد نظر قرار گرفت.^۱

زیادی از اطلاعات خانوارها بالغ بر ۱۰۰۰ خانوار از بین خواهد رفت، لذا به منظور جلوگیری از حذف اطلاعات ۱۰۰۰ خانوار، از در نظر گرفتن گروه خشکبار و حبوبات صرف نظر شده است.

۱- نظر به اینکه فقط ۸۰۰ خانوار دارای اطلاعات مربوط به هزینه- مخارج و قیمت گروه خشکبار بوده و در صورت انتخاب این گروه بخش

نتایج محاسبه ارزش اقتصادی غذا

جهت محاسبه ارزش اقتصادی غذا (منفعت غذا)، سه سناریو بر اساس سطح درآمد خانوارهای شهری به صورت ۱- سطح ناامنی غذایی بالا، ۲- ناامنی غذایی متوسط و ۳- سطح امنیت غذایی تعریف شد. بر اساس نتایج مطالعه مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۸) در خصوص تعیین خط فقر برای یک خانوار چهار نفره شهری و پیشنهاد چاوز (۲۰۱۷)، سطح درآمدی دهک سوم و کمتر از آن به عنوان سطح ناامنی غذایی بالا (سناریو اول)، سطح درآمدی دهک پنجم به عنوان ناامنی غذایی متوسط (سناریو دوم) و سطح درآمدی دهک هشتم و بالاتر از آن به عنوان سطح امنیت غذایی (سناریو سوم) با استفاده از اطلاعات داده‌های خام هزینه-درآمد خانوارها در نظر گرفته شد. آستانه گرسنگی (X_s) نیز مطابق پیشنهاد چاوز (۲۰۱۷) برابر با نصف مخارج دهک اول محاسبه و تعیین گردید. بر اساس این سه سناریو ارزش اقتصادی غذا برای شش گروه مواد غذایی محاسبه گردید که نتایج حاصله در جدول ۵ گزارش شده است.

۰/۸۸ درصد، میوه ۱/۰۶ درصد، روغن و چربی‌ها ۰/۹ درصد و سبزی ۰/۹۲ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج به دست آمده منطبق با یافته‌های خلیلی ملک‌شاه و همکاران (Khalili Malakshah et al., 2020) و ورهرامی و همکاران (Varahrami et al., 2016) می‌باشد. در خصوص کشش‌های قیمتی جبرانی و غیرجبرانی، قطر اصلی بیانگر کشش‌های خود قیمتی بوده که تمامی کشش‌های خود قیمتی منفی می‌باشد که این علامت منفی منطبق بر تئوری اقتصادی است و دلالت بر وجود رابطه منفی بین قیمت هر کالا و مقدار تقاضای آن کالا دارد. در همه گروه‌های مورد بررسی قدرمطلق کشش خود قیمتی کمتر از یک است و بنابراین تمامی این کالاها کم کشش می‌باشند. همچنین مقدار کشش‌های قیمتی متقاطع برای کل گروه‌های مواد غذایی از لحاظ قدرمطلق کوچکتر از یک است، به عبارت دیگر مصرف‌کنندگان در بیشتر موارد با تغییر قیمت یک گروه غذایی، مصرف گروه غذایی دیگر را کمتر تغییر می‌دهند.

جدول ۱- سهم هزینه‌ای گروه‌های عمده کالاهای خوراکی‌ها و آشامیدنی‌های سالانه یک خانوار شهری در سال ۱۳۹۸

Table 1- The budget share of the major food and beverage subgroups of an urban household in 2019

کد گروه Group code	نام گروه Name of group	تعداد خانوار Number of households	سهم هزینه‌ای Budget share
1	نان، غلات و بیسکویت Cereal	2002	17
2	گوشت Meat	1989	23.1
3	لبنیات Dairy	1964	12
4	میوه Fruit	1868	18
5	روغن و چربی‌ها Oils and Fats	1806	3.2
6	سبزی Vegetables	1985	11.5
7	قندها Sugar	1747	0.8
8	حبوبات Pulses	1200	2
9	خشکبار Nuts	800	3.2

مأخذ: محاسبات محقق بر اساس داده‌های خام مرکز آمار ایران، ۱۳۹۹

Source: Statistical Centre of Iran. 2020

۱- البته جهت کسب اطلاعات بیشتر در این خصوص می‌توان به منبع، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۸)، گزارش خط فقر ۶ ماهه نخست سال ۱۳۹۷، معاونت پژوهش‌های اقتصادی، دفتر مطالعات اقتصادی مراجعه نمود.

جدول ۲- آمار توصیفی گروه‌های عمده غذایی برای خانوارهای شهری در سال ۱۳۹۸

Table 2- Descriptive statistics of major food for urbun households 2019

نام متغیر Variable	مشاهدات Observations	میانگین Average	انحراف معیار Standard deviation	حداقل Minimum	حداکثر Maximum
قیمت نان، غلات و بیسکویت (هزار ریال) Cereal price (1000Rial)	1686	43.4	23.0	11.3	159.4
هزینه نان، غلات و بیسکویت (هزار ریال) Cereal cost (1000Rial)	1686	1253.9	907.3	60.0	9617.2
مقدار مصرف نان، غلات و بیسکویت (کیلوگرم) Amount of consumed Cereal (Kg)	1686	46.95	25.65	3	344.9
قیمت گوشت (هزار ریال) Meat price (1000Rial)	1686	171.8	81.0	45.0	392.8
هزینه گوشت (هزار ریال) Meat cost (1000Rial)	1686	1298.9	989.4	25.0	7319.1
مقدار مصرف گوشت (کیلوگرم) Amount of consumed meat (Kg)	1686	11.43	7.11	0.4	65
قیمت لبنیات (هزار ریال) Dairy price (1000Rial)	1686	62.7	37.5	10.0	399.5
هزینه لبنیات (هزار ریال) Dairy cost (1000Rial)	1686	425.2	321.9	17.0	3027.0
مقدار مصرف لبنیات (کیلوگرم) Amount of consumed dariy (Kg)	1686	13.32	11	0.2	120
قیمت میوه (هزار ریال) Fruit price (1000Rial)	1686	37.2	19.8	4.9	319.3
هزینه میوه (هزار ریال) Fruit cost (1000Rial)	1686	467.8	428.8	19.8	8005.0
مقدار مصرف میوه (کیلوگرم) Amount of consumed fruit (Kg)	1686	19.45	15.71	0.5	179
قیمت روغن و چربی‌ها (هزار ریال) Oils and Fats price (1000Rial)	1686	90.8	82.1	24.0	1407.6
هزینه روغن و چربی‌ها (هزار ریال) Oils and Fats cost (1000Rial)	1686	277.8	311.5	24.0	6207.3
مقدار مصرف روغن و چربی‌ها (کیلوگرم) Amount of consumed oil&fat (Kg)	1686	4.19	2.92	0.1	30
قیمت سبزی (هزار ریال) Vegetables price (1000Rial)	1686	24.3	8.6	10.0	112.5
هزینه سبزی (هزار ریال) Vegetables cost (1000Rial)	1686	587.9	373.1	40.0	3885.0
مقدار مصرف سبزی (کیلوگرم) Amount of consumed vegetables (Kg)	1686	28.28	15.59	2	123

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

ریال، روغن و چربی‌ها ۱۸۵۹/۲ هزار ریال و سبزی ۲۳۹۴/۳ هزار ریال می‌باشد. ملاحظه می‌شود تحت این سناریو، برای یک خانوار شهری گوشت دارای بالاترین ارزش اقتصادی و گروه روغن و چربی‌ها دارای کمترین ارزش اقتصادی است. جمع ارزش اقتصادی

طبق نتایج ارائه شده در جدول ۵، در سناریو اول که نشان‌دهنده ناامنی غذایی بالا است، ارزش اقتصادی غذا برای یک خانوار شهری برای گروه غذایی نان، غلات و بیسکویت ۲۹۰۳/۷ هزار ریال، گوشت ۵۹۴۷/۳ هزار ریال، لبنیات ۵۶۰۱/۴ هزار ریال، میوه ۵۴۸۶/۱ هزار

می‌باشد. بر اساس جدول ۵ می‌توان نتیجه گرفت که برای گروه‌های دارای امنیت غذایی که غالباً گروه پردرآمد جامعه هستند، ارزش اقتصادی غذا بیش از سه برابر آن برای گروه‌های دارای ناامنی غذایی است که عملاً طبقات کم درآمد جامعه را تشکیل می‌دهند. شکل ۴ مقایسه هر سه سناریو در کنار هم را برای این گروه‌های غذایی نشان می‌دهد. مقایسه سه سناریو حاکی از آن است که ارزش اقتصادی گروه‌های عمده مواد غذایی برای خانوار شهری در حالت ناامنی غذایی متوسط، نسبت به حالت ناامنی غذایی بالا برای گروه نان، غلات و بیسکویت ۱/۶۲ برابر، گوشت ۱/۶۴ برابر، لبنیات ۱/۶۳ برابر، میوه ۱/۶۱ برابر، روغن و چربی‌ها ۱/۵۵ برابر و سبزی ۱/۶ برابر بوده و ارزش اقتصادی گوشت نسبت به سایر مواد غذایی افزایش بیشتر و روغن و چربی‌ها افزایش کمتری داشته است. همچنین ارزش اقتصادی گروه‌های مواد غذایی منتخب در حالت امنیت غذایی خانوار نسبت به سناریو ناامنی غذایی بالا برای نان، غلات و بیسکویت ۳/۱۸ برابر، گوشت ۳/۲۹ برابر، لبنیات ۳/۲۲ برابر، میوه ۳/۱۶ برابر، روغن و چربی‌ها ۲/۹۴ برابر و سبزی ۳/۱۱ برابر شده است.

غذا برای یک خانوار شهری تحت شرایط ناامنی غذایی بالا معادل ۲۴۱۹۲/۰ هزار ریال می‌باشد. در سناریو دوم که نشان‌دهنده ناامنی غذایی متوسط است، ارزش اقتصادی گروه‌های مواد غذایی منتخب برای گروه نان، غلات و بیسکویت ۴۷۰۱/۸ هزار ریال، گوشت ۹۷۸۱/۱ هزار ریال، لبنیات ۹۱۱۵/۵ هزار ریال، میوه ۸۸۴۹/۱ هزار ریال، روغن و چربی‌ها ۲۸۹۰/۲ هزار ریال و سبزی ۳۸۳۲/۰ هزار ریال می‌باشد. در این سناریو نیز ملاحظه می‌گردد، ارزش اقتصادی گوشت بیشترین مقدار و گروه روغن و چربی‌ها، کمترین مقدار را دارا می‌باشد. جمع ارزش اقتصادی غذا تحت شرایط ناامنی غذایی متوسط برای یک خانوار شهری معادل ۳۹۱۶۹/۷ هزار ریال است. در سناریو سوم که نشان‌دهنده امنیت غذایی می‌باشد، ارزش اقتصادی گروه‌های مواد غذایی منتخب برای یک خانوار شهری برای گروه نان، غلات و بیسکویت ۹۲۴۴/۴ هزار ریال، گوشت ۱۹۵۴۰/۳ هزار ریال، لبنیات ۱۸۰۱۲/۸ هزار ریال، میوه ۱۷۳۳۱/۳ هزار ریال، روغن و چربی‌ها ۵۴۷۰/۲ هزار ریال و سبزی ۷۴۴۷/۹ هزار ریال محاسبه گردید که همانند سایر سناریوها، گروه گوشت دارای جایگاه خاصی است و جمع ارزش اقتصادی غذا تحت سناریو سوم معادل ۷۷۰۴۶/۸ هزار ریال

جدول ۳- نتایج برآورد ضرایب مدل (QUAIDS) گروه‌های مواد غذایی
Table 3- Results of estimating the QUAIDS models of food groups

گروه‌های غذایی Food groups	متغیرها Variables	نان، غلات و بیسکویت Cereal	گوشت Meat	لبنیات Dairy	میوه Fruit	روغن و چربی‌ها Oils and Fats	سبزی Vegetables
α_i		0.349*** (48.67)	0.123*** (15.93)	0.103*** (24.08)	0.140*** (32.37)	0.055*** (15.12)	0.230*** (44.00)
β_i		-0.040*** (-2.81)	0.074*** (5.53)	-0.006 (-0.79)	0.003 (0.42)	0.003 (0.48)	-0.033*** (-4.27)
γ_1		0.139*** (28.38)					
γ_2		-0.061*** (-17.40)	0.143*** (34.04)				
γ_3		-0.008*** (-3.74)	-0.014*** (-6.48)	0.017*** (7.25)			
γ_4		-0.025*** (-11.10)	-0.014*** (-6.77)	-0.001 (-0.24)	0.047*** (21.29)		
γ_5		-0.011*** (-5.91)	-0.015*** (-8.75)	0.006*** (3.84)	-0.005*** (-3.71)	0.035*** (18.89)	
γ_6		-0.033*** (-13.08)	-0.039*** (-16.69)	0.001 (0.12)	-0.002 (-0.85)	-0.008*** (-4.74)	0.082*** (23.55)
λ		-0.018* (-1.79)	0.028*** (2.89)	0.005 (0.90)	-0.003 (-0.62)	0.008* (1.84)	-0.019*** (-3.44)

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*) و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد و ۱ درصد است و مقادیر داخل پرانتز مقدار آماره t می‌باشد.

Source: Research findings (*) and *** are significant at the 10% and 1% respectively and the t statistics is in parenthesis

جدول ۴- نتایج برآورد کشش‌های درآمدی، قیمتی جبرانی و غیرجبرانی گروه‌های مواد غذایی

Table 4- Results of estimating the Estimates the expenditure, compensated and uncompensated price elasticity of food groups

	نان، غلات و بیسکویت Cereal	گوشت Meat	لبنیات Dairy	میوه Fruit	روغن و چربی‌ها Oils and Fats	سبزی Vegetables
کشش مخارج Expenditure elasticity	0.93	1.14	0.88	1.06	0.90	0.92
کشش قیمتی جبرانی Compensated price elasticity						
نان، غلات و بیسکویت Cereal	-0.236	0.086	0.072	0.019	0.028	0.030
گوشت Meat	0.088	-0.224	0.056	0.056	0.013	0.011
لبنیات Dairy	0.210	0.157	-0.735	0.102	0.122	0.144
میوه Fruit	0.054	0.153	0.098	-0.450	0.016	0.128
روغن و چربی‌ها Oils and Fats	0.127	0.055	0.186	0.025	-0.408	0.014
سبزی Vegetables	0.061	0.023	0.103	0.094	0.006	-0.228
کشش قیمتی غیرجبرانی Uncompensated price elasticity						
نان، غلات و بیسکویت Cereal	-0.512	-0.184	-0.023	-0.079	-0.034	-0.104
گوشت Meat	-0.248	-0.553	-0.060	0.064	-0.063	-0.152
لبنیات Dairy	-0.051	-0.097	-0.825	0.009	0.063	0.018
میوه Fruit	-0.260	-0.154	-0.010	-0.562	-0.055	-0.025
روغن و چربی‌ها Oils and Fats	-0.139	-0.205	0.094	-0.069	-0.468	-0.114
سبزی Vegetables	-0.212	-0.244	0.008	-0.003	-0.055	-0.420

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو (QUAIDS) تقاضای مواد غذایی برای خانوارهای شهری برآورد گردید و کشش درآمدی، کشش قیمتی جبرانی (هیکس) و غیرجبرانی (نرمال یا مارشال) محاسبه شد. در نهایت ارزش اقتصادی غذا (منفعت غذا) برای شش گروه مورد بررسی (نان، غلات و بیسکویت، گوشت، لبنیات، میوه، روغن و چربی‌ها، سبزی) در

سه سناریو ناامنی غذایی محاسبه گردید. نتایج کشش درآمدی نشان داد که نان، غلات و بیسکویت، لبنیات، روغن و چربی‌ها، سبزی جز کالاهای ضروری بوده و گوشت کالای لوکس و میوه دارای کشش واحد است. بنابر نتایج، کشش قیمتی جبرانی (هیکس) و خود قیمتی منطبق بر تئوری اقتصادی منفی بوده و اکثر مواد غذایی مورد مطالعه کم کشش می‌باشند. یافته‌های حاکی از آن است که قدرمطلق کشش خود قیمتی برای لبنیات بیشتر از سایر کالاها است، به عبارت دیگر به ازای یک

بودن مقادیر کشش‌های قیمتی متقاطع برای کل گروه‌های مواد غذایی دلالت بر این امر دارند که مصرف‌کنندگان در بیشتر موارد با تغییر قیمت یک گروه مواد غذایی، میزان مصرف گروه غذایی دیگر را کمتر تغییر می‌دهند.

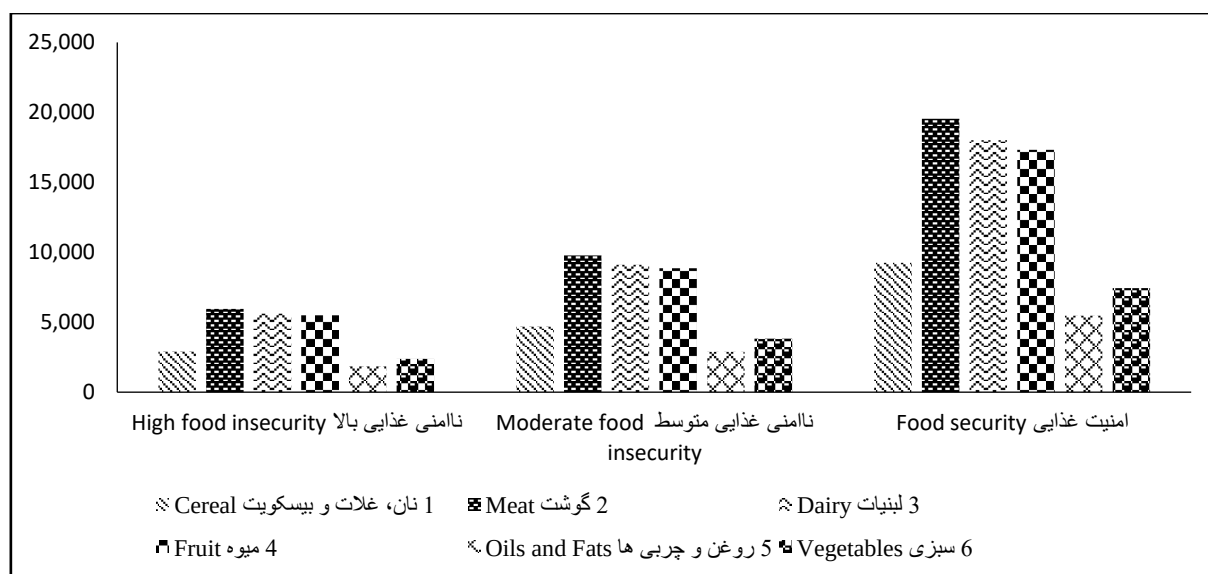
درصد افزایش قیمت لبنیات میزان تقاضا برای آن بیشتر از سایر کالاها کاهش می‌یابد و لذا حساسیت خانوارهای شهری نسبت به قیمت گروه کالای لبنیات بیشتر از سایر گروه کالاها است. کوچک

جدول ۵- نتایج برآورد ارزش اقتصادی غذا برای یک خانوار شهری تحت سه سناریو ناامنی غذایی (بر حسب هزار ریال)

Table 5- Results of estimating the economic value of food for an urban household under three scenarios of food insecurity (in 1000 Rials)

گروه‌های غذایی Food groups	سناریو ۱: ناامنی غذایی بالا The first scenario: High food insecurity	سناریو ۲: ناامنی غذایی متوسط The second scenario: Moderate food insecurity	سناریو ۳: امنیت غذایی The third scenario: Food security
نان، غلات و بیسکویت Cereal	2903.7	4701.8	9244.4
گوشت Meat	5947.3	9781.1	19540.3
لبنیات Dairy	5601.4	9115.5	18012.8
میوه Fruit	5486.1	8849.1	17331.3
روغن و چربی‌ها Oils and Fats	1859.2	2890.2	5470.2
سبزی Vegetables	2394.3	3832.0	7447.9
جمع Total	24192.0	39169.7	77046.8

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۴- ارزش اقتصادی غذا (بر حسب هزار ریال)

Figure 4- Economic value of food (in 1000 Rials)

با توجه به ضروری بودن کالاهای نان، غلات و بیسکویت، لبنیات، روغن و چربی‌ها، سبزی، اعمال سیاست‌های بهبود سطح تولید این محصولات که بتواند جوابگوی رشد تقاضا غذا در آینده باشد، می‌تواند به‌عنوان سیاستی مطلوب در برنامه‌های آتی دولت جهت افزایش رفاه مصرف‌کنندگان (به خصوص دهک‌های پایین درآمدی) قلمداد گردد. نتایج حاصل از محاسبه ارزش اقتصادی غذا نشان داد که هر چه شرایط از حالت ناامنی غذایی به سمت امنیت غذایی حرکت گردد، ارزش اقتصادی غذا برای خانوارهای ایرانی رشد چشم‌گیری پیدا نموده و چند برابر می‌گردد. به این ترتیب که ارزش اقتصادی گروه‌های عمده مواد غذایی در سناریو ناامنی غذایی متوسط، نسبت به سناریو ناامنی غذایی بالا، به ترتیب برای: نان، غلات و بیسکویت ۱/۶۲ برابر، گوشت ۱/۶۴ برابر، لبنیات ۱/۶۳ برابر، میوه ۱/۶۱ برابر، روغن و چربی‌ها ۱/۵۵ برابر و سبزی ۱/۶ برابر می‌شود. همچنین ارزش اقتصادی گروه‌های مواد غذایی منتخب تحت شرایط امنیت غذایی نسبت به شرایط وجود ناامنی غذایی بالا، برای گروه نان، غلات و بیسکویت ۳/۱۸ برابر، گوشت ۳/۲۹ برابر، لبنیات ۳/۲۲ برابر، میوه ۳/۱۶ برابر، روغن و چربی‌ها ۲/۹۴ برابر و سبزی ۳/۱۱ برابر می‌گردد. به عبارت دیگر هر چقدر سطح ناامنی غذایی در کشور در سطح خانوار کاهش یابد و به سمت بهبود امنیت غذایی حرکت گردد، ارزش اقتصادی غذا برای خانوار شهری نیز افزایش می‌یابد. بر اساس یافته‌های تحقیق می‌توان نتیجه گرفت که گروه‌های پردرآمد و ثروتمند که عمدتاً از سطح امنیت غذایی خوبی برخوردار هستند، بیشترین منفعت را از گروه‌های غذایی برده (تقریباً بیش از ۳ برابر) و خانوارهای فقیر که عمدتاً دارای ناامنی غذایی بالایی می‌باشند از منفعت غذایی کمتری برخوردار بوده و عمدتاً یک سوم منفعت غذایی خانوارهای ثروتمند، کسب منفعت می‌نمایند. در نهایت، کل منفعت کسب شده برای یک خانوار با سطح ناامنی غذایی بالا برای گروه مواد

منابع

- 1- Akbari, M., Pishbahar, E., & Dashti, Gh. (2020). Identifying the factors affecting food insecurity in Iranian rural households: Application of generalized ordered logit model. *Applied Economics Studies, Iran (AESI)* 9(35): 91-125. (In Persian). <https://doi.org/10.22084/aes.2020.21656.3058>.
- 2- Arzrum Chiller, N. (2005). Various dimensions of poverty in Iran. *Trend of Economic Research* 27: 12-26. (In Persian)
- 3- Broussard, N. 2019. What explains gender differences in food insecurity? *Food Policy* 83: 180-194. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2019.01.003>.
- 4- Barrett, C.B. (2010). *Measuring food insecurity*. 825-828.
- 5- Biniaz, A., & Mohamadi, H. (2018). The effect of agriculture trade openness on food security in Iran (ARDL Approach). *Journal of Agricultural Economics Research* 10(38): 81-104. (In Persian). <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1397.10.38.6.8>.
- 6- Chavas, J.P. (2017). On food security and the economic valuation of food. *Food Policy* 69: 58-67. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2017.03.008>.

غذایی برابر با ۲۴۱۹۲/۰ هزار ریال می‌باشد، در حالی که برای یک خانوار برخوردار از امنیت غذایی این مبلغ برابر با ۷۷۰۴۶/۸ هزار ریال، یعنی بیش از ۳۱۸ درصد منفعت غذایی حاصل می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌گردد به دلیل حساسیت بالای مواد غذایی به تغییرات قیمت و درآمد، در اجرای هرگونه سیاست که بر قیمت‌ها و درآمد خانوار اثرگذار است، سیاست‌های تکمیلی جبران قدرت خرید خانوار برای خرید مواد غذایی مد نظر دولت قرار گیرد. به‌عنوان مثال، نظارت بر بازاریابی و بهبود بازاریابی محصولات کشاورزی در کنار سیاست تنظیم بازار، می‌تواند مانع افزایش غیراصولی قیمت مواد غذایی شده و دسترسی فیزیکی مردم را به مواد غذایی تسهیل نماید که این امر می‌تواند به‌عنوان یک سیاست و راهبرد مناسب مدنظر سیاست‌گذاران قرار گیرد. همچنین با توجه به نتایج سناریوهای مختلف ناامنی غذایی، ملاحظه گردید که درآمد خانوار عامل اصلی در تأمین امنیت غذایی خانوار و کسب منفعت غذایی بالا است و بیشترین تأثیر را بر آن دارد. لذا پیشنهاد می‌شود اهداف سیاست‌ها در زمینه حمایت از اقشار کم درآمد، بیشتر در راستای بسترسازی برای بهبود سطح درآمد این خانوارها طراحی گردد. همچنین نظر به آسیب‌پذیر بودن دهک‌های پایین درآمد و کسب منفعت غذایی بیشتر از مصرف غذا، توصیه می‌گردد سازمان‌های حمایت‌کننده اعم از دولتی و غیردولتی، با توجه به نیازهای تغذیه‌ای اقشار کم درآمد، یک سبد غذای مناسب طراحی نموده و حمایت‌های خود را در جهت تأمین مواد غذایی موجود در این سبد مانند اعطای سبد غذایی معیشتی به مردم، ارائه این کالاها از طریق برنامه تنظیم بازار از طریق فروشگاه‌های زنجیره‌ای (که قابلیت کنترل بر نحوه فعالیت آن‌ها وجود داشته باشد) و کمک‌های جنسی به مردم هدفمند سازند.

- 7- Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2020). Available at <https://www.cbi.ir>. (In Persian)
- 8- Deaton, A.S., & Muellbar, J. (1980). Economics and consumer behavior American. *Journal of Agricultural* 32: 246-260.
- 9- Deaton, A. (1992). *Understanding consumption*. Clarendon press, Oxford.
- 10- Eesapareh, K. (2016). Evaluation of household food insecurity in the rural areas of Dezful city. M.Sc. Thesis. Khuzestan Ramin Agriculture and Natural Resources University.
- 11- Gao, G. (2012). World food demand. *American Journal of Agricultural Economics* 94: 25-51. <https://doi.org/10.1093/ajae/aar133>.
- 12- Giwa, F., & Choga, I. (2020). The impact of food price changes and food insecurity on economic welfare: A case of selected Southern African countries. *Journal of Reviews on Global Economics* 9: 77-93. <https://doi.org/10.6000/1929-7092.2020.09.08>.
- 13- Hosoe, N. (2016). The double dividend of agricultural trade liberalization: Consistency between national food security and gains from trade. *Journal of Asian Economics* 43: 27-36. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.02.001>.
- 14- Hosseinzad, J., Sohrabi Athar, F., Dashti, Gh., & Ghahremanzadeh, M. (2014). Analyzing food demand in Iran: Application of demand system models. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research* 45(3): 545-554. (In Persian). <https://doi.org/10.22059/ijaedr.2014.53171>.
- 15- Islamic Republic of Iran Customs. (2020). Yearbook of import and export. Available at www.irica.gov.ir. (In Persian)
- 16- Ministry of Agri-Jihad of Iran. (2018). Statistical Yearbook of Agriculture. (In Persian)
- 17- Jafari Sani, M., & Bakhshoudeh, M. (2008). Investigating poverty and food insecurity distribution over space in rural and urban areas of Iran. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research* 1(61): 103-123.
- 18- Kouhi, K. (2021). Study of the role of demographic variables in food insecurity on Tabriz households. *Journal of Economics and Developmental Sociology*, 10 (1): 215-240. (In Persian). <https://doi.org/10.22034/jeds.2021.42749.1474>.
- 19- Khalili Malakshah, S., Ghahremanzadeh, M., & Pishbahar, E. (2020). Effect of household characteristics on food demand of Iranian rural and urban households. *Journal of Agricultural Economics Research* 12(48): 23-55. (In Persian). <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1399.12.48.2.8>.
- 20- Kalhori, S., Ansari, V., Taheri Reykandeh, E., & Mohammadian, F. (2016). Relative assessment of Iran's food security situation in the Mena region. *Iranian Journal of Agricultural Economics* 10(4): 157-176. (In Persian). <https://doi.org/10.22034/iaes.2017.22862>.
- 21- Luenberger, D.G. (1996). Welfare from a benefit viewpoint. *Economics Theory* 7: 445-462.
- 22- Li, N., Dachner, N., & Tarasuk, V. (2016). The impact of changes in social policies on household food insecurity in British Columbia, 2005-2012. *Preventive Medicine* 93: 151-158. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.10.002>.
- 23- Layani, G., & Esmaeili, A. (2015). Evaluation of urban households' vulnerability to rising prices of foods imports in Iran. *Agricultural Economics Research* 7(3): 109-127. (In Persian). <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1394.7.27.7.6>.
- 24- Mehrabi, H., & Owhadi, A. (2014). Investigation of effective factors on food security in Iran. *Agricultural Economics* 8: 111-121. (In Persian)
- 25- Mohammadpour Koldeh, M., Fouladvand, M.A., & Avakh Keysami, M. (2011). Food insecurity as a risk factor for obesity in low-income Boushehrian wome. *Iranian South Medical* 13(4): 263-272. (In Persian)
- 26- Nikseresht, A. (2018). Survey on food security of female headed households. M.Sc. Thesis. Faculty of Humanities. Department of Economics. University of Zanjan. (In Persian)
- 27- Neter, J.E, Dijkstra, S.C. Visser, M., & Brouwer, I.A. (2014). Food insecurity among Dutch food bank recipients: a cross-sectional study: *BMJ Open* 4(5): e004657. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2013-004657>.
- 28- Rahbar, F., & Mobini Dehkordi, A. (2005). New approach to food security strategy: A food stable supply prospect. *Journal of Sustainable Growth and Development* 4(14): 1-18. (In Persian)
- 29- Regmi, A., & Meade, B. (2013). Demand side drivers of global food security. *Global Food Security* 2(3): 166-171. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2013.08.001>.
- 30- Rezaei, H. (2020). To study the prevalence of food insecurity and its relationship with social support among retired elderly employees of Mashhad Social Security Organization. M.Sc. Thesis. University of Rehabilitation Sciences and Social Welfare. (In Persian)
- 31- Seale, J., Regmi, A., & Bernstein, J. (2003). *International evidence on food consumption patterns*. USDA, ERS, Technical Bulletin Number 1904, Washington, D.C.
- 32- Sen, A. (1981). *Poverty and famines: An essay on entitlement and deprivation*. Clarendon press, Oxford.
- 33- Sisha, A.T. (2020). Household level food insecurity assessment: Evidence from panel data, Ethiopia. *Scientific Africane* 00262. <https://doi.org/10.1016/j.sciaf.2019.e00262>.

- 34- Statistical Centre of Iran. (2020). The cost and income of households, Available at: <https://www.amar.org.ir>. (In Persian)
- 35- Varahrami, V., Hoshmand, Z., & Yousefi Haji Abad, R. (2016). Estimating the food price and income elasticities in Tehran urban households. *Journal of Economic Modelling* 4(32): 103-122. (In Persian)
- 36- Webb, P., Coates, J., Frongillo, E.A., Rogers, B.L., Swindale, A., & Bilinsky, P. (2006). Measuring household food insecurity: Why it's so important and yet so difficult to do. *Journal of Nutrition* 136(5): 1404-1408. <https://doi.org/10.1093/jn/136.5.1404S>.
- 37- Ziaei, S.M., Shirani, F., Eshraghi, F., & Keramatzade, A. (2013). Application of nonfood coping strategies in assessing in food security in rural areas of Gorgan. *Journal of Agricultural Economics Research* 3(97): 83-97. (In Persian)
- 38- Zakari, S., Ying, L., & Song, B. (2014). Factors influencing household food security in West Africa: The case of Southern Niger. *Sustainability* 6(3): 1191-1202. <https://doi.org/10.3390/su6031191>.



Evaluating Native Communities Preferences for Conservation of Forest Ecosystem (Case Study: Shiyadeh and Diva Forests)

H. Hajizadeh¹, A. Fallah^{2*}, S. Hosseini³

Received: 02-10-2021

Revised: 30-10-2021

Accepted: 27-11-2021

Available Online: 06-10-2022

How to cite this article:

Hajizadeh, H., Fallah, A., & Hosseini, S. (2022). Evaluating Native Communities Preferences for Conservation of Forest Ecosystem (Case Study: Shiyadeh and Diva Forests). *Journal of Agricultural Economics & Development* 36(3): 227-247. (In Persian with English abstract)

DOI: [10.22067/JEAD.2021.72269.1078](https://doi.org/10.22067/JEAD.2021.72269.1078)

Introduction

The forest ecosystem is one of the most important natural resources of any country, which provides various functions and services for human beings. Therefore, recognizing the functions and services related to the forest and determining the most appropriate valuation method for them is of particular importance. Also, the continuation of using the functions and services of forests requires programs to protect and improve their environmental status. This issue itself requires the participation of stakeholders and finding out about their preferences for forest ecosystem protection and valuing them. But estimating the real value of some functions, ecosystem services and developing appropriate mechanisms to obtain their economic value requires economic valuation methods using non-market methods. Although there are different interpretations of the economic valuation methods of functions and services forest ecosystems but among the various valuation methods, economists have more emphasis on the value of money that is estimated through stated preferences. One of these methods to estimate the stated preferences is the Choice Experiment.

Materials and Methods

The purpose of this study is to evaluate the preferences and willingness to pay (WTP) of native communities for the conservation of Shiadeh and Diva forest ecosystems of Babol city located in Mazandaran province using the evaluation Choice Experiment (CE) method. The Choice Experiment is a subset of the choice modeling method and the stated preference method family. Choice modeling is based on Lancaster's value theory and random utility theory. Also, Shiadeh and Diva forests are one of the green areas with all kinds of forest covers, plants and valuable trees and as one of the useful and valuable resources for the residents of the region. These forests play an important role in the lives of the forest dwellers, herdsmen and villagers on its outskirts. Also, Shiadeh and Diva forests because of the presence of natural forest ecosystem, beautiful landscapes, unique vegetation and diverse animal species, as well as special human and cultural effects, are always one of the centers of interest. This forest ecosystem is very valuable and can provide services for the residents of this area. Therefore, in this study, the statistical population of the study includes 150 native households in the villages of Shiadeh and Diva forests. In the study, research data were completed and collected by field sampling in the summer of 2020 by native communities of the region. Socio-economic variables include eight variables: age, marriage, gender, job, household size, education, income and household expenditure. The effect of these variables on the WTP of communities was surveyed. In this study, the WTP of individuals for the forest ecosystems conservation was estimated by the CE method and conditional logit model. To validate the conditional logit model, the independence of irrelevant alternatives (IIA) was performed using Hassman-McFadden statistic. Also, a multinomial logit model was used to investigate the effect of socio-economic variables on the WTP.

1, 2 and 3- M.Sc. Student, Professor and Ph.D Department of Forestry, Natural Resources Faculty, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University, respectively.

(*- Corresponding Author Email: fallaha2007@yahoo.com)

Results and Discussion

In this study, the reliability of the questionnaire was calculated using Cronbach's alpha test and was obtained as $\alpha=0.87$, which indicates its reliability. WTP of each household for the conservation of Shiadeh and Diva forest ecosystem services, including regulatory, habitat and information services, from the status quo to the improvement situation was equal to 1020.68, 630.25 and 1026.49 thousand Rials per month, respectively. The study results showed that WTP native communities for the forest ecosystem conservation to provide regulatory services and its improvement is the first priority, and habitat and information services took the next positions.

Conclusion

The aim of this study was to evaluate the preferences and willingness to pay (WTP) of native communities for the conservation of Shiadeh and Diva forest ecosystem using the evaluation Choice Experiment (CE) method. In general, it can be concluded that regulatory services was the most important forest ecosystem services in terms of native communities in the region. Also, the final WTP of native communities' estimated at 33329.04 Rials per year (2777.42 Rials per household per month). Therefore, considering the great importance of the regulatory services of Shiadeh and Diwa forest ecosystem, such as water protection, soil protection, carbon sequestration and climate regulation, etc., it is suggested that relevant institutions such as the country natural resources and watershed management organization, the general department of natural resources of the province Mazandaran, regional water organization and agricultural Jihad organization allocate the necessary investments for the protection of Shiadeh and Diwa forests, and implementation of projects such as forest management projects, water protection, soil protection, species protection flora and fauna of the region projects, etc.

Keywords: Choice experiment, Ecosystem functions, Rural communities, Shiadeh and Diva, Willingness to pay

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۲۲۷-۲۴۷

ارزیابی ترجیحات جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگلی (مطالعه موردی: جنگل‌های شیاده و دیوا)

حمید حاجی زاده^۱ - اصغر فلاح^{۲*} - ساره حسینی^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۰۶

چکیده

اکوسیستم جنگل از مهم‌ترین ثروت‌های طبیعی هر کشور به شمار می‌آید که کارکردها و خدمات مختلفی را برای بشر فراهم می‌کند. لذا شناخت کارکردها و خدمات اکوسیستم جنگل، تعیین ارزش اقتصادی آنها و بررسی ترجیحات جوامع جهت حفاظت از آنها باید هدف اساسی فعالیت‌های انسان قرار گیرد. از این‌رو هدف پژوهش حاضر ارزیابی ترجیحات و تمایل به پرداخت جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا از توابع شهرستان بابل واقع در استان مازندران با استفاده از روش ارزشگذاری آزمون انتخاب است. جامعه آماری این پژوهش شامل ۱۵۰ خانوار بومی روستاهای حاشیه جنگل‌های شیاده و دیوا می‌باشد. در این مطالعه داده‌های پژوهش به‌صورت پیمایش میدانی و از طریق نمونه‌گیری تصادفی در تابستان ۱۳۹۹ توسط جوامع بومی منطقه تکمیل و جمع‌آوری گردید. متغیرهای اجتماعی - اقتصادی در این تحقیق شامل هشت متغیر سن، تأهل، جنسیت، شغل، بُعد خانوار، تحصیلات، درآمد و مخارج خانوار بوده است که اثر این متغیرها بر میزان تمایل به پرداخت جوامع مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه، تمایل به پرداخت افراد برای حفاظت اکوسیستم جنگلی منطقه با روش آزمون انتخاب و مدل رگرسیونی لاجیت شرطی برآورد گردید. برای راستی‌آزمایی مدل لاجیت شرطی، آزمون استقلال بین گزینه‌های نامرتب (IIA) به کمک آماره هاسمن - مک‌فادن انجام شد. همچنین جهت بررسی تأثیر متغیرهای اجتماعی - اقتصادی بر روی میزان تمایل به پرداخت از مدل لاجیت چندجمله‌ای استفاده گردید. در این پژوهش پایایی پرسشنامه با استفاده از آزمون آلفای کرونباخ (۰/۸۷) محاسبه شد. تمایل به پرداخت هر خانوار برای حفظ اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا جهت ارائه خدمات تنظیمی، زیستگاهی و اطلاعاتی از وضعیت فعلی به وضعیت بهبود به‌ترتیب برابر با ۱۱۲۰/۸۶، ۶۳۰/۲۵ و ۱۰۲۶/۴۹ ریال در ماه به‌دست آمد. نتایج این مطالعه نشان داد تمایل به پرداخت جوامع بومی جهت حفاظت اکوسیستم جنگل برای ارائه خدمات تنظیمی و بهبود آن در اولین اولویت قرار دارد و خدمات زیستگاهی و اطلاعاتی جایگاه‌های بعدی را به‌خود اختصاص دادند. لذا خدمات تنظیمی مهم‌ترین خدمات اکوسیستمی جنگل از نظر جوامع بومی منطقه شناخته شده است. همچنین، میزان تمایل به پرداخت نهایی جوامع بومی به‌ازای هر خانوار ۳۳۳۲۹/۰۴ ریال در سال (۲۷۷۷/۴۲ ریال برای هر خانوار در ماه) محاسبه شد.

واژه‌های کلیدی: آزمون انتخاب، تمایل به پرداخت، جوامع روستایی، شیاده و دیوا، کارکردهای اکوسیستمی

مقدمه

کند و حفظ و نگهداری آن باید هدف اساسی فعالیت‌های انسان قرار گیرد (De Groot et al., 2002). این کارکردها و خدمات رایگان نیستند و ارزش و بهای اقتصادی نهفته‌ای دارند (Esmaili and Paroon, 2010)، اما ما امروزه شاهد این مسئله هستیم که خدمات اکوسیستم‌های طبیعی به‌طور کامل در چهارچوب نظام اقتصادی مورد توجه قرار نمی‌گیرند و در مقایسه با دیگر خدمات اقتصادی و سرمایه‌های شناخته شده به اندازه‌ی کافی کمی نمی‌شوند. از سوی دیگر ارزش بسیاری از خدمات اکوسیستمی جنگل به دلیل

اکوسیستم جنگل از مهم‌ترین ثروت‌های طبیعی هر کشور به شمار می‌آید که کارکردها و خدمات مختلفی را برای بشر فراهم می‌کند.

۱، ۲ و ۳ - به‌ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد، استاد و دکتری جنگلداری، گروه جنگلداری، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
(*) - نویسنده مسئول
(Email: fallaha2007@yahoo.com)

و با استفاده از الگوی احتمالی انتخاب بین گزینه‌های مختلف خدمات (ویژگی‌ها) ارزشگذاری می‌شود. اگر یکی از این ویژگی‌ها قیمت یا هزینه باشد، تمایل به پرداخت برای تغییر در سطوح ویژگی‌ها برآورد می‌گردد (Arcidiacono et al., 2016).

بدیهی است در شرایط کشور ایران که جزو کشورهای با پوشش جنگلی پایین بوده و در بین ۵۶ کشور دارای جنگل رتبه ۴۵ را دارد (Muharramnejad and Mafi, 2006)، تداوم استفاده‌ها از جنگل‌ها مستلزم برنامه‌های حفاظت و بهبود وضعیت محیط‌زیستی آنهاست که خود نیازمند مشارکت دادن ذینفعان و آگاهی یافتن از ترجیحات آنها برای حفاظت اکوسیستم جنگلی بخصوص جنگل‌های معتدله شمال کشور و ارزشگذاری آنها است (Marvi Mohajer, 2016). با توجه به ویژگی‌های کمی و کیفی جنگل‌های شمال کشور بهره‌گیری از روشی جهت ارزشگذاری جنگل‌های شمال کشور بخصوص جنگل‌های استان مازندران در شمال کشور مهم است. زیرا استان مازندران دارای بیش از یک میلیون هکتار عرصه جنگلی می‌باشد که معادل ۵۳ درصد کل جنگل‌های شمال کشور می‌باشد. جنگل‌های تحت مدیریت حوزه اداره کل منابع طبیعی استان مازندران (ساری) نیز بخشی از جنگل‌های شمال کشور است که ۳۸ درصد استان‌های شمالی کشور را تحت پوشش قرار می‌دهد. در این میان نواحی جنگلی شهرستان بابل خصوصاً بخش بندپی غربی که در جنوب این شهرستان قرار دارد یکی از مناطق سرسبز دارای انواع پوشش‌های جنگلی، گیاهی و دارای درختان ارزشمند و بعنوان یکی از منابع مفید و ارزشمند برای ساکنان این منطقه می‌باشد که نقش مهمی در زندگی جنگل‌نشینان، دامداران و روستاییان حاشیه آن دارد. این بخش دارای حدود ۲۵ هزار هکتار جنگل و مرتع است که جنگل‌های آن بیشتر در حاشیه و بالادست روستاهای شیاده و دیوا قرار دارد. جنگل‌های شیاده و دیوا از دیر باز به دلیل وجود اکوسیستم جنگلی طبیعی، جاذبه‌ها، چشم‌اندازها، پوشش گیاهی منحصر به فرد و گونه‌های جانوری متنوع و نیز جلوه‌های انسانی و فرهنگی خاص همواره یکی از کانون‌های مورد توجه طبیعت‌دوستان محسوب می‌شود. با توجه به اینکه وجود این اکوسیستم جنگلی بسیار ارزشمند است و می‌تواند خدماتی را برای ساکنان این منطقه داشته باشد بنظر می‌رسد برخی اقدامات و پروژه‌ها از جمله احداث سازه‌های مصنوعی مثل سد شیاده در ابتدای ورودی جنگل‌های شیاده از پایین‌دست با وجود اثرات مطلوبی در زمینه کشاورزی، جذب گردشگری و حتی درآمدزایی ساکنان اطراف حاشیه جنگل سبب آثار و پیامدهای نامطلوبی از جمله تخریب و از بین رفتن سطح اراضی جنگلی منطقه شده است. همچنین در روستاهای شیاده و دیوا بدلیل نبود طرح‌های مدون و متمرکز جنگلداری، افراد فرصت-طلب و سودجو به دنبال قاچاق چوب‌آلات جنگلی بوده و از سوی دیگر افرادی بصورت غیرمجاز و بدون پروانه چرا تعداد زیادی از دام‌های خود را به داخل عرصه‌های جنگلی روانه نموده و سبب

اینکه قیمت بازاری ندارند و قابل داد و ستد در بازار نیستند، کم برآورد شده و اغلب در تصمیم‌های مربوط به توسعه و سیاست‌های کاربردی اراضی لحاظ نمی‌شود و این اکوسیستم‌ها در رقابت با کاربری‌های رقیب از بین می‌روند یا تبدیل می‌شوند. با از بین رفتن اکوسیستم جنگل به واسطه فشارهای انسانی، بی‌توجهی به کارکردها، خدمات اکوسیستمی و ارزش‌های زیست‌محیطی آنها، بهره‌برداری غیراصولی و غیرمجاز (قاچاق)، انقراض گونه‌های جنگلی و ساماندهی نکردن مراکز جمعیتی حاشیه آنها و تغییرات طبیعی مانند تغییر اقلیم از ظرفیت اکوسیستم جنگلی در تولید خدمات می‌کاهد که خود پیامدهای اقتصادی و اجتماعی برای انسان در پی خواهد داشت (Mashayekhi et al., 2017). به همین دلیل امروزه ارزشگذاری کالاها و خدمات ناملموس حاصل از جنگل‌ها از اهمیت فزاینده‌ای برخوردار شده و ابعاد محلی، ملی و بین‌المللی آن در بحث‌های مربوط به تخریب منابع طبیعی و جنگل‌زدایی جایگاه ویژه‌ای یافته است (Mobarghai, 2008). لذا شناخت صحیح کارکردها و خدمات مربوط به جنگل و تعیین مناسب‌ترین روش ارزشگذاری برای آنها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (Niazi and Malikonia, 2013). اما تخمین ارزش واقعی برخی از کارکردها و خدمات اکوسیستمی نیاز به روش‌های ارزشگذاری اقتصادی با استفاده از شیوه‌های غیربازاری دارد (Mobarghai, 2008). اگرچه تفسیرهای مختلفی از روش‌های ارزشگذاری اقتصادی اکوسیستم‌های جنگلی وجود دارد اما در بین روش‌ها و ترجیحات متنوع ارزشگذاری، اقتصاددانان بیشتر بر ارزش پولی که از طریق ترجیحات بیان شده برآورد می‌شود تأکید دارند. یکی از این روش‌ها جهت برآورد ترجیحات بیان شده آزمون انتخاب است (Sharzehi and Jalili Kamjoo, 2013). آزمون انتخاب^۱ زیرمجموعه‌ای از شیوه‌ی مدل‌سازی انتخاب و از خانواده‌ی رویکرد ترجیحات بیان‌شده^۲ است. مدل‌سازی انتخاب یکی از مشتقات تحلیل توأم است (Carson et al., 1994) که بر اساس تئوری ارزش لانکستر^۳ (Lancaster, 1996) و تئوری مطلوبیت تصادفی^۴ شکل گرفته است (Manski, 1977). تئوری لانکستر (Lancaster, 1996) بیان می‌دارد مطلوبیت کسب‌شده از یک کالا یا خدمت از مجموع مطلوبیت ویژگی‌های کمی و کیفی مختلف توصیف‌کننده‌ی کالا یا خدمت ناشی می‌شود به‌طوری که هر ویژگی می‌تواند دارای چند سطح کیفی و کمی متفاوت باشد. ساختار نظری آزمون انتخاب از تحلیل انتخاب گسسته چندجمله‌ای^۵ ناشی می‌شود که در آن سطوح خدمات اکوسیستمی را بر اساس ویژگی‌های مختلف

- 1- Choice Experiment
- 2- Stated Preference
- 3- Lancaster Value Theory
- 4- Random Utility Theory
- 5- Multinomial Discrete Choice

نشان داد مردم محلی تمایل به پرداخت برای برنامه‌های تجدیدی حمایت دارند که بهبود سلامت پوشش گیاهی موجود را در کمتر از ده سال ایجاد کند.

نودن و همکاران (Noden et al., 2017)، در مطالعه‌ای اختلاف در ترجیحات ذینفعان را با استفاده از روش آزمون انتخاب در جنگل سوئد مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که شهروندان سوئدی تقاضای حفاظت از تنوع زیستی منطقه جنگلی را دارند اما در مقابل مقامات جنگلی ترجیحات مدیریتی که تولید را ترویج می‌دهد به حفاظت از تنوع زیستی منجر می‌شود را ترجیح می‌دهند. تای و همکاران (Taye et al., 2018)، نگرش محیطی برای توضیح تغییرات تمایل به پرداخت برای خدمات اکوسیستم جنگلی را با استفاده از آزمون انتخاب بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنها نشان داد در هر دو مدل لاجیت پارامتر تصادفی و لاجیت ساده، نگرش محیط زیستی بر برآورد ترجیحات و تمایل به پرداخت افراد تأثیرگذار بود. جانگ و همکاران (Jaung et al., 2018)، پرداخت برای خدمات آبخیزداری اکوسیستم جنگل در روستاهای ده بخش وستلمبوک اندونزی را با استفاده از روش آزمون انتخاب مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد تمایل به پرداخت ماهانه شهروندان وستلمبوک برای خدمات تنظیمی اکوسیستم جنگل از قبیل کیفیت آب (۳۵۹۷ روپیه) و کاهش سیلاب (۳۰۱۴ روپیه) بیشتر از سایر خدمات بود. همچنین بنجامین و همکاران (Benjamin et al., 2019)، ترجیحات ذینفعان جهت پرداخت برای خدمات اکوسیستم در مقابل سایر رویکردهای مدیریت محیط زیستی برای جنگل‌های حرا را بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان داد ترجیحات ذینفعان برای مجموعه‌ای از گزینه‌های توسعه پایدار و حفاظت از جنگل‌ها شامل اکوتوریسم، فروش محصولات جنگلی غیر چوبی، تولید ذغال سنگ و احیای جنگل از طریق مسئولیت اجتماعی شرکت بوده است. بام‌ویسجی و همکاران (Bamwesigye et al., 2020)، تمایل به پرداخت افراد برای موجودیت و پایداری جنگل در ۲۰۳ شهر و روستا اوگاندا با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنها نشان داد مقادیر تمایل به پرداخت پاسخگویان بین ۱ تا ۲۰۰ دلار بود. همچنین نتایج نشان داد ۸۱/۹ درصد از نمونه‌های مورد بررسی، حاضر به پرداخت هزینه و ارزش پایداری جنگل بودند و میانگین تمایل به پرداخت در منطقه مورد بررسی ۱۵ دلار در سال بود. فاکسیولی و همکاران (Facciolia et al., 2021)، در مطالعه خود نگرش‌های محیطی زیستی و باورهای هویت مکانی را به عنوان عوامل تعیین کننده ترجیحات برای خدمات اکوسیستم با استفاده از آزمون انتخاب در اراضی زغال سنگ در اسکاتلند بررسی نمودند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های انتخاب ترکیبی آنها نشان داد که افراد با نگرش مثبت محیط زیستی تمایل بیشتری به ترمیم اراضی زغال سنگ در اسکاتلند با استفاده از خدمات

تخریب جنگل‌های منطقه شده‌اند (Anonymous, 2020). لذا می‌تواند که کلیه جوامع محلی و جنگل‌نشینان روستاهای شیاده و دیوا باید نسبت به حفظ و بهبود وضعیت این جنگل‌ها تلاش مضاعف داشته باشند و همچنین مسئولین متولی (سازمان جنگل‌ها و مراتع کشور، محیط زیست و...) باید در انجام امورات محوله قانونی خود نهایت تلاش را انجام دهند تا اصل توسعه پایدار جهت حفاظت از این منابع خدادادی برای نسل‌های فعلی و آینده به نحو درستی انجام گیرد (Haghjou et al., 2019).

بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که موضوعات اندکی در ارتباط با ارزیابی ترجیحات جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگلی انجام شده است که در اینجا به ذکر برخی از آنها که به موضوع مورد مطالعه نزدیک است اشاره می‌شود. مشابهی و همکاران (Mashayekhi et al., 2018)، در مطالعه‌ای با عنوان مقایسه روش‌های ترجیحات بیان شده در ارزشگذاری اقتصادی خدمات اکوسیستمی جنگل‌های حرا قشم از دو روش کلی ارزشگذاری مشروط و آزمون انتخاب استفاده نمودند. در این مطالعه جهت دستیابی به میزان تمایل به پذیرش مردم محلی ساکن در روستاهای مجاور این جنگل‌ها برای تغییر در وضعیت کیفی جنگل‌ها از داده‌های جمع‌آوری شده از طریق پرسشنامه استفاده نمودند. نتایج مدل لاجیت شرطی نشان داد بیش از نیمی از پاسخ‌دهندگان برای پذیرش ریسک محیط زیستی ناشی از حفاظت تمایل به دریافت غرامت دارند و از دیدگاه آنها خدمات گردشگری در جنگل‌های حرا بیشترین ارزش نهایی را نسبت به سایر خدمات دارد. حق‌جو و همکاران (Haghjou et al., 2019)، ارزش کل اقتصادی جنگل‌های ارسباران را با استفاده از روش آزمون انتخاب برآورد نمودند. داده‌های مورد نیاز پژوهش آنها از طریق پژوهش‌های میدانی و تکمیل ۳۳۴ پرسشنامه از بازدیدکنندگان و شهروندان ۱۰ شهر از سه استان آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی و اردبیل با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای جمع‌آوری شد. نتایج پژوهش آنها نشان داد ارزش کل جنگل‌های ارسباران حدود ۴۹۵۶ میلیارد ریال است که کارکردهای اطلاعاتی و زیستگاهی با ۴۳ درصد بیشترین و کارکردهای تولیدی با ۰/۲ درصد کمترین جز از ارزش‌های جنگل‌های ارسباران را به خود اختصاص می‌دهند. همچنین ارزش غیراستفاده‌ای با ۳۴ درصد و کارکردهای تنظیمی با ۲۱ درصد رتبه‌های بعدی را در ارزش کل جنگل‌ها دارند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنی‌دار متغیرهای تحصیلات، درآمد، شاخص دیدگاه افراد نسبت به جنگل‌ها و تعداد بازدید سالانه افراد با تمایل به پرداخت آنها می‌باشد. رزندی (Rezende, 2015)، ارزش اقتصادی تجدید جنگل‌های مانگرو از بین رفته در ریودو ژانیروی برزیل را با استفاده از روش آزمون انتخاب برآورد نمودند. در این مطالعه، ترجیحات مردم محلی نسبت به تجدید این جنگل‌ها با ارائه سناریوهای مختلف بررسی شد. نتایج این مطالعه

اکوسیستمی طبیعی داشتند.

با توجه به پیشینه اشاره شده در این زمینه مطالعات اندکی آن هم در خارج از کشور به مسئله ارزیابی ترجیحات جوامع برای حفاظت اکوسیستم جنگلی صورت پذیرفت و در مطالعات داخلی در خصوص ارزشگذاری کارکردها و خدمات اکوسیستمی جنگلی شمال کشور با روش آزمون انتخاب مطالعه‌ای انجام نشده است و این مطالعه، جزء مطالعات جدید در جهت ارزشگذاری کارکردها و خدمات اکوسیستمی جنگلی شمال کشور با روش آزمون انتخاب است. همچنین در مطالعات داخل نیز به جنگل‌های شیباده و دیوا کمتر توجه شده و کارکردها و خدمات اکوسیستمی آن کمتر به جوامع اطراف شناسانده شده است. از سوی دیگر در مطالعات داخل کمتر به بررسی تمایل به پرداخت جوامع بومی جهت حفاظت از اکوسیستم جنگلی از دیدگاه جوامع بومی پرداخته شد و بیشتر از دیدگاه جوامع غیر بومی و گردشگران مورد بررسی قرار گرفت. از اینرو این مطالعه در نظر دارد جهت توجه به حفاظت از اراضی جنگلی شیباده و دیوا و بالا رفتن اطلاعات و دانش جوامع بومی در خصوص اهمیت جنگل‌های منطقه، با استفاده از روش آزمون انتخاب ترجیحات جوامع بومی برای حفاظت از اکوسیستم جنگلی منطقه در قالب میزان تمایل به پرداخت برای حفاظت هر یک از کارکردها تعیین و عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر حفاظت از اکوسیستم جنگلی از تغییر در وضعیت موجود این جنگل‌ها شناسایی نماید.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

برای انجام پژوهش حاضر جنگل‌های شیباده و دیوا واقع در بخش



ب: استان مازندران
B: Mazandaran Province



الف: اکوسیستم جنگلی شیباده و دیوا
A: Shiadeh and Diva forest ecosystems

شکل ۱- منطقه مورد مطالعه

Figure 1- Study area

بندی غربی در فاصله حدود ۳۰ کیلومتری جنوب شهرستان بابل در استان مازندران انتخاب گردیده است. این جنگل‌ها از پائین دست همجوار روستاهای شیباده و دیوا شروع شده و تا ارتفاعات بالا ادامه می‌یابند و به مراتع غیرمشجر بسیار با ارزش فیلبد منتهی می‌شوند. جنگل‌های دیوا و شیباده از جنگل‌های منحصر به فرد و در حوزه آبخیز ۵۳ شمال کشور می‌باشد که سطحی معادل ۱۶ هزار هکتار را شامل شده و در مختصات جغرافیایی بین $31^{\circ}59'63''$ تا $31^{\circ}59'63''$ طول شرقی و $47^{\circ}10'40''$ تا $29^{\circ}27'40''$ عرض شمالی واقع شده است (شکل ۱). حداقل ارتفاع آن از سطح دریای آزاد ۲۰۰ متر و حداکثر ارتفاع آن ۱۷۰۰ متر می‌باشد (Anonymous, 2013). این جنگل‌ها یکی از مناطق سرسبز دارای انواع پوشش‌های جنگلی، گیاهی و دارای درختان ارزشمند مثل سرخدار، ملج، توسکا، راش، افراپلت، شیردار، نمدار، گیلان وحشی، بارانک و غیره است. همچنین بدلیل عدم احداث جاده حتی جاده‌های جنگلی فرعی و نداشتن طرح‌های مدون جنگلداری بصورت بکر و دست نخورده باقیمانده است. وجود سد شیباده با امکانات زیاد آن و سقاخانه‌های چوبی موجود در آن و تکیه قدیمی ۱۵۰ ساله دیوا و آبشار و مناظرهای زیبا در روستای دیوا مثل خرساکایی، وصه وشا، کل مینایی، ذرلته، مسیر رودخانه تبرو، کلارود، کهلوی، چارخونی‌بند واقع در آن باعث شده است که گردشگران داخلی از اقصی نقاط کشور به آنجا سفر نمایند. در ضمن از لحاظ جمعیتی، منطقه مورد مطالعه جمعاً دارای ۹۹۶ خانوار و ۲۹۲۲ نفر می‌باشد که زندگی اکثر آنها با کشاورزی، دامداری، زنبورداری و غیره سپری می‌شود (Anonymous, 2013).

در این مطالعه برای ارزیابی ترجیحات جوامع بومی جهت حفاظت

روش انجام پژوهش

تلاش شود تا گزینه تا حد ممکن قابل فهم برای عامه مردم باشند (Hanley et al., 2001). در روش آزمون انتخاب بر اساس ویژگی‌ها و خدمات مهم یک اکوسیستم با توجه به اینکه منطقه مورد مطالعه دارای خدمات مورد نظر باشد، ویژگی‌ها و سطوح به‌نحوی انتخاب می‌شوند که با برنامه‌های توسعه‌ای آن منطقه مطابقت داشته باشد. بنابراین، ابتدا با کارشناسی، مطالعه کتابخانه‌ای و ادبیات موجود، مصاحبه با گروه‌های هدف و مشاوره با اساتید متخصص در این زمینه، مهمترین ویژگی‌های اکوسیستم جنگلی منطقه لیست گردید و سطوح کنونی آن مورد بررسی قرار گرفت. جدول ۱ در این مطالعه هر یک از چهار کارکرد اکوسیستم جنگلی شیاوه و دیوا شامل کارکردهای تنظیمی (جلوگیری از سیل و سیلاب، تنظیم رطوبت و دمای هوا، حفظ جریان سفره‌های آب زیرزمینی و کاهش آلودگی‌ها)، اطلاعاتی (چشم‌انداز طبیعی، تفریحی و تفرجی)، تولیدی (تولید چوب، محصولات غیرچوبی مانند تولید ازگیل، قارچ، گیاهان دارویی و غیره)، زیستگاهی (حیات‌وحش و تنوع‌زیستی) به‌عنوان یک ویژگی برای آن و برای هر ویژگی نیز سه سطح وضعیت موجود، وضعیت بدتر (تخریب) و وضعیت بهتر (بهبود) در نظر گرفته شد. خلاصه‌ای از این ویژگی‌ها و سطوح در جدول ۱ ارائه شده است.

و ارزشگذاری کارکردها و خدمات (تنظیمی، اطلاعاتی، تولیدی و زیستگاهی) اکوسیستم جنگلی شیاوه و دیوا از روش آزمون انتخاب استفاده شد. آزمون انتخاب، به‌عنوان الگوسازی انتخاب یکی از روش‌های ارزشگذاری ترجیحات بیان شده هست که ابزاری را برای تخصیص ارزش‌های پولی به آثار جانبی محیط‌زیستی در مراحل آتی ارزیابی تأثیرات محیط‌زیستی پیشنهاد می‌کند (Vega and Alpizar, 2011). در این روش ترجیحات افراد در برخورد با کارکردها و خدمات اکوسیستم طبیعی ارزیابی می‌شود که نتیجه آن پی‌بردن به ارزش کلی سایت، ارزشگذاری و رتبه‌بندی هر یک از ویژگی‌های ذکر شده برای کارکردها و خدمات اکوسیستمی از دید پاسخ‌دهنده است. در این رهیافت ارزش ویژگی‌های مختلف منطقه مورد مطالعه از طریق علمی و تکمیل پرسشنامه تعیین می‌شود تا بتوان از نتایج آن در جهت تجزیه و تحلیل متغیرهای زیستی-اقتصادی استفاده نمود.

اولین قدم در ایجاد یک آزمون انتخاب، هدایت یک گروه هدف به‌منظور انتخاب ویژگی‌های کاملاً مرتبط است (Alpizar et al., 2011). وظیفه گروه مورد نظر، تعیین نوع، تعداد ویژگی‌ها، سطوح مورد نظر و میزان پرداخت است. موضوع مهم دیگر در انتخاب ویژگی‌ها و سطوح متناظرشان، سازگاری آنهاست که باید

جدول ۱- تشریح ویژگی‌ها و سطوح

Table 1- Description of attributes and levels

ویژگی Attributes	سطح ۱ Level 1	سطح ۲ Level 2	سطح ۳ Level 3
کارکرد تنظیمی Regulatory function	۵۰ درصد بدتر Worse 50%	۵۰ درصد بهتر Better 50%	وضعیت موجود Status quo
کارکرد زیستگاهی Habitat function	۵۰ درصد بدتر Worse 50%	۵۰ درصد بهتر Better 50%	وضعیت موجود Status quo
کارکرد تولیدی Productive function	۵۰ درصد بدتر Worse 50%	۵۰ درصد بهتر Better 50%	وضعیت موجود Status quo
کارکرد اطلاعاتی Information function	۵۰ درصد بدتر Worse 50%	۵۰ درصد بهتر Better 50%	وضعیت موجود Status quo
قیمت Price			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

طراحی آماری مشخص شد، این گزینه‌ها (نماینه، جایگزین، سیاست فرضی، سناریو یا آلترناتیو) به صورت تکی، دوتایی یا گروهی در مجموعه‌های انتخاب گروه‌بندی می‌شوند. در هر مجموعه انتخاب، یک گزینه نیز به‌عنوان "وضعیت کنونی" قرار می‌گیرد (Shahpouri and Amirnejad, 2016).

مرحله‌ی بعدی در این روش طراحی پرسشنامه آزمون انتخاب می‌باشد که در تنظیم آن باید تعداد ویژگی‌ها در هر گزینه، تعداد سطوح هر ویژگی و دامنه تغییرات ویژگی‌ها، فرآیند طراحی

دومین گام در آزمون انتخاب، طراحی آماری یا طراحی تجربی آزمون‌های انتخاب است زیرا برای ترکیب سطوح و ویژگی‌ها، یک طرح آماری باید استفاده شود. مسأله اصلی در طراحی حداکثر کردن کارایی در استخراج داده از پاسخ‌دهنده‌ها است. هر پاسخ به یک مجموعه انتخاب اطلاعات اضافی را برای مدل آماری فراهم می‌کند. بنابراین، ترجیحات برای سطوح مختلف ویژگی‌ها به صورت انفرادی شناسایی می‌شود (Alpizar et al., 2011). سومین گام ساخت مجموعه‌های انتخاب است که پس از آنکه ترکیبات به‌وسیله یک

مجموعه‌های انتخاب، تعداد گزینه‌های هر مجموعه انتخاب با توجه به حضور یا عدم حضور گزینه، وضعیت کنونی و تعداد مجموعه‌های انتخاب در هر پرسشنامه و تعداد پرسشنامه‌ها مدنظر قرار گیرد (Hanley et al., 2006). از این رو در این پژوهش، برای برآورد تمایل به پرداخت برای حفاظت اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا، ابتدا چهار کارکرد اکوسیستم جنگلی منطقه و یک ویژگی "قیمت" در سطوح مختلف تعیین گردید و سپس مجموعه‌های انتخابی از این ویژگی‌ها و سطوح تشکیل شده تا پاسخگو بتواند ترجیحات خود را برای حفاظت هریک از سطوح ویژگی‌ها در برابر با قیمتی که حاضر به پرداخت آن است، ابراز کند. دامنه و سطوح ویژگی قیمت بنابر ۶۰ پرسشنامه پیش‌آزمایشی (پیش‌پرسشنامه) با پرسش‌های انتها باز به‌طور تصادفی از خانوارهای محدوده مورد بررسی تعیین شد. در این پرسشنامه به منظور آگاهسازی پاسخگو ابتدا توضیح مختصری در مورد کارکردها و

خدمات اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا ارائه شد و سپس این پرسش مطرح گردید که "شما ماهانه حاضر به پرداخت چه مبلغی جهت حفاظت کارکردهای اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا هستید؟" سوالات پرسشنامه در سه بخش طراحی گردید که به شرح ذیل می‌باشد:

- بخش اول شامل سوالات مربوط به مشخصات اجتماعی-اقتصادی از قبیل ویژگی‌های فردی، شغل اصلی و زمینه‌های وابستگی به جنگل و هفت متغیر سن، جنسیت، شغل، تحصیلات، بُعد خانوار (تعداد اعضای خانوار)، درآمد و مخارج خانوار بوده است.
- بخش دوم بروشور اطلاعاتی در خصوص اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا و خدمات اکوسیستمی آن بوده است (جدول ۲).

جدول ۲- تشریح خدمات اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا

Table 2- Description of Shiadeh and Diva forest ecosystem service

کارکرد Function	خدمات Services
تنظیمی Regulatory	هوا، کاهش انواع آلودگی‌ها، تنظیم آب و هوا، گرده افشانی، کنترل بیولوژیکی، دمای و رطوبت تنظیم گاز: عرضه اکسیژن، ترسیب کربن، تنظیم Gas regulation: oxygen supply, carbon sequestration, regulation of humidity and air temperature, reduction of various pollutants, climate regulation, pollination, biological control... زیرزمینی، جلوگیری و کنترل سیل، تأمین آب برای شرب آب جریان حفاظت آب: عرضه و تأمین آب، تنظیم آب، ذخیره آب باران، تنظیم آب جاری، حفظ شهروندان و تولید محصولات کشاورزی. Water conservation: water supply and supply, water regulation, rainwater storage, regulation of running water, maintenance of groundwater flow, prevention and control flood, water supply for drinking and production of agricultural products حفاظت خاک: جلوگیری از افزایش گل و لای، کاهش رسوبگذاری، حفظ حاصلخیزی خاک، تنظیم مواد مغذی، خاکزایی، نگهداری خاک Soil conservation: Preventing the increase of mud, reducing sedimentation, maintaining soil fertility, regulating nutrients, soil formation, soil maintenance
زیستگاهی Habitat	تأمین زیستگاه مناسب برای زندگی گونه‌های گیاهی و جانوری داخل و حاشیه جنگل Providing suitable habitat for the life of plant and animal species in and around the forest تأمین زیستگاه مناسب برای تولیدمثل یا تکثیر گونه‌های مختلف گیاهی و جانوری (حفظ تنوع زیستی گیاهی و جانوری) Providing suitable habitat for reproduction of different plant and animal species (preservation of plant and animal biodiversity)
تولیدی Productive	تولید فراآورده چوبی و غیر چوبی، غذا، مواد خام، منابع ژنتیکی، دارویی، تزئینی و آرایشی Production of wood and non-wood products, food, raw materials, genetic, pharmaceutical, decorative and cosmetic resources
اطلاعانی Information	کسب اطلاعات زیباشناختی، الهامات فرهنگی و هنری، حفظ آثار مذهبی و تاریخی در جنگل Acquisition of aesthetic information, cultural and artistic inspirations, preservation of religious and historical monuments in the forest حفاظت از یک منبع طبیعی جهت کسب اطلاعات علمی و آموزشی (فرصت‌های آموزشی و تحقیقاتی) Conservation of a natural resource for obtaining scientific and educational information (educational and research opportunities) تأمین چشم‌اندازهای طبیعی جنگل و حفاظت از آن Providing natural landscapes of the forest and its protection حفاظت از جنگل جهت تأمین تسهیلات و فرصت‌های تفریحی و گردشگری Forest Conservation to provide facilities and opportunities for recreation and tourism

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

- بخش سوم پرسشنامه مربوط به کارتهای انتخاب با سه سطح
- وضعیت کنونی: که هیچ تغییری در شرایط ایجاد نخواهد شد.
- وضعیت بهبود: در این حالت، شرایط موجود ۵۰ درصد بهبود
- موجود، تخریب و بهبود بوده است. که به شرح ذیل است:

ویژگی خدمات تنظیمی، زیستگاهی، تولیدی و اطلاعاتی و قیمت به عنوان تأثیرگذارترین ویژگی‌های اکوسیستم جنگل منطقه انتخاب شد. سپس سطوح قابل دسترس، جهت بهبود و جهت تخریب هر کدام از این ویژگی‌ها در سطح ۵۰ درصد محاسبه شد. با توجه به پیش-پرسشنامه تکمیل شده در منطقه، مبلغ ۴۵۰۰۰ ریال در سال به عنوان قیمت کنونی، مبلغ ۶۷۵۰۰ ریال در سال برای وضعیت بهبود و مبلغ ۲۲۵۰۰ ریال در سال برای وضعیت تخریب به عنوان سطوح قیمت تعیین شدند. همچنین با توجه به ویژگی‌های تعریف شده و سطوح مربوط به هر ویژگی، تعداد حالت‌های ممکن برای آزمون انتخاب ۳۲ می‌باشد که برابر ۲۴۳ کارت خواهد بود که با توجه به عملی نبودن انتخاب پاسخگو از بین این تعداد زیاد، از ترکیبات طراحی کسری متعامد، تعداد ۷ کارت با نرم افزار SPSS انتخاب شد. ۷ کارت، هر کدام با چهار ویژگی و سه سطح تعیین شدند که جمعاً برای هر فرد، تعداد $7 \times 3 = 21$ گزینه برای انتخاب وجود داشت که افراد باید از بین هر سه گزینه، یکی از گزینه‌ها را که از نظر آنها ارجح‌تر است انتخاب کنند. لازم به ذکر است برای اینکه مصاحبه‌شوندگان تنها به گزینه‌های پیشنهادی محدود نشوند، در هر کارت گزینه‌ای با نام هیچکدام یا همان وضعیت موجود هم قرار داده شد. لذا، هر پاسخگو با ۷ مجموعه انتخاب روبه‌رو بوده که از وی خواسته شده در هر مجموعه، از بین سه گزینه الف، ب و ج یک گزینه را انتخاب نماید. در جدول ۳ یک نمونه کارت انتخابی آورده شد.

می‌یابد. به عبارت دیگر، در حال حاضر وضعیت کارکردهای اکوسیستم جنگلی شباهه و دیوا در وضعیت متوسط قرار دارد با توجه به ۵۰ درصد بهبود، وضعیت کارکردهای اکوسیستم منطقه در وضعیت مطلوب قرار می‌گیرد.

- وضعیت تنزل (تخریب): در این حالت، شرایط موجود ۵۰ درصد تخریب می‌یابد. به عبارت دیگر، در حال حاضر شرایط کارکردهای اکوسیستم جنگلی شباهه و دیوا در وضعیت متوسط قرار دارد با توجه به ۵۰ درصد تنزل، شرایط وضعیت کارکردهای اکوسیستم جنگلی محدوده مورد مطالعه در وضعیت تنزل قرار می‌گیرد.

جهت تعیین سطوح قیمت، ۶۰ پیش‌پرسشنامه در منطقه تکمیل و مبالغ پرداختی مشخص گردید و با توجه به

ویژگی‌های تعریف شده و سطوح مربوط به هر ویژگی، تعداد حالت‌های ممکن (تعداد کارت) برای آزمون انتخاب محاسبه شد. با توجه به عملی نبودن انتخاب پاسخگو از بین تعداد زیاد حالت‌های ممکن انتخاب، از ترکیبات طراحی کسری متعامد، تعدادی کارت با نرم افزار SPSS انتخاب شد. در نهایت پرسشنامه اصلی طراحی گردید و افراد با توجه به توضیحات درج شده در پرسشنامه و توضیحات شفاهی، بین گزینه‌های اول، دوم و وضعیت کنونی در هر یک از مجموعه‌های انتخاب، یک گزینه را انتخاب کنند (برای این منظور افراد باید از بین هر چند گزینه، یکی از گزینه‌ها را که از نظر آنها ارجح‌تر است انتخاب کنند). با توجه به اطلاعات پرسشنامه، پنج

جدول ۳- یک نمونه از ۷ مجموعه انتخاب

Table 3- A sample of 7 choice sets

ویژگی Feature	گزینه الف Option A	گزینه ب Option B	گزینه ج Option C
کارکرد تنظیمی Regulatory function	بهبود Improvement	تخریب Destruction	وضعیت موجود (تمایل ندارم هیچ تغییری در وضعیت فعلی صورت گیرد) Status quo (I do not want any change in the status quo)
کارکرد زیستگاهی Habitat function	بهبود Improvement	تخریب Destruction	
کارکرد تولیدی Productive function	تخریب Destruction	بهبود Improvement	
کارکرد اطلاعاتی Information function	تخریب Destruction	بهبود Improvement	
قیمت (ریال) Price (Rials)	45000	22500	67500
یکی از گزینه‌ها را انتخاب کنید Select one of the options	☐	☐	☐

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

مانند لاجیت شرطی^۱، لاجیت چندجمله‌ای^۲، پروبیت چندجمله‌ای^۱

در آزمون انتخاب بعد از طراحی مجموعه‌های انتخاب و گردآوری داده‌ها، جهت تحلیل داده‌های گردآوری شده از مدل‌های گوناگونی

1- Conditional Logit

2- Polynomial Logit

و لاجبت متداخل^۲ استفاده می‌نماید. تابع مطلوبیت^۳، طبق تئوری تابع مطلوبیت تصادفی از دو بخش قابل مشاهده و تصادفی تشکیل شده است (Louviere et al., 2000).

$$U_{in} = V_{in}(Z_i + S_n) + \varepsilon_{in} \quad (۱)$$

V_{in} تابع مطلوبیت غیرمستقیم است که تابعی از Z_i بردار ویژگی‌های تعریف شده در گزینه برداری S_n و برداری از متغیرهای اجتماعی-اقتصادی مانند سن، تأهل، جنسیت، شغل، بُعد خانوار، تحصیلات، درآمد و مخارج خانوار برای مشاهده in و U_{in} مطلوبیت حاصل از انتخاب گزینه in توسط مشاهده in است. V_{in} مطلوبیت غیرمستقیم قابل مشاهده فرد i از انتخاب گزینه in و در نهایت ε_{in} جمله اخلال مدل می‌باشد. فرد در هر مجموعه انتخاب، گزینه‌ای را انتخاب می‌کند که بیشترین مطلوبیت را برای او داشته باشد. رابطه (۲)، احتمال انتخاب یک گزینه را نشان می‌دهد.

$$P_{in} = P(U_{in} \geq U_{ik} \forall k \in C) = P(V_{in} - V_{ik} \geq \varepsilon_{ik} - \varepsilon_{in} ; \forall k \in C) \quad (۲)$$

پس از جمع‌آوری اطلاعات و آزمون‌های مربوطه نوع مدل لاجبت مشخص شده و برآوردهای مربوطه انجام گردید. به دلیل عدم تفسیر مستقیم ضرایب در مدل‌های لاجبت، برای مقایسه مقادیر ضرایب، از قیمت‌های ضمنی یا تمایل به پرداخت استفاده شد. بنابراین، پس از تخمین مدل لاجبت، قیمت‌های ضمنی برای هریک از ویژگی‌ها و سطوح متناظرشان محاسبه شد (Arcidiacono et al., 2016). در مدل لاجبت، قیمت ضمنی (IP) یا تمایل به پرداخت (WTP) برای ویژگی K از رابطه (۳) به دست می‌آید:

$$IP = - \left(\frac{B_{attribute}}{B_{price}} \right) \quad (۳)$$

که در آن $B_{attribute}$ ضریب برآوردی ویژگی موردنظر و B_{price} ضریب برآوردی قیمت می‌باشد. بدین ترتیب، تمایل به پرداخت افراد از رابطه (۳) محاسبه گردید. هر قدر اندازه ضریب مذکور بزرگ‌تر باشد، قیمت ضمنی بالاتر است (Arcidiacono et al., 2016).

لازم به ذکر است یکی از ضرورت‌های مهم تصریح مدل لاجبت شرطی این است که انتخاب‌ها از درون یک مجموعه انتخاب، باید از ویژگی استقلال گزینه‌های نامرتب^۴ تبعیت کند که بر اساس این ویژگی، حضور یا غیبت یک گزینه نسبت احتمال مرتبط با سایر گزینه‌های موجود در مجموعه انتخاب را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. آزمون‌های آماری مختلفی وجود دارند که می‌توانند برای آزمون

فرضیه IIA استفاده شوند، که در این میان آزمون بسطیافته به وسیله هاسمن و مک فادن (Hausman and Macfadden, 1984) کاربرد گسترده‌ای یافته است. در این آزمون، در هر مرحله ابتدا الگو به صورت نامقید برآورد می‌شود، سپس یکی از گزینه‌های مورد نظر در مجموعه انتخاب حذف می‌شود و مدل و آماره‌ی آزمون به صورت مقید برآورد می‌شود. آماره این آزمون به صورت آماره χ^2 قابل مقایسه با جدول مختص این توزیع است (Louviere et al., 2000). برای آزمون این خصوصیت از آزمون هاسمن-مک فادن استفاده می‌شود. آماره این آزمون از رابطه (۴) محاسبه می‌شود (Hensher et al., 2005):

$$T = (\beta_r - \beta)'(V_r - V)^{-1}(\beta_r - \beta) - \chi^2(m) \quad (۴)$$

در این پژوهش در ادامه برای لحاظ کردن تأثیر متغیرهای اجتماعی-اقتصادی، متغیرهایی که در طول گزینه‌ها ثابت، اما از فردی به فرد دیگر متفاوت می‌باشند، از مدل لاجبت چندجمله‌ای استفاده شد. برای در نظر گرفتن اثرات این متغیرها بر متغیرهای محیطی زیستی در مدل لاجبت شرطی، ترکیب متغیرهای محیطی زیستی و اجتماعی-اقتصادی به عنوان یک متغیر جدید لحاظ شد و تأثیر این متغیرها بر تمایل به پرداخت افراد بررسی گردید (McFadden, 1974).

همچنین در این مطالعه جهت به دست آوردن حجم نمونه‌ی اصلی مورد نیاز با استفاده از اطلاعات به دست آمده از پیش‌پرسشنامه تکمیل شده در منطقه و نظریه جانسون و اوروم (Johnson and Orm, 1996)، حجم نمونه‌های اصلی از رابطه (۵) تخمین زده شد:

$$N = 500 \frac{N_{lev}}{N_{alt} \cdot N_{rep}} \quad (۵)$$

که در آن N_{lev} بیشترین تعداد سطوح در هر ویژگی، N_{alt} تعداد گزینه‌های موجود در هر مجموعه انتخاب (به غیر از گزینه «هیچ کدام»، N_{rep} تعداد پرسش‌هایی که هر پاسخ‌دهنده باید جواب دهد، می‌باشد.

جامعه آماری این پژوهش شامل ۱۵۰ نفر از جوامع بومی منطقه با مشاغل مختلف کارمند، کارگر، دانشجو و غیره با درآمد مستقل که از خدمات اکوسیستمی جنگل‌های شیباده و دیوا بهره‌مند می‌شدند، بوده است. داده‌های حاصل از این مطالعه از طریق توزیع و تکمیل پرسشنامه به صورت تصادفی بین خانوارهای روستایی منطقه در تابستان ۱۳۹۹ جمع‌آوری گردید. برای برآورد تمایل به پرداخت نهایی خانوارها برای حفاظت اکوسیستم جنگلی شیباده و دیوا و آنالیزهای آماری داده‌های حاصل از تکمیل پرسشنامه‌ها از نرم‌افزارهای Excel، SPSS16، STATA استفاده گردید.

نتایج و بحث

از نظر جمعیت‌شناختی، نمونه آماری پژوهش حاضر مشتمل بر ۱۶

- 1- Polynomial Probes
- 2- Interfering Logit
- 3- Functionality Function
- 4- Independence of Irrelevant Alternatives

زن و ۱۳۴ مرد بود. حداقل سن گزارش شده ۲۵ سال و حداکثر ۷۵ سال و میانگین سنی افراد مورد بررسی برابر با ۴۳ سال بوده است. بنابراین اکثریت نمونه مورد مطالعه (۳۱٪) را میانسالان ۳۵ تا ۴۵ سال تشکیل می‌دادند.

جدول ۴- متغیرهای اجتماعی- اقتصادی پاسخگویان
Table 4- Socio-economic variables of respondents

متغیر Variable	ویژگی Attributes	فراوانی Variable	درصد Percentage
سن Age	20-35	44	30
	35-45	47	31
	45-50	20	14
	50>	38	25
	مرد Man	134	89
جنسیت Gender	زن Woman	16	11
	متاهل Marid	125	83
تاهل Marital status	مجرد Singel	25	17
	متخصص Specialist: expert?	3	2
شغل Job	کارمند Employee	37	25
	آزاد Self-employment	67	44
	خانه‌دار Housewife	5	3
	بازنشسته Retired	16	11
	کارگر Manual worker	12	8
	بیکار Unemployed	4	3
	دانشجو University student	5	3
	سایر موارد Other cases	1	1
	دکتری PH.D	2	2
	کارشناسی ارشد MSc	12	8
	کارشناسی BS	41	27
	فوق دیپلم Associate degree	20	14
	دیپلم Diploma	35	23
	زیر دیپلم High school	32	21
	بی‌سواد Uneducated	8	5

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

مکفادن انجام شد (جدول ۵). طبق نتایج، فرض صفر آزمون هاسمن مبنی بر استقلال گزینه‌های نامرتب (فرض IIA) رد نشده است. بنابراین نتایج مدل لاجیت شرطی بدون تورش بوده و مدل مناسبی جهت برآورد پارامترها می‌باشد. مقادیر آماره‌ی کای دو با مقدار احتمال صفر نشان دهنده‌ی معنی‌داری کل رگرسیون می‌باشد.

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد، مقدار آماره کای دو محاسباتی منفی می‌باشد که یکی از یافته‌های ناسازگار درباره آزمون هاسمن است. از آنجایی که آماره کای دو توزیع نامتقارن دارد و انتظار بر مثبت بودن نتایج است اما در کارهای عملی گاهی نتایج منفی نیز حاصل می‌شود که قابل قبول است (McFadden, 1974).

جدول ۵- نتایج آزمون هاسمن

Table 5- Result of Hausman test

مقدار Amount	آماره کای دو χ^2	سطح معناداری Significant level
	-366.77	-

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

نتایج آماری حاصل از محاسبه تمایل به پرداخت جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگل برای سطوح مختلف ویژگی‌ها (خدمات تنظیمی، زیستگاهی، تولیدی، اطلاعاتی و قیمت) با استفاده از مدل لاجیت شرطی در جدول ۶ قابل مشاهده است.

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد مدل لاجیت شرطی

Table 6- Results from estimation of conditional logit model

ویژگی Attributes	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره z z Statistics	سطح معنی‌داری Significance level	اثر نهایی Marginal effect
کارکرد تنظیمی Regulatory function	0.2736709	0.01687	3.57	0.000***	0.0602384
کارکرد زیستگاهی Habitat function	0.1539071	0.01679	2.02	0.044**	0.0338769
کارکرد تولیدی Productive function	-0.3239737	0.01653	-4.31	0.000***	-0.0713106
کارکرد اطلاعاتی Information function	0.2506687	0.01673	3.30	0.000***	0.0551753
قیمت Price	-0.0002442	0.00000	-14.59	0.000***	-0.0000537
N=5019					
Pseudo R ² =0.4					
Prob> chi2: 0.0000					
LR chi2 (5):172.31					
Log Likelihood R2= -1664.5254					

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

بالای آماره لگاریتم درست نمایی نشان‌دهنده تصریح درست مدل برآورد شده است. با این تفسیر می‌توان نتایج الگوی حاضر را مورد تأیید قرار داد. مقدار R² مکفادن ۰/۴ به دست آمد که نشان‌دهنده

افراد مورد مطالعه از نظر نوع اشتغال به دو دسته کارمندی و غیرکارمندی تقسیم می‌شدند. بیشترین فراوانی شغلی افراد مربوط به شغل غیرکارمندی (افراد با مشاغل آزاد و خصوصی که درآمد آنها از حقوق دولتی نمی‌باشد) با ۶۴ درصد و فراوانی شغلی افراد مربوط به شغل کارمندی (کارمند و بازنشسته دارای حقوق دولتی) ۳۶ درصد می‌باشد. از نظر سطح تحصیلی بیشترین افراد نمونه مورد مطالعه (۹۰ درصد فراوانی) پایین‌تر از سطح کارشناسی تحصیلات علمی داشتند و تقریباً حدود ۱۰ درصد از پاسخگویان دارای تحصیلات علمی بالای سطح کارشناسی بودند. همچنین، با توجه به جدول ۴ میانگین تعداد اعضای تحت تکلف در نمونه مورد مطالعه چهار نفر می‌باشد که نشان‌دهنده آن است که خانوارهای مورد مطالعه از جمعیت تقریباً کمی برخوردارند. همچنین از نظر درآمدی نتایج حاکی از آن بود که بیشترین تعداد پاسخگویان (۷۱٪) در طبقه درآمدی ۳ تا ۵ میلیون ریال قرار داشتند و از نظر مخارج (هزینه) نیز بیشترین مخارج زندگی افراد مورد مطالعه (۷۹٪) در طبقه هزینه‌ای ۱ تا ۳ میلیون ریال بوده است.

در این پژوهش پایایی پرسشنامه با استفاده از آزمون آلفای کرونباخ محاسبه شد که مقدار آلفای (۰/۸۷) به دست آمد که قابل اعتماد بودن آن را نشان می‌دهد.

جهت راستی آزمایی مدل رگرسیون لاجیت شرطی، آزمون استقلال بین گزینه‌های نامرتب (IIA) به کمک آماره هاسمن-

با توجه به اطلاعات جدول ۶، مقدار آماره LR chi² برابر با ۱۷۲/۳۱ به دست آمده که از آماره جدول در سطح معنی‌داری یک درصد بسیار بزرگتر و نشان‌دهنده معنی‌داری کل مدل است. مقدار

این معنی است که با ثابت ماندن سایر شرایط و یک واحد افزایش در بهبود ارائه خدمات تنظیمی، $0/060$ واحد مطلوبیت نهایی جوامع بومی یا تمایل به پرداخت این جوامع را برای بهره‌مندی از خدمات تنظیمی جنگل منطقه افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی در بهبود خدمات تنظیمی، احتمال پذیرش مبلغی جهت حفاظت از اکوسیستم جنگلی منطقه جهت ارائه خدمات تنظیمی، $0/060$ درصد افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به نتایج **جدول ۶** اثر نهایی خدمات زیستگاهی برابر با $0/033$ است. به عبارت دیگر، با بهبود یک واحدی خدمات زیستگاهی و ثابت ماندن سایر شرایط، بر مطلوبیت نهایی جوامع بومی یا تمایل به پرداخت آنها $0/033$ واحد افزوده می‌شود یا تمایل به پرداخت این جوامع برای بهره‌مندی از خدمات زیستگاهی جنگل $0/033$ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، بررسی اثر نهایی متغیر قیمت منفی برابر با $5/37 \times 10^{-5}$ شده است. به این معنی که با یک واحد افزایش در قیمت به شرط ثابت ماندن سایر شرایط، $5/37 \times 10^{-5}$ واحد از مطلوبیت نهایی یا تمایل به پرداخت جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگلی منطقه کاسته خواهد شد. نتایج نشان داد که بیشترین اثر نهایی مربوط به ویژگی خدمات تنظیمی بوده است. لذا این ویژگی اهمیت خاصی در احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی جهت حفاظت از اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا توسط جوامع بومی را خواهد داشت.

نتایج **جدول ۷** میزان تمایل به پرداخت جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگل برای سطوح مختلف ویژگی‌ها را نشان می‌دهد.

قابل قبول بودن مدل است. به عبارت دیگر در این مدل مقدار آماره R^2 بیشتر از $0/2$ بوده است که نشان از برازش خوب مدل بوده است. همانطور که لویور و همکاران (Louviere et al., 2000) و هنشر و همکاران (Hensher et al., 2005) اظهار داشتند اگر این آماره بیشتر از $0/2$ و بین $0/4$ تا $0/2$ باشد بیانگر خوبی برازش مدل می‌باشد. لذا نتایج برآورد حاضر نیز مورد تایید است.

نتایج مدل اقتصادسنجی این پژوهش نشان داد تمام متغیرها (چهار ویژگی خدمات تنظیمی، زیستگاهی، تولیدی و اطلاعاتی) با قیمت پیشنهادی، ضرایب مورد انتظار را دارا بوده و از نظر آماری معنی‌دار شده است. متغیر قیمت پیشنهادی دارای ضریب منفی و از نظر آماری معنی‌دار است. یعنی اینکه افزایش قیمت پیشنهادی احتمال پذیرش برای پرداخت را کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر با افزایش قیمت، مطلوبیت مصرف‌کننده کاهش می‌یابد و احتمال انتخاب گزینه مورد نظر توسط جوامع بومی منطقه، پایین‌تر از سایر گزینه‌ها است. تئوری اقتصادی مطلوبیت هم بر این نکته تأکید دارد با ثابت ماندن سایر شرایط، افزایش قیمت منجر به کاهش مطلوبیت فرد خواهد شد. ضرایب سه ویژگی از جمله خدمات تنظیمی، زیستگاهی و اطلاعاتی از نظر آماری مثبت و معنی‌دار بوده است. ویژگی‌های تنظیمی، اطلاعاتی و قیمت در سطح یک درصد و ویژگی زیستگاهی در سطح پنج درصد معنی‌دار شدند. این نشان می‌دهد جوامع بومی حاضرند برای تغییر و بهبود در وضعیت موجود اکوسیستم جنگل هزینه کنند و از این طریق مطلوبیت خود را افزایش دهند. اثر نهایی ویژگی خدمات تنظیمی $0/060$ حاصل شده است به

جدول ۷- تمایل به پرداخت برای حفاظت اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا

Table 7- Willingness to pay for the conservation of Shiadeh and Diva forests ecosystem

ویژگی Attributes	تمایل به پرداخت (ریال در ماه) Willingness to pay (Rials / Month)	تمایل به پرداخت (ریال در سال) Willingness to pay (Rials / Years)
کارکرد تنظیمی Regulatory function	1120.68	13448.16
کارکرد زیستگاهی Habitat function	630.25	7563
کارکرد اطلاعاتی Information function	1026.49	12317.87
جمع Total	2777.42	33329.04

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

بهبود وضعیت حفظ جنگل جهت ارائه خدمات تنظیمی (تولید اکسیژن، جذب دی اکسید کربن و ...) پرداخت کنند. به عبارت دیگر کسب اولویت بالاتر خدمات تنظیمی از نظر جوامع بومی حاشیه اکوسیستم جنگلی به این دلیل است که جنگل‌های مورد مطالعه از دیرباز یکی از غنی‌ترین زیستگاه‌های طبیعی کشور از نظر حضور گونه‌های گیاهی و

با توجه به تمایل به پرداخت محاسبه شده (**جدول ۷**)، مشاهده می‌شود که جوامع بومی ویژگی خدمات تنظیمی و بهبود آن را در اولین اولویت خود قرار داده‌اند و تمایل به پرداخت آنها برای بهبود این ویژگی بالاترین رقم را به خود اختصاص داده است و آنها حاضر هستند که به طور متوسط $1120/68$ ریال در ماه به ازای هر خانوار برای

جانوری و رویشگاه مناسب انواع درختان جنگلی می‌باشد که هر کدام از آنها دارای خدمات زیادی برای جوامع بومی منطقه می‌باشد. این نتیجه مطابق با نتایج پیرکیا و همکاران (Pirkia et al., 2018) است. نتایج مطالعه آنها نشان داد خدمات تنظیمی اکوسیستم جنگلی از قبیل خدمت ذخیره و ترسیب کربن، تولید آب و حفاظت از خاک در حوزه‌آبخیز دارابکلا بالاترین اولویت‌ها را نسبت به سایر خدمات به خود اختصاص داده‌اند.

در این راستا میزان تمایل به پرداخت جوامع برای حفاظت جنگل‌های منطقه جهت ارائه خدمات اطلاعاتی جایگاه دوم را به خود اختصاص داد و جوامع بومی برای بهبود این ویژگی تمایل به پرداخت ۱۰۲۶/۴۹ ریال در ماه را دارند. از آنجاییکه جنگل‌های دیوا و شیاده فرصت‌های آموزشی و تحقیقاتی زیادی را برای محققین آموزشی و دانشگاهی مختلف به وجود آورده است. همچنین وجود آبشار، سد شیاده و مناظرهای زیبا که در جدول ۱ به آن اشاره شده است پتانسیل مناسبی را برای گردشگری و اکوتوریسم فراهم نموده است. بهبود شرایط تفریحی و تسهیلات گردشگری و رفت و آمد در حاشیه اکوسیستم جنگلی این منطقه، علاوه بر ایجاد درآمد گردشگری و صرف این عایدی‌ها برای سرمایه‌گذاری، در راستای افزایش مطلوبیت سطح زندگی جوامع بومی این منطقه گامی مهم برداشته است که از دلایل کسب اولویت بالاتر خدمات اطلاعاتی از نظر جوامع بومی حاشیه اکوسیستم جنگلی منطقه شده است. نتایج مطالعه نیازی و ملک‌نیا (Niazi and Malikonja, 2013) نیز مؤید این نتایج است. در مطالعه آنها نیز خدمات اطلاعاتی جزو مهمترین کارکردهای جنگل‌های زاگرس میانی بوده است.

همانطور که دی‌گورت و همکاران (De Groot et al., 2012) بیان نمودند خدمات تنظیمی حفظ فرآیندهای ضروری اکولوژیکی و سیستم‌های حمایت از محیط‌زیست را بر عهده دارند. خدمات اطلاعاتی فرصت‌هایی را برای غنی‌سازی معنوی، زیباشناختی،

فرهنگی و علمی فراهم می‌سازد. در این راستا نتایج به دست‌آمده از اولویت‌بندی تمایل به پرداخت برای حفظ اکوسیستم جنگلی جهت ارائه خدمات نشان داد که خدمات تنظیمی و اطلاعاتی جزو مهم‌ترین خدمات اکوسیستم جنگلی منطقه بر اساس نظرات جوامع بومی حاشیه این اکوسیستم می‌باشد. به عبارت دیگر این خدمات برای ساکنان منطقه مورد مطالعه دارای اهمیت زیادی می‌باشد.

میزان تمایل به پرداخت جوامع برای بهبود اکوسیستم جنگل جهت ارائه خدمات زیستگاهی در مرتبه‌ی سوم قرار گرفته است. همچنین نتایج مطالعه نشان داد بر اساس نظرات و نگرش جوامع بومی حاشیه اکوسیستم جنگل تمایل به پرداخت برای حفاظت جنگل جهت ارائه خدمات زیستگاهی آن بر خدمات تولید چوب ارجحیت یافته است. در مطالعه قمی و همکاران (Ghomi et al., 2021) نیز خدمات زیستگاهی جهت ثبت رویشگاه‌های منتخب جنگل‌های هیرکانی اولویت بالاتری را نسبت به سایر خدمات به خود اختصاص داده است.

در این مطالعه جهت بررسی تأثیر متغیرهای اجتماعی-اقتصادی بر روی میزان تمایل به پرداخت جوامع بومی از مدل لاجیت چندجمله‌ای استفاده گردیده است. نتایج مربوط به تأثیر این متغیرها بر تمایل به پرداخت افراد برای حفاظت اکوسیستم جنگلی منطقه مورد مطالعه در جدول ۸ ارائه شده است.

متغیرهای اجتماعی-اقتصادی مانند سن، جنسیت، وضعیت تأهل، شغل، تحصیلات، بُعد خانوار (تعداد اعضای خانوار)، درآمد و مخارج که در طول مجموعه‌های انتخاب یک پرسشنامه ثابت اما در بین پرسشنامه‌های مختلف (پاسخ‌دهندگان) متفاوت‌اند می‌توانند بر تمایل به پرداخت افراد تأثیر مستقیم و غیرمستقیم داشته باشند. تأثیر مستقیم با واردکردن خود این متغیرها ارزیابی می‌شود و تأثیر غیرمستقیم ترکیب این متغیرهای اجتماعی با ویژگی‌ها، ارزیابی می‌شوند.

جدول ۸- نتایج مدل لاجیت چندجمله‌ای

Table 8-Result of multinomial logit model

متغیرهای وابسته Dependent variables	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard Deviation	آماره z Z statistics	سطح معنی‌داری (P> Z) Significance level (P> Z)
کارکرد تنظیمی × سن Regulatory function × Age	-0.0027282	0.0085716	-0.32	0.750
کارکرد تنظیمی × جنسیت Regulatory function × Gender	0.8593112	0.2839724	3.03	0.002***
کارکرد تنظیمی × وضعیت تأهل Regulatory function × Marital status	0.2773588	0.2579947	1.08	0.282
کارکرد تنظیمی × شغل Regulatory function × Job	-0.1315627	0.532187	-2.47	0.013
کارکرد تنظیمی × تحصیلات Regulatory function * Education	0.6665	0.0174399	3.81	0.000***
کارکرد تنظیمی × بُعد خانوار Regulatory function × Household number	-0.0513071	0.711522	-0.72	0.471

کارکرد تنظیمی × مخارج Regulatory function × Expenditures	-1.27×10 ⁻⁸	5.88×10 ⁻⁹	-2.15	0.031**
کارکرد تنظیمی × درآمد Regulatory function × Income	-1.95×10 ⁻⁸	5.81×10 ⁻⁹	-3.35	0.001***
کارکرد زیستگاهی × سن Habitat function × Age	-0.0028342	0.086142	-0.33	0.742
کارکرد زیستگاهی × جنسیت Habitat function × Gender	-0.054622	0.2828969	-0.30	0.763
کارکرد زیستگاهی × وضعیت تأهل Habitat function × Marital status	-0.148541	0.2594296	-0.57	0.567
کارکرد زیستگاهی × شغل Habitat function × Occupation	0.0351597	0.531425	0.66	0.508
کارکرد زیستگاهی × تحصیلات Habitat function × Education	-0.0336018	0.0174724	-1.92	0.054**
کارکرد زیستگاهی × بُعد خانوار Habitat function × Household number	0.0739864	0.0714151	1.04	0.300
کارکرد زیستگاهی × مخارج Habitat function × Expenditures	7.19×10 ⁻⁹	5.79×10 ⁻⁹	1.23	0.220
کارکرد زیستگاهی × درآمد Habitat function × Income	7.34×10 ⁻⁹	7.19×10 ⁻⁹	1.27	0.205
کارکرد تولیدی × سن Productive function × Age	-0.003834	0.0086804	-0.44	0.659
کارکرد تولیدی × جنسیت Productive function × Gender	0.04137233	0.2896846	1.43	0.153
کارکرد تولیدی × وضعیت تأهل Productive function × Marital status	-0.1272612	0.2609321	-0.49	0.626
کارکرد تولیدی × شغل Productive function × Job	-0.0253659	0.0538124	-0.47	0.637
کارکرد تولیدی × تحصیلات Productive function × Education	-0.0449645	0.0175703	-2.56	0.010**
کارکرد تولیدی × بُعد خانوار Productive function × Household number	-0.0413972	0.072232	-0.57	0.567
کارکرد تولیدی × مخارج Productive function × Expenditures	7.51×10 ⁻⁹	5.9×10 ⁻⁹	1.27	0.203
کارکرد تولیدی × درآمد Productive function × Income	7.6×10 ⁻⁹	5.84×10 ⁻⁹	1.30	0.193
کارکرد اطلاعاتی × سن Information function × Age	0.00336817	0.0085606	0.43	0.667
کارکرد اطلاعاتی × جنسیت Information function × Gender	-1.035711	0.2826484	-3.66	0.000***
کارکرد اطلاعاتی × وضعیت تأهل Information function × Marital status	0.03664	0.2578311	0.16	0.873
کارکرد اطلاعاتی × شغل Information function × Job	0.102208	0.0529301	1.93	0.053**
کارکرد اطلاعاتی × تحصیلات Information function × Education	0.0016637	0.0174114	0.10	0.924
کارکرد اطلاعاتی × بُعد خانوار Information function × Household number	-0.0367144	0.0712295	-0.52	0.606
کارکرد اطلاعاتی × مخارج Information function × Expenditures	-1.84×10 ⁻⁹	5.85×10 ⁻⁹	-0.31	0.753
کارکرد اطلاعاتی × درآمد Information function × Income	5.84×10 ⁻⁹	5.77×10 ⁻⁹	1.01	0.313
Cons عرض از مبدأ	0.0876399	0.1391942	0.63	0.529
N= 30150 Pseudo R ² = 0.0667 Prob> chi ² : 0.0000 LR chi ² (37): 267.54				

*معنی‌دار در سطح ۹۰ درصد، **معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد، ***معنی‌دار در سطح ۹۹ درصد

اکوسیستم جنگل جهت ارائه خدمات زیستگاهی (پناهگاهی برای تکثیر و تولید مثل جانوران) دارند. این نتایج همسو با نتایج مطالعه حق‌جو و همکاران (Haghjou et al., 2019) است. این مطالعه نیز به تأثیر مثبت تحصیلات بر تمایل به پرداخت اشاره می‌کند. آنها بیان نمودند افراد دارای سطح تحصیلات بالاتر، افراد متأهل و افراد مسن‌تر تمایل بیشتری به مشارکت در برنامه‌های حفاظت محیط‌زیست دارند.

اثر غیرمستقیم متغیر جنسیت و شغل در ویژگی اطلاعاتی مثبت معنی‌دار بوده است. این نتیجه نشان می‌دهد اجرای برنامه‌های حفاظتی جنگل با تمرکز بر مردان و دارای میانگین سنی بالاتر شروع شود و در عین حال به‌منظور مشارکت زنان به عنوان آموزش‌دهنده به کودکان جهت حفاظت اکوسیستم جنگل، فرهنگ‌سازی لازم انجام گیرد. در این راستا جلیلی کامجو و همکاران (Jalili Kamjo et al., 2014)، در مطالعه‌ی خود دریافتند جوامع بومی و غیربومی در برخورد با خدمات اکوسیستمی زاینده‌رود برای هر سطح از ویژگی‌های جاری بودن آب در سطح رودخانه، حفظ تنوع جنگلی، حفظ آثار باستانی و بهداشت رودخانه تمایل به پرداخت نهایی مثبت دارند و متغیرهای اجتماعی-اقتصادی مانند طبقه‌ی درآمدی، سطح تحصیلات، بُعد خانوار، جنسیت، تأهل، سن و بومی‌بودن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان دارد. نتایج مطالعات مشایخی و همکاران (Mashayekhi et al., 2007) نیز مؤید نتایج این تحقیق می‌باشد. در مطالعه‌ای آنها مشخص شد افراد دارای سطح تحصیلات بالاتر، افراد متأهل و افراد مسن‌تر، تمایل بیشتری به مشارکت در برنامه‌های بهبود و حفظ محیط‌زیست دارند.

طبق نتایج جدول ۹ اثر نهایی مربوط به متغیرهای جنسیت، تحصیلات و درآمد در ویژگی خدمات تنظیمی جنگل منطقه مثبت در سطح یک و متغیرهای مخارج و شغل در سطح پنج درصد معنی‌دار است. این نتایج بیان می‌کند که با افزایش درآمد جوامع بومی شیاده و دیوا احتمال تمایل به پرداخت این جوامع برای حفظ و بهبود اکوسیستم جنگل جهت ارائه خدمات تنظیمی افزایش می‌یابد. در خصوص متغیر مخارج خانوار می‌توان بیان نمود که در صورتی که مخارج زندگی افزایش یابد احتمال استفاده آنها از خدمات اکوسیستم کاهش نمی‌یابد و تمایل به پرداخت برای حفظ اکوسیستم جنگل جهت ارائه این خدمات را دارند.

نتایج مطالعات کامجو و همکاران (Jalili Kamjo et al., 2014) و عابدی و یوسفی (Abedi and Yousefi, 2015) نیز مؤید نتایج این تحقیق می‌باشد. آنها در مطالعه‌ای خود جهت برآورد ترجیحات شهروندان بومی و غیربومی در برخورد با حفاظت از خدمات اکوسیستمی رودخانه‌های

البته قابل ذکر است که این ویژگی‌های شخصیتی در طول گزینه‌های مختلف یک مجموعه انتخاب که ویژگی‌ها در سطوح مختلف تغییر می‌کنند ثابت می‌ماند و به این دلیل در مدل‌های لاجیت شرطی نمی‌توان تأثیر مستقیم را ارزیابی کرد و باید تأثیر غیرمستقیم را ارزیابی کرد. به‌منظور ارزیابی تأثیر مستقیم این متغیرها بر تمایل به پرداخت نهایی افراد باید از مدل لاجیت چندجمله‌ای بهره برد (Jalili Kamjo et al., 2014). لذا جهت تعیین تأثیر متغیرهای اجتماعی-اقتصادی بر روی میزان تمایل به پرداخت جوامع بومی برای حفاظت اکوسیستم جنگل و تعیین اثرات متقابل، متغیرهای مربوطه بصورت گام به گام وارد مدل شدند.

برخلاف نتایج مطالعه شرزه‌ای و جلیلی کامجو (Sharzei and Jalili Kamjoo, 2013) که بیان نمودند درآمد افراد تأثیر معنی‌داری بر انتخاب گزینه‌های بهبود محیط‌زیستی ندارد. نتایج حاصل از ورود متغیرهای اجتماعی-اقتصادی نشان داد که اثر غیرمستقیم درآمد در ویژگی خدمات تنظیمی مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است. به عبارتی، با افزایش درآمد، تمایل به پرداخت افراد جهت بهبود اکوسیستم جنگل جهت ارائه خدمات تنظیمی افزایش می‌یابد. به این معنی که جوامع بومی با درآمد بیشتر تمایل به پرداخت بیشتری برای حفاظت از اکوسیستم جنگل جهت ارائه این خدمات دارند. نتایج مطالعات حق‌جو و همکاران (Haghjou et al., 2019) نیز مؤید نتایج این تحقیق می‌باشد.

همچنین اثر غیرمستقیم متغیر جنسیت، تحصیلات، مخارج و شغل نیز بر ویژگی خدمات تنظیمی مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد افزایش تحصیلات، شغل و مخارج خانوارها موجب افزایش تمایل به مشارکت در برنامه‌های حفظ جنگل جهت ارائه خدمات تنظیمی می‌شود و با افزایش مخارج زندگی تمایل به استفاده از این خدمات کاهش نمی‌یابد. در واقع خانوارهای تحصیل‌کرده و شاغل بیشتر نگران وضعیت محیط‌زیستی جنگل و بهبود آن هستند و وضع موجود را ترجیح نمی‌دهند. این نتیجه با یافته‌های جلیلی کامجو و همکاران (Jalili Kamjo et al., 2014) همخوانی دارد. نتایج مطالعه آنها نشان داد ضریب برآورد شده برای ویژگی حفظ تنوع و پوشش گیاهی و جنگلی تالاب گاوخونی و محیط اطراف آن مثبت و معنی‌دار است.

همچنین، اثر غیرمستقیم متغیر تحصیلات در ویژگی زیستگاهی مثبت معنی‌دار است. این نتیجه بیانگر این موضوع است که میزان تحصیلات تأثیر مثبت بر روی بهره‌مندی جوامع بومی جهت حفاظت جنگل برای ارائه خدمات زیستگاهی دارد. به عبارت دیگر هر چه افراد تحصیلات بالاتری داشته باشند، نگرانی بیشتری برای حفظ

زاینده‌رود و ماسال به این نتیجه دست یافتند متغیر مخارج خانوار در تمایل به پرداخت افراد دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار است.

جدول ۹- نتایج حاصل از اثرات نهایی

Table 9- Results of marginal effects

متغیر های وابسته Dependent variables	اثر نهایی Marginal effect	انحراف معیار Standard deviation	آماره z Z statistics	سطح معنی‌داری (P>[Z]) Significance level (P> [Z])
کارکرد تنظیمی × سن Regulatory function × Age	0.005554	0.017447	0.32	0.750
کارکرد تنظیمی × جنسیت Regulatory function × Gender	-1.743245	0.0575095	-3.04	0.002***
کارکرد تنظیمی × وضعیت تأهل Regulatory function × Marital status	-0.0564602	0.0524858	-1.048	0.282
کارکرد تنظیمی × شغل Regulatory function × Job	0.0267814	0.0107961	2.48	0.013**
کارکرد تنظیمی × تحصیلات Regulatory function × Education	-0.0135675	0.0035339	-3.84	./...***
کارکرد تنظیمی × بعد خانوار Regulatory function × Household number	0.0104443	0.0144737	0.72	0.471
کارکرد تنظیمی × مخارج Regulatory function × Expenditures	2.5×10^{-9}	1.19×10^{-9}	2.16	0.031**
کارکرد تنظیمی × درآمد Regulatory function × Income	3.96×10^{-9}	1.17×10^{-9}	3.37	0.001***
کارکرد زیستگاهی × سن Habitat function × Age	5.77×10^{-4}	0.0017534	0.33	0.742
کارکرد زیستگاهی × جنسیت Habitat function × Gender	0.0174011	0.0575859	0.30	0.763
کارکرد زیستگاهی × وضعیت تأهل Habitat function × Marital status	0.0302375	0.0528014	0.57	0.567
کارکرد زیستگاهی × شغل Habitat function × Occupation	-0.0071572	0.0108156	-0.66	0.508
کارکرد زیستگاهی × تحصیلات Habitat function × Education	0.0068401	0.0035503	1.93	0.054**
کارکرد زیستگاهی × بعد خانوار Habitat function × Household number	-0.0150609	0.0145289	-1.04	0.300
کارکرد زیستگاهی × مخارج Habitat function × Expenditures	-1.46×10^{-9}	1.19×10^{-9}	-1.23	0.220
کارکرد زیستگاهی × درآمد Habitat function × Income	-1.49×10^{-9}	1.18×10^{-9}	-1.27	0.205
کارکرد تولیدی × سن Productive function × Age	0.0007805	0.0017669	0.44	0.659
کارکرد تولیدی × جنسیت Productive function × Gender	-0.084219	0.0589178	-1.43	0.153
کارکرد تولیدی × وضعیت تأهل Production function × Marital status	0.0259057	0.0531093	0.49	0.626
کارکرد تولیدی × شغل Productive function × Job	0.0051636	0.109532	0.47	0.637
کارکرد تولیدی × تحصیلات Productive function × Education	0.0091531	0.0035641	2.57	0.010**
کارکرد تولیدی × بعد خانوار Productive function × Household number	0.008427	0.0147013	0.57	./۵۶۷
کارکرد تولیدی × مخارج Productive function × Expenditures	-1.53×10^{-9}	1.2×10^{-9}	-1.27	0.203
کارکرد تولیدی × درآمد Productive function × Income	-1.55×10^{-9}	1.19×10^{-10}	-1.30	0.193
کارکرد اطلاعاتی × سن Information function × Age	-0.0007495	0.0017425	-0.43	./۶۶۷
کارکرد اطلاعاتی × جنسیت Information function × Gender	0.210833	0.0571186	3.69	0.000***

کارکرد اطلاعاتی × وضعیت تأهل	-0.0084207	0.0524845	-0.16	0.873
Information function × Marital status				
کارکرد اطلاعاتی × شغل	-0.0208058	0.0107523	-1.94	0.053**
Information function × Job				
کارکرد اطلاعاتی × تحصیلات	-3.39×10^{-4}	0.0035443	-0.10	0.924
Information function × Education				
کارکرد اطلاعاتی × بُعد خانوار	0.0074737	0.0144975	0.52	0.606
Information function × Household number				
کارکرد اطلاعاتی × مخارج	3.74×10^{-9}	1.19×10^{-9}	0.31	0.753
Information function × Expenditures				
کارکرد اطلاعاتی × درآمد	-1.18×10^{-9}	1.17×10^{-9}	-1.01	0.313
Information function × Income				
Cons عرض از مبدأ	-1.314	0.108	-12.13	0.000

معنی‌دار در سطح ۹۰ درصد، ** معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد، *** معنی‌دار در سطح ۹۹ درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

مخارج و درآمد جوامع بومی از عوامل مهمی در میزان توجه آنها به مسئله حفاظت جنگل و بهبود کارکردها و خدمات آن می‌باشد می‌توان با فراهم‌آوری امکانات آموزشی و تحصیلاتی به ویژه برای افراد با سطح پایین تحصیلات و افزایش درک افراد از اهمیت وجود این جنگل‌ها، شرایط مساعدتری برای پرداخت افراد جهت حفظ، احیا اکوسیستم جنگلی منطقه فراهم نمود. همچنین با اجرای سیاست‌های حمایت درآمدی به ویژه از افراد کم درآمد سبب جلوگیری از قاچاق چوب و حفاظت جنگل منطقه شد. لذا براساس یافته‌های پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود:

۱- از آنجایی که جوامع بومی تمایل به پرداخت بیشتری برای حفظ اکوسیستم جنگل جهت ارائه خدمات تنظیمی، زیستگاهی و اطلاعاتی دارند پیشنهاد می‌شود دولت جهت جلوگیری و کاهش مخاطرات محیط‌زیستی آتی به طور جدی حفاظت جنگل را مورد توجه قرار دهد. ۲- نظر به اینکه در این مطالعه افراد با سطح تحصیلات بالاتر تمایل بیشتری به حفاظت از اکوسیستم جنگلی، پیشنهاد می‌شود به منظور ارتقای سلامت افراد جامعه، سطح آگاهی جوامع روستایی در خصوص حفاظت از اکوسیستم جنگلی از طریق کلاس‌های ترویجی، برنامه‌های آموزشی از جمله صدا و سیمای استانی، روزنامه‌ها و سازمان‌های مربوطه و مشوق‌های اقتصادی برای ذینفعانی که برای تأمین نیازمندی‌های خود از اکوسیستم جنگل استفاده می‌کنند افزایش داده شود. همچنین پیشنهاد می‌شود از طریق آموزش‌های همگانی با استفاده از وسایل ارتباط جمعی و برگزاری کارگاه‌های آموزشی و همایش‌های محیط‌زیستی در شهر بابل رفتار محیط‌زیستی مردم به نحو بهتری ارتقا یابد. ۳- همچنین با توجه به تأثیر متغیر سن جوامع توصیه می‌شود پیاده‌سازی برنامه‌های حفاظتی جنگل با تمرکز بر جوامع دارای میانگین سنی بالاتر شروع شود و در عین حال آموزش، زمینه‌سازی و فرهنگ‌سازی در میان ساکنین با میانگین سنی کمتر نیز به منظور ارتقای سطح مشارکت آنها در

در خصوص ویژگی‌های زیستگاهی و تولیدی جنگل‌های شیباده و دیوا اثر متغیرهای تحصیلات در سطح پنج درصد مثبت و معنی‌دار شد. همچنین اثر متغیر جنسیت و شغل در ویژگی تولیدی مثبت و معنی‌دار است. نتایج مطالعه جلیلی کامجو و همکاران (Jalili Kamjoo et al., 2014) نیز مؤید نتایج این تحقیق می‌باشد.

نتیجه‌گیری

نتایج این مطالعه نشان داد هرکدام از خانوارهای بومی حاشیه جنگل‌های شیباده و دیوا حاضر هستند ۱۷۴۰۸۹/۹ ریال در سال برای حفاظت اکوسیستم جنگلی منطقه جهت ارائه خدمات پرداخت نمایند. لذا با توجه به اینکه تعداد خانوارهای مورد مطالعه برابر با ۹۹۶ خانوار می‌باشد لذا متوسط ارزش حفاظتی سالانه هر خانوار بومی به منظور حفاظت اکوسیستم جنگلی منطقه جهت ارائه خدمات مورد مطالعه برابر با ۳۳/۱۹ میلیون ریال برآورد گردید. در واقع این ارزش مقدار پرداختی است که هر خانوار تمایل دارند جهت حفاظت از جنگل‌های منطقه پرداخت نماید. همچنین جوامع بیشترین قیمت ضمنی یا تمایل به پرداخت را برای حفاظت جنگل جهت ارائه خدمات تنظیمی دارند. بعد از آن برای بهبود خدمات اطلاعاتی و زیستگاهی حاضر هستند پرداخت نمایند. به عبارت دیگر خدمات تنظیمی، اطلاعاتی و زیستگاهی به ترتیب بیشترین تا کمترین تمایل به پرداخت‌ها را به خود اختصاص دادند که نشانگر اولویت‌بندی خدمات اکوسیستم جنگلی منطقه از دیدگاه جوامع بومی می‌باشد. لذا در سیاست‌ها و تصمیمات اتخاذ شده از طرف دولت جهت مدیریت و حفاظت این منطقه باید این ویژگی‌ها مد نظر قرار گرفته شود و طرح مدون جنگلداری جهت جلوگیری از قاچاق چوب توسط افراد فرصت‌طلب و سودجو در منطقه اجرا گردد و از طریق آن نیروهای حفاظتی به عرصه‌های جنگلی روانه نمود تا از مخاطرات محیط‌زیستی آینده به طور جدی جلوگیری شود. همچنین از آنجا که سطح تحصیلات،

اقدامات لازم در زمینه اجرای پروژه‌های حفاظت آب، خاک، حفاظت از گونه‌های گیاهی و جانوری تلاش نمایند. ۸- در نهایت به عنوان آخرین نتیجه‌گیری و پیشنهاد مستخرج از آن، بایستی به این نکته اشاره نمود که بهره‌گیری از رهیافت آزمون‌های انتخاب در این مطالعه، ممکن است توانسته باشد تا حدی در زمینه فرموله کردن سیاست توسعه برنامه‌های محیط‌زیستی ارتقای خدمات اکوسیستمی مرتبط با جنگل در منطقه مورد مطالعه راهگشا باشد، اما انجام پژوهش‌های تکمیلی بر پایه این پژوهش، می‌تواند کمک قابل توجهی به توسعه و بهبود این فضا داشته باشد.

سپاسگزاری

پژوهش حاضر برگرفته از نتایج پایان‌نامه کارشناسی ارشد در دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری است که با حمایت مالی این دانشگاه صورت گرفته است. بدین وسیله از همکاری این دانشگاه و کارشناسان اداره کل منابع طبیعی و آبخیزداری استان مازندران و تمامی جوامع بومی روستاهای شیاده و دیوا که در فرآیند انجام این پژوهش صادقانه ما را یاری نمودند تشکر و قدردانی می‌نماید.

حفاظت از اکوسیستم جنگلی انجام شود. ۴- در فرآیند ایجاد محدودیت‌های محیط‌زیستی در جوامع محلی مشابه حتماً به جایگزین‌های مالی و شغلی آن برای افراد محلی توجه شود. با ایجاد شغل برای افراد بیکار و توسعه مشاغلی که به منابع طبیعی وابستگی کمتر دارند، ضمن کاهش فشار بر منابع طبیعی، موجبات بهبود نگرش افراد نسبت به حفظ اراضی جنگلی و حفاظت بهتر از این منابع فراهم نمود. ۵- نتایج حاصل از لحاظ متغیرهای اجتماعی-اقتصادی حاکی از اهمیت این متغیرها بر میزان تمایل به پرداخت برای خدمات اکوسیستمی است لذا پیشنهاد می‌شود در سیاست‌گذاری‌ها در امر محیط‌زیست بیشتر به آنها توجه شود. ۶- با توجه به ارزش قابل توجه خدمات اکوسیستم جنگلی شیاده و دیوا برای جوامع بومی پیشنهاد می‌شود دستگاه‌های ذیربط همانند سازمان جنگل‌ها، مراتع و آبخیزداری کشور، اداره کل منابع طبیعی استان مازندران-ساری سرمایه‌گذاری‌های لازم را برای حفاظت هر چه بیشتر جنگل‌های شیاده و دیوا انجام دهند. ۷- با توجه به اینکه بالاترین مقدار ارزش اقتصادی برای خدمات تنظیمی از بین سایر خدمات برآورد شده است و این نشان‌دهنده اهمیت زیاد خدمات تنظیمی مانند حفاظت آب، حفاظت خاک، ترسیب کربن و تنظیم آب و هو از دیدگاه ساکنین منطقه مورد مطالعه می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود نهادهای ذیربط

منابع

1. Abedi, T., & Yousefi, B. (2015). Economic value of river protection in order to ensure the sustainability of agricultural water from the perspective of indigenous peoples (Case study: Khalkai Masal River), First International Congress, Land, Space, Clean Energy: 13-1.
2. Alpizar, F., Carlsson, F., & Martinsson, P. (2001). Using choice experiments for non-market valuation, working papers in economics, 52.
3. Anonymous. (2013). Lefebvre Forestry Plan Booklet 6, Nature and Resource Sustainability Consulting Engineers. 156.
4. Anonymous. (2020). <https://fa.wikipedia.org/wiki>.
5. Arcidiacono, P., Bayer, P., Blevins, J.R., & Ellickson, P.E. (2016). Estimation of dynamic discrete choice models in continuous time with an application to retail competition, *Review of Economic Studies*, Oxford University Press 83(3): 889-931.
6. Bamwesigye, D., Hlavackova, P., Sujova, A., Fialova, J., & Kupec, P. (2020). Willingness to pay for forest existence value and sustainability. *Sustainability* 12(3): 891. <https://doi.org/10.3390/su12030891>.
7. Benjamin, S., Thompson, D., & Friess, A. (2019). Stakeholder preferences for payments for ecosystem services (PES) versus other environmental management approaches for mangrove forests. *Journal of Environmental Management* 233: 636-648. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2018.12.032>.
8. Carson, R., Louviere, J.J., Anderson, D., Arabie, P., Bunch, D., Hensher, D.A., Johnson, R., Kuhfeld, W., Steinberg, D., Swait, J.D., Timmermans, H., & Wiley, J. (1994). Experimental analysis of choice. *Marketing Letters* 351-368.
9. De Groot, R.S., Wilson, M.A., & Boumans, R.M.j. (2002). A typology for the classification, description and valuation of ecosystem function, goods and services. *Ecological Economics* 41: 393-408. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(02\)00089-7](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(02)00089-7).
10. De Groot, R., Brander, L., & Ploeg, S. (2012). Global estimates of the value of ecosystems and their services in monetary units. *Ecosystem Services* 1: 50-61. <https://doi.org/10.1016/j.ecoser.2012.07.005>.
11. Esmaeili, A., & Paroon, S. (2010). Market valuation of mangrove forest in Qeshm island protected area, *Agricultural Economics* 4(2): 131-147. (In Persian)
12. Facciola, M., Czajkowski, M., Klaus, G., & Julia, M. (2021). Environmental attitudes and place identity as determinants of preferences for ecosystem services. *Ecological Economics* 174: 106600. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2020.106600>.

13. Ghomi, A.M., Akbarinia, S.M., Hosseini, T., Mohammad, H., & Hannes Ditter, K. (2021). Prioritizing of the Hyrcanian proposed sites for inscription on the UNESCO'S world Heritage List by use of decision making methods. *Ecology of Iranian Forest* 8(16): 90-102. (In Persian)
14. Haghighi, M., Hayati, B., Pishbahar, E., & Molaei, M. (2019). An application of choice experiment approach on total economic valuation of Arasbaran forests. *Journal Forest Research and Development* 5(3): 449-467 .
15. Hanley, N., Wright, R.E., & Alvarez-Farizo, B. (2006). Estimating the economic value of improvements in river ecology using choice experiments: an application to the water framework directive. *Journal of Environmental Management* 78(2): 183-193. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2005.05.001>.
16. Hanley, N., Mourato, S., & Wright, R. (2001). Choice modeling approaches: A superior alternative for environmental valuation? *Journal of Economic Surveys* 15(3): 435-462. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00145>.
17. Hausman, J., & Macfadden, D. (1984). Specification tests for the multinomial logit model. *Journal of Econometrical* 52(5): 1219-1240. <https://doi.org/10.2307/1910997>.
18. Hensher, D.A., Rose, J.M., & Greene, W.H. (2005). *Applied choice analysis: A primer*. Cambridge University Press, Cambridge.
19. Jalili Kamjo, P., Sharzie, Gh., Khoshakhlgh, R., & Rahimi, T. (2014). Application of nested logit model in ecosystem services valuation (Case study: Ganjname recreational site). *Journal of Natural Environment* 67(3): 253-265. (In Persian)
20. Jalili Kamjoo, P., Khosaghlagh, R., & Ftros, M. (2014). M. Anew Approach in Estimate of regional and non-regional visitor's preference with Zayanderood Ecosystem Services: Choice Experiment – Conditional Logit. *Quarterly Energy Economics Review* 10(42) :1-24.
21. Jaung, W., Bull, G., Sumail, U., & Putzel, L. (2018). Estimating water user demand for certification of forest watershed, Services. *Journal of Environmental Management* 212: 469-478. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2018.02.042>.
22. Johnson, R.M., & Orm, B.K. (1996). How many questions should you ask in choice-based conjoint studies? In Art Forum, Beaver Creek: 1-23.
23. Lancaster. (1996). A new Approach to consumer theory, *Journal of Political Economy*.
24. Louviere, J.J., Hensher, D., Swait, J., & Adamowicz, W. (2000). *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*. Cambridge University Press, Cambridge.
25. Manski, C.F. (1977). The structure of random utility models. *Theory and Decision* 8(3): 229-254.
26. Marvi Mohajer, M. (2016). *Forestry and forestry*, University of Tehran Press, 410 p. (In Persian)
27. Mashayekhi, Z. (2007). Economic Valuation of Zagros Forest Ecosystems in Rapid Runoff Reduction as an Environmental Service (Case Study: Bazaft Forests of Chaharmahal and Bakhtiari Province), M.Sc. Thesis, Faculty of Natural Resources, University of Tehran, 136 p. (In Persian)
28. Mashayekhi, Z., Sharzei, G., Danehkar, A., & Majed, V. (2017). Estimating the local cost of conservation: a choice modeling approach for eliciting willingness to accept compensation. *Journal of Forest and Wood Products* 70(1): 71-81. (In Persian)
29. Mashayekhi, Z., Sharzei, G., Danehkar, A., & Majed, V. (2018). A comparison of stated preferences methods for economic valuation of ecosystem services (case study: Qeshm mangrove ecosystems), *Environmental Sciences* 16(1): 69-88. (In Persian)
30. McFadden, D. (1974). *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*. Frontiers in Econometrics, Zarembka, P., (ed.) New York: Academic press.
31. Mobarghai, N.(2008). Presenting and applying spatial valuation model of forest ecosystem services using geographic information system (case study: Khairud forests Nowshahr), PhD Thesis, Department of Environmental Planning and Management, Faculty of Environment, University of Tehran, 210 p. (In Persian)
32. Muharramnejad, N., & Mafi, A. (2006). A study of strengths, weaknesses, threats and opportunities for the implementation of forest principles in the forests of northern Iran (Rio to Johannesburg). *Journal of Environmental Technology* 11(4): 149-172. (In Persian)
33. Niazi, N., & Malikonja, R. (2013). Prioritization of functions of Middle Zagros forests using classical and fuzzy AHP analysis (Case study: Kakarzai forests of Khorramabad). *Natural Ecosystems of Iran* 4(1): 45-57. (In Persian)
34. Noden, A., Coria, J., Jonsson, A., Lagergern, F., & Lehsten, V. (2017). Divergence in stakeholder's preferences: Evidence from a choice experiment on frost landscapes preferences in Swedan. *Ecological Economics* 132: 179-195.
35. Pirkia, M., Fallah, A., Amirnejad, H., & Mohamadi, J. (2018). The identification and prioritization of criteria and indicators for Assessment of Multiple Ecosystem Services using of multi-criteria decision making techniques Entropy and TOPSIS in Darabkola Watershed. *Journal of Natural Ecosystem of Iran* 9(3): 79-100. (In Persian)
36. Rezende, C.E., Kahn, J.R., Passareli, L., & Vasquez, W.F. (2015). An economic valuation of mangrove restoration in Brazil. *Ecological Economics* 120: 296-302.
37. Shahpouri, A., & Amirnejad, H. (2016). Choice modeling, a new method for valuing natural resources in order to sustain and maintain the environment. First National Conference on Applied Research in Environmental Conservation, Water and Natural Resources, Arak. (In Persian)

38. Sharzehi, G., & Jalili Kamjoo, S.P. (2013). Choice modeling: A new approach to valuation of environmental commodity; case study: Ganjnameh, Hamadan. *QJER*. 13(3): 1-18. (In Persian)
39. Taye, F., Vedel, S., & Jacobsen, J. (2018). Accounting for environmental attitude to explain variations in willingness to pay for forest ecosystem services using the new environmental, *Journal of Environmental Economics and Policy* 2160-6544 (Print) 2160-6552.22pp. <https://doi.org/10.1080/21606544.2018.1467346>.
40. Vega, D.C., & Alpizar, F. (2011). The case of the Toro 3 Hydroelectric project and the Recreo Verde Tourist center in Costa Rica. Environment for Development: Discussion Paper Series, May, EfD DP.



Assessing the Effect of Climate Change and Food Price Index on Food Security of Urban Households in Iran

A. Fatahi Ardakani^{1*}, F. Sakhi², Y. Bostan³, M. Rezvani⁴

Received: 04-10-2021

Revised: 28-10-2021

Accepted: 17-12-2021

Available Online: 06-10-2022

How to cite this article:

Fatahi Ardakani, A., Sakhi, F., Bostan, Y., & Rezvani, M. (2022). Assessing the Effect of Climate Change and Food Price Index on Food Security of Urban Households in Iran. *Journal of Agricultural Economics & Development* 36(3): 249-263. (In Persian with English abstract)

DOI: [10.22067/jead.2021.71352.1060](https://doi.org/10.22067/jead.2021.71352.1060)

Introduction

Various studies have shown that changes in rainfall due to climate change can affect the stability of food supply and in fact climate change by increasing the prevalence and severity of drought or flood, crop yields, food access and also effect food prices. According to the FAO, Iran's food security rank is 82 out of 125 countries in the world, and one of the reasons for this rank is the excessive waste of agricultural products in Iran. As a result, citing a wide range of previous studies, it has been documented that the impact of climate change on food security for countries that are more dependent on agriculture is largely negative and has significant effects. Therefore, in present study, citing theoretical foundations and foreign and domestic studies conducted in the field of food security especially in Iran, factors such as food prices, climate change, household income, exchange rate and targeted subsidy policy as factors affecting selected food security and their effect on food security of urban households in Iran were studied.

Materials and Methods

In this study, it was our goal to find the effects of food price variables, climate change, household income, exchange rate and targeted subsidy policy on food availability by estimating single equations of the food security index.

In this study, based on the subject literature and available information, the self-explanatory model with wide intervals (ARDL) and the error correction model (ECM) introduced by boys and colleagues have been used to examine integration and estimate short-term and long-term relationships between variables. Data required for the present study, regarding the open market exchange rate and food prices (food and beverages) from official statistics based on the annual reports of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the necessary information to calculate the food security index of households and average household income from detailed results Expenditure and income of urban households of the Statistics Center of Iran, for the period 1398-1399 has been extracted.

Results and Discussion

The results showed that in the long run, a one percent increase in food prices reduces the food security index of Iranian urban households by 21 percent. As expected, the coefficient of variable climate change has a negative and significant effect on the food security index, and with its increase, the production of food and agricultural

1- Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural and Natural Resources, Ardakan University, Ardakan, Iran

(*- Corresponding Author Email: fatahi@ardakan.ac.ir)

2 and 4- Ph.D. Students Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural and Natural Resources, University of Tehran

3- Ph.D. Student Department of Agricultural Economics, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University, Sari, Mazandaran, Iran

products decreases, and as a result, the food security index decreases. The growth rate of free market exchange rate with a negative sign at the level of one percent is significant. Since the agricultural industry in Iran is an industry highly dependent on imports. As a result, the increase in the exchange rate increases the price of agricultural products and affects food security. Annual household income has a positive and significant effect on household food security index. By increasing household income and assuming its appropriate distribution in society, it can be concluded that urban households are faced with increased purchasing power and ability to meet their food needs, and this variable has a positive effect on energy status and food security. The virtual variable of the years of implementation of the law on targeted subsidies is also significant at the level of 10% with a negative sign. The results show that in the long run, the implementation of this law has reduced the activity of farmers due to rising prices of agricultural inputs and energy carriers, this issue leads to a decrease in domestic food production and thus increases their prices and ultimately reduces food security of households. The estimated coefficient of ecm (-1) is equal to the negative value of 0.42 and is statistically significant at 1% probability level. The value of this coefficient indicates that each year 0.42% of the imbalance of one period of food security of urban households in Iran in the next period is adjusted.

Conclusion

Given the negative effect of food price index and exchange rate on food security of urban households, the application of appropriate exchange rate policies can be very effective in reducing inflation, especially food price inflation, which threatens the country's food security. With increasing investment, domestic food production is approaching self-sufficiency in this sector, in which case food prices will be subject to domestic supply and demand, and to some extent will be protected from exchange rate fluctuations and food imports, and this will create food security and prosperity. The economy in the country will help a lot. Given the negative effect of targeted subsidies, a review of the implementation of targeted subsidies policy to establish food security for households is proposed. To reduce the negative effects of climate change on food security, selective strategies must focus on addressing the adverse effects of climate change and food insecurity. Educating and strengthening public belief in climate change and water crisis, formulating long-term and short-term plans and policies for water resources management under climate change conditions with the participation of all relevant organizations and moving towards modern methods can be effective in reducing the effects of climate change.

Keywords: ARDL, Climate change, Domarten index, Nutrition index, Subsidy targeting

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۲۴۹-۲۶۳

بررسی تأثیر تغییرات آب و هوایی و شاخص قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران

احمد فتاحی اردکانی^{۱*} - فاطمه سخی^۲ - یدالله بستان^۳ - محمد رضوانی^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۱۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۶

چکید

ناامنی غذایی یک چالش اساسی برای تمامی افراد به‌ویژه فقرا در جهان است. از این‌رو دولت‌ها درصدد اجرای سیاست‌های مختلف در جهت پایداری امنیت غذایی خانوارها هستند. در این بین کشورهایی همچون ایران به‌دلیل شرایط اقتصادی ناپایدار و تغییرات آب و هوایی شدید (نوسان در بارش و خشکسالی‌های متوالی) شاهد امنیت غذایی پرنوسانی برای خانوارها هستند. برای پایداری در امنیت غذایی کشورهای درحال توسعه از جمله ایران، انجام مطالعات مختلف در جهت شناسایی عوامل اثرگذار بر امنیت غذایی حائز اهمیت است. از این‌رو در مطالعه پیش‌رو با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و آمار و اطلاعات دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۸ به بررسی تأثیر تغییر آب و هوا و شاخص قیمت مواد غذایی به همراه متغیرهای درآمد سالانه خانوار و رشد نرخ ارز آزاد بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران پرداخته شد. از شاخص AHFSI برای متغیر امنیت غذایی خانوار استفاده شد و مقدار آن تا سال ۱۳۹۸ برآورد گردید. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی، وقفه سوم تغییر آب و هوا، نرخ بازار آزاد و متغیر مجازی هدفمندی یارانه دارای اثر منفی و معنادار و متغیر درآمد سالانه خانوار نیز اثر مثبت و معنادار بر امنیت غذایی خانوار شهری ایران است. همچنین در هر سال ۰/۴۲ درصد از عدم تعادل یک دوره امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در دوره بعد تعدیل می‌شود. در نتیجه پیشنهاد می‌شود با توجه به نتایج مطالعه حاضر، راهبردهای انتخابی باید برای رفع اثرات نامطلوب تغییرات آب و هوا و ناامنی غذایی تمرکز کنند. آموزش و تقویت باور عمومی نسبت به تغییر آب و هوا و بحران آب، تدوین برنامه و سیاست‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت ویژه مدیریت منابع آب تحت شرایط تغییر آب و هوا می‌تواند موثر باشد.

واژه‌های کلیدی: تغییرات آب و هوایی، شاخص امنیت غذایی، شاخص دومارتن، هدفمندی یارانه، ARDL

مقدمه

علی‌رغم پیشرفت‌های قابل توجهی که در طی چند دهه گذشته در کاهش گرسنگی حاصل شده است، اما از سال ۲۰۱۵ بیش از ۸۰۰ میلیون نفر دچار سوء تغذیه مزمن هستند. تخمین زده می‌شود ۱۶۱

۱- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران
(*) نویسنده مسئول: (Email: fatahi@ardakan.ac.ir)

۲ و ۴- دانشجویان دکتری اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، مازندران، ایران

DOI: 10.22067/jead.2021.71352.1060

میلیون کودک زیر پنج سال دچار کوتاهی رشد ناشی از عدم دریافت غذای کافی هستند. دو میلیارد نفر فاقد مواد مغذی ضروری مورد نیاز برای زندگی سالم هستند. به‌عبارتی ساده‌تر، از هر ۹ نفر در جهان یک نفر قادر به تأمین نیازهای انرژی خود در سال ۲۰۱۵-۲۰۱۴ نبودند. براساس آمار فائو، برای تأمین تقاضای فزاینده ناشی از رشد جمعیت و تغییرات رژیم غذایی، تولید مواد غذایی باید تا سال ۲۰۵۰، ۶۰ درصد افزایش یابد (Fao, 2015). در نتیجه مبحث امنیت غذایی نسبت به دهه‌های گذشته بیش از پیش مورد توجه است. امنیت غذایی به معنای علمی، روشی حساب‌شده برای رفع مشکلات غذا و تغذیه و چارچوب تعریف شده‌ای برای برنامه‌ریزی و مدیریت توسعه است (Ahmadzade et al., 2012؛ Wossen et al., 2018). براساس تعاریف مختلف از امنیت غذایی، سه مفهوم اصلی امنیت غذایی

مختلفی صورت گرفت، از اطلاعات ۱۱۳ کشور استفاده شده است. براساس گزارش فائو رتبه امنیت غذایی ایران در بین ۱۲۵ کشور جهان، ۸۲ است و یکی از دلایل کسب این رتبه، هدر رفت بیش از حد محصولات کشاورزی در ایران بیان شده است (Sheibani et al., 2019).

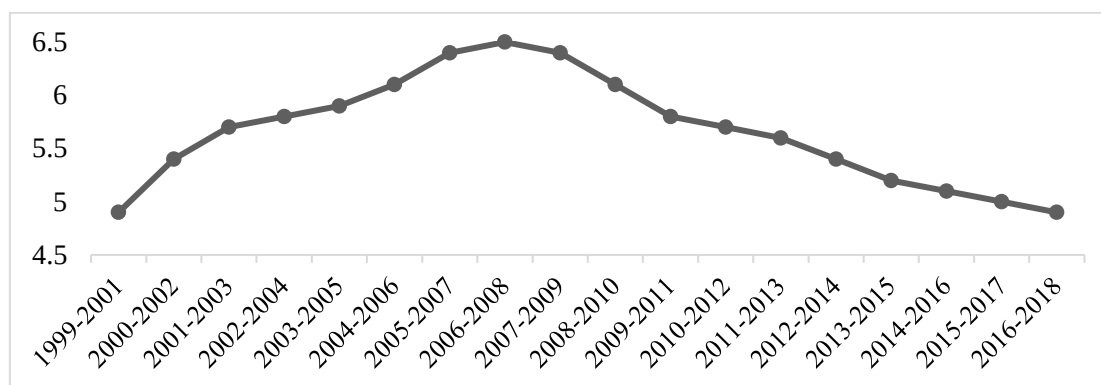
عبارتنداز: غذای کافی، دسترسی فیزیکی و اقتصادی به غذا و امنیت برای زندگی سالم. در شکل ۱ روند سالانه تغییرات شاخص امنیت غذایی در جهان ارائه شده است. براساس این شکل شاخص امنیت غذایی در جهان در یک دهه گذشته حدود ۲ درصد افزایش یافته است. در رتبه‌بندی جهانی امنیت غذایی که براساس فاکتورهای



شکل ۱- روند امنیت غذایی در جهان در دوره زمانی ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۸، منبع: Fao, 2019
Figure 1- Trend of food security in the world in the period 2012 to 2018, Source: Fao, 2019

عدد ۴/۹ درصد نسبت به کل جمعیت ایران است که دوباره به سطح خود در سال ۲۰۰۱-۱۹۹۹ رسیده است که در شکل ۲ قابل مشاهده است.

براساس گزارش فائو در سال ۲۰۱۹ که به صورت میانگین سه سال متوالی محاسبه شد، روند شدت سوء تغذیه در ایران بعد از یک افزایش ۱/۵ درصدی به کل جمعیت در سال ۲۰۰۸، روند نزولی را طی کرده است و براساس آمار سال ۲۰۱۸-۲۰۱۶ در حال حاضر این



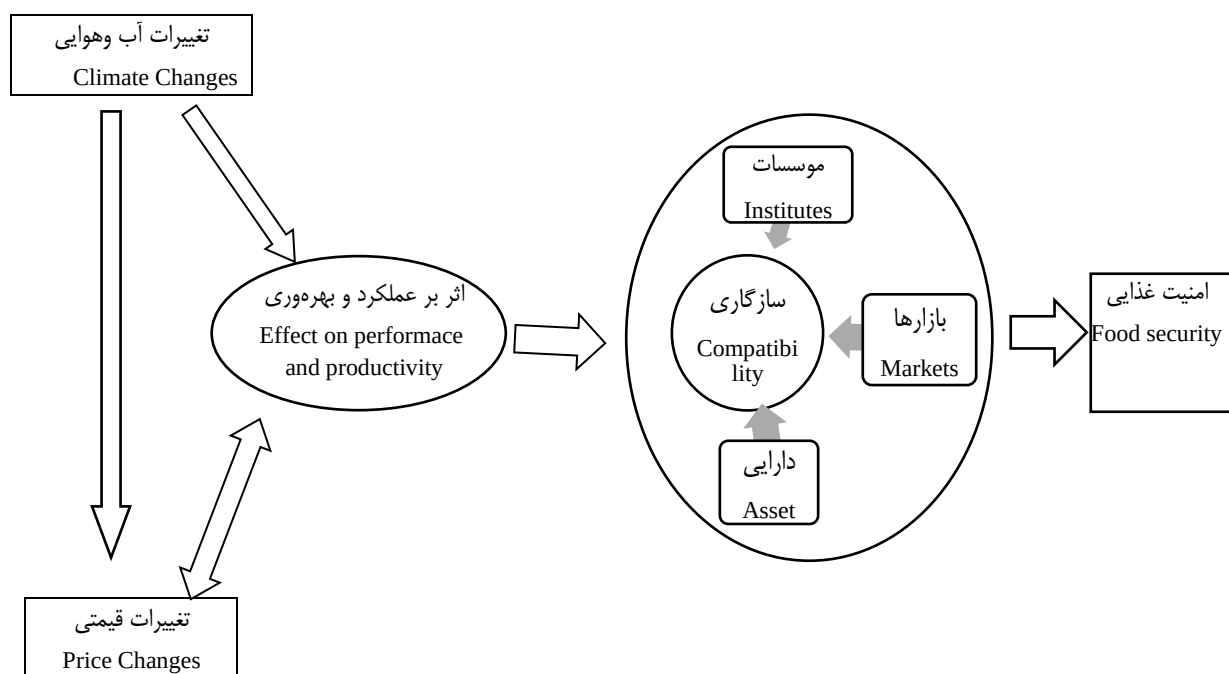
شکل ۲- روند تغییر سه ساله شیوع سوء تغذیه در ایران در دوره زمانی ۱۹۹۹-۲۰۱۸، منبع: Fao, 2019
Figure 2- Trend of three years change in the prevalence of malnutrition in Iran in the period 1999-2018, Source: Fao, 2019

(Wossen et al., 2018). تغییرات آب و هوایی با استفاده از پنج عامل بر سیستم‌های زراعی، تولید غذا و دسترسی به غذا اثرگذار است. این پنج عامل عبارتند از فرسایش خاک، ترکیب جوی، بارش، افزایش سطح آب دریا و درجه حرارت (Fao, 2015). این پنج عامل بر خدمات متعدد سیستم‌های زراعی اثر می‌گذارند و از این طریق بر

عوامل مختلفی بر امنیت غذایی خانوارها تأثیرگذار هستند. در بین عوامل اثرگذار بر امنیت غذایی در بخش کشاورزی می‌توان به دو عامل تغییرات آب و هوایی و قیمت محصولات کشاورزی اشاره کرد که براساس مطالعات متعدد بر بعد در دسترس بودن امنیت غذایی اثرگذار هستند (Ticci, 2011; Alem and Söderbom, 2012).

تغییرات آب و هوایی مطمئناً عملکرد را تحت تأثیر قرار خواهد داد زیرا خانوارها براساس تغییرات قیمت نسبی، مصرف و تولید خود را تنظیم می‌کنند. علاوه بر این، حتی بدون تغییر در بهره‌وری، تغییر قیمت با تغییر قدرت خرید خانوارها، بر امنیت غذایی تأثیر می‌گذارد (Wossen et al., 2018). به عبارت دیگر می‌توان بیان کرد که تغییرات آب و هوایی، تولید کشاورزی و در پی آن عوامل وابسته به کشاورزی مانند امنیت غذایی و رفاه اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات در میزان بارش ناشی از تغییر آب و هوا می‌تواند ثبات عرضه مواد غذایی را تحت تأثیر قرار داده و در واقع تغییر آب و هوا با افزایش شیوع و شدت خشکسالی و یا سیل، بازده محصولات کشاورزی، دسترسی به مواد غذایی و همچنین قیمت مواد غذایی را تحت تأثیر خود قرار دهد (Gohar and Cashman, 2016).

کمیت، کیفیت و قیمت محصولات کشاورزی و فرایند پس از برداشت تأثیر گذاشته و از طریق بازار و تجارت بر قیمت (امرار معاش مردم) و درآمد کشاورزان و مشاغل وابسته به کشاورزی و منابع طبیعی تأثیر گذاشته و در نهایت پایداری، دسترسی و ماهیت امنیت غذایی و تغذیه را تحت شعاع قرار می‌دهد. در شکل ۳ ارتباط بین تغییرات آب و هوایی و قیمتی و استراتژی‌های سازگاری و امنیت غذایی به تصویر کشیده شده است. شکل ۳ این واقعیت را تأیید می‌کند که تأثیر مستقیم تغییرات آب و هوایی بر امنیت غذایی از طریق مسیر بهره‌وری (عملکرد) منتقل می‌شود. این امر به نوبه خود بر بعدهای اقتصادی و فیزیکی امنیت غذایی به‌طور غیرمستقیم و مستقیم تأثیر می‌گذارد. با این حال، تغییرات آب و هوایی همچنین ممکن است بر قیمت تولید نیز تأثیرگذار باشد. این تغییرپذیری قیمت ناشی از



شکل ۳- ارتباط مفهومی بین تغییرات آب و هوایی، قیمت، سازگاری و امنیت غذایی، مأخذ: Gohar and Cashman, 2016

Figure 3- Conceptual linkages among climate and price variability, adaptation options and food security, Source: Gohar and Cashman, 2016

غذایی خانوار^۱ (HFIA) محاسبه و برای بررسی عوامل موثر بر رواج ناامنی غذایی خانوار از مدل اقتصادسنجی پروبیت ترتیبی^۲ استفاده شده است. نتایج نشان داد که فقط ۵۲ درصد خانوارها دارای امنیت غذایی هستند. همچنین تغییرات آب و هوایی و تلفات محصول اثر مثبت و معناداری بر کاهش امنیت غذایی دارند. آمولگبه و همکاران

مطالعات بسیاری در حوزه امنیت غذایی و تغییرات آب و هوایی در داخل و خارج از کشور انجام شده است در ادامه بر تعدادی از مطالعات اشاره می‌شود. گزیموگبر و راهوت (Gezimu Gebre and Rahut, 2021) با استفاده از داده‌های اولیه جمع‌آوری شده در اتیوپی، کنیا و تانزانیا روابط بین رواج (شیوع) ناامنی غذایی خانوار و آسیب‌پذیری در برابر تغییرات آب و هوایی در شرق آفریقا را مورد مطالعه قرار دادند. برای اندازه‌گیری رواج ناامنی غذایی خانوار شاخص دسترسی به ناامنی

1- Household Food Insecurity Access Scale

2- Ordered Probit Econometrics Model

(Amolegbe et al., 2021) برای بررسی اثر نوسانات غیرفصلی قیمت مواد غذایی (به ویژه افزایش غیرمنتظره قیمت‌ها) بر امنیت غذایی خانوار نیجریه از داده‌های پنل استفاده نمودند. با در نظر گرفتن اثرات جانشینی و تمرکز بر برنج داخلی و وارداتی نتایج نشان داد که افزایش قیمت برنج وارداتی به تنوع رژیم غذایی و سهم غذا از مخارج مصرفی آسیب می‌رساند. مکنونن و همکاران (Mekonnen et al., 2020) با استفاده از مدل رگرسیون لاجیت به تجزیه و تحلیل تغییر آب و هوا محلی، وضعیت امنیت غذایی خانوار، عوامل ناامنی غذایی مربوط به آب و هوا، عوامل تعیین‌کننده امنیت غذایی و استراتژی سازگاری کشاورزان محلی در اتیوپی جنوبی پرداختند. نتایج بیانگر این است که سن و اندازه خانوار، میزان زمین زیرکشت و بارندگی از عوامل مؤثر بر وضعیت امنیت غذایی خانوار بودند. بوکچیولا و همکاران (Bocchiola et al., 2019) در مطالعه خود به بررسی امنیت غذایی، پیش‌بینی جمعیت و تولید محصول برای سال ۲۱۰۰ پرداختند. نتایج نشان داد که با روند فعلی تغییر آب و هوا باعث کاهش ۴۲ درصدی در برنج و ۴۶ درصدی در ذرت و ۱۱۱ درصد در امنیت غذایی می‌شود. ووسن و همکاران (Wossen et al., 2018) در مطالعه‌ای اثر تغییرپذیری آب و هوا و نوسان قیمت مواد غذایی بر درآمد و امنیت غذایی در خانوارهای اتیوپی و غنا را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد تغییرپذیری آب و هوا و نوسان قیمت اثر منفی بر درآمد و امنیت غذایی در خانوارهای هر دو کشور دارد. گوهر و کاشمن (Gohar and Cashman, 2016) با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP) نشان دادند که تغییرات آب و هوا تأثیر منفی قابل توجهی بر منابع آب و امنیت غذایی دارد. همچنین تغییرات آب و هوا باعث افزایش قیمت محصولات کشاورزی می‌شوند. یافته‌های مطالعه‌ی ووسن و برگر (Wossen and Berger, 2015) با استفاده از سیستم‌های چند عاملی مبتنی بر برنامه‌نویسی ریاضی نشان داد که هم تغییرات آب و هوا و هم تغییرات قیمت اثر منفی قابل توجهی بر رفاه خانوارها در غنا دارند. کریمی و همکاران (Karimi et al., 2018) در مطالعه خود به بررسی تغییر آب و هوا بر کشاورزی ایران پرداختند. نتایج حاصل از مرور منابع و تحلیل داده‌های سری زمانی نشان داد تغییر آب و هوا تأثیر معنادار بر عملکرد محصول، نیاز محصول به آب، درآمد و رفاه خانوار دارد. نتایج پژوهش کرباسی و محمدزاده (Karbasi and Mohammadizade, 2018) با استفاده از الگوی جوهانسون برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۲ نشان دادند که متغیرهای درآمد سرانه، تنوع زراعی، واردات محصولات کشاورزی و شاخص کشاورزی پایدار تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای ضریب جینی و سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی اثر منفی و معنادار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند. عزیزی و همکاران (Azizi et al., 2016) در مطالعه خود با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه گسترده

نشان دادند در کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص حمایت از بخش کشاورزی دارای اثر مثبت و معنادار بر امنیت غذایی است. همچنین متغیر مجازی سال‌های اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و شاخص تورم دارای اثر منفی و معنادار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران است. محمدی (Mohammadi, 2014) با استفاده از متغیرهای شاخص امنیت غذایی، شاخص قیمت خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، مقدار عرضه مواد غذایی و خط فقر به بررسی نوسانات قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارهای شهری طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۶۰ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پرداخت. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت قیمت مواد غذایی اثری منفی بر امنیت غذایی می‌گذارد، اما در بلندمدت اثرش مثبت می‌شود، سطح فقر در کوتاه‌مدت و میان‌مدت بر امنیت غذایی خانوارهای شهری، اثر مثبت خواهد گذاشت، اما در بلندمدت این رابطه برعکس شده و اثری منفی بر امنیت غذایی می‌گذارد. مهرابی‌بشرآبادی و اوحدی (Mehrabi and Owhadi, 2014) با هدف بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی نشان دادند که متغیرهای تنوع زراعی، درآمد سرانه و واردات محصولات کشاورزی تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای ضریب جینی و سیاست‌های حمایتی دولت از بخش کشاورزی اثر منفی و معنادار بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی داشته‌اند.

با استناد به طیف گسترده‌ای از مطالعات قبلی، مستند شده است که تأثیر تغییر آب و هوا بر امنیت غذایی برای کشورهایی که بیشتر به بخش کشاورزی وابسته‌اند، تا حد زیادی منفی و دارای اثرات مهمی است. با توجه به مطالب ارائه شده، رصد وضعیت امنیت غذایی در تمامی کشورها به‌ویژه کشورهای درحال توسعه و در تمامی بخش‌ها لازم است. در نتیجه انجام مطالعات مختلف با استفاده از روش‌های متعدد اقتصادی و آماری از سوی پژوهشگران باید صورت گیرد تا به شناخت دقیق‌تری از وضعیت امنیت غذایی رسید و از این طریق به تدوین سیاست‌های مناسب برای رفع ناامنی غذایی و گرسنگی پرداخته شود. از این‌رو در مطالعه حاضر با استناد به مبانی نظری و مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در زمینه امنیت غذایی و وضعیت امنیت غذایی در ایران، عواملی همچون قیمت مواد غذایی، تغییرات آب و هوایی، درآمد خانوار، نرخ ارز و سیاست هدفمندی یارانه‌ها به‌عنوان عوامل مؤثر بر امنیت غذایی برگزیده شده و اثر آن‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران مورد بررسی قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

شاخص‌های متفاوتی جهت سنجش امنیت غذایی در سطح ملی و خانوار وجود دارد که از جمله آن‌ها می‌توان شاخص کلی امنیت غذایی

به میزان کمتر از استاندارد دریافت کرده‌اند؛ P_T تعداد کل جمعیت مورد بررسی؛ C_S انرژی یا پروتئین استاندارد؛ C_{AU} میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد؛ G شدت فقر غذایی؛ S انحراف معیار عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان؛ $\bar{X}$ میانگین عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان؛ CV ضریب تغییرات عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان و I^P ضریب توزیع انرژی یا پروتئین بین فقرا است. لازم به ذکر است که برای محاسبه‌ی ضریب توزیع انرژی، به دلیل در دسترس نبودن ارقام انرژی دریافتی تک تک خانوارهای فقیر از ضریب جینی توزیع مخارج خانوارها استفاده شده است. دلیل این انتخاب این است که نیاز به غذا اساسی‌ترین نیاز خانوارهاست و همبستگی بالایی بین مخارج مصرفی و انرژی دریافتی گروه‌های کم درآمد وجود دارد (Salem, 2017). برای محاسبه متغیرهای فوق، پس از جمع‌آوری آمار هزینه‌ی خوراک خانوارهای شهری در دهک‌های مختلف و تبدیل آن‌ها به انرژی (حاصل از کربوهیدرات، چربی، قند و پروتئین موجود در غذا) و مقایسه آن‌ها با انرژی استاندارد دریافتی و در نظر گرفتن بعد خانوار درصد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی دریافت کرده بودند و میانگین انرژی دریافتی کمتر از استاندارد محاسبه شد. انستیتو تغذیه و صنایع غذایی کشور برحسب ساختار سنی و جنسی جمعیت نیاز هر ایرانی به کالری غذایی را ۲۳۰۰ برای هر نفر در روز تعیین کرده است.

دامنه مقدار شاخص کل امنیت غذایی خانوار (AHFSI) از صفر تا ۱۰۰ است. اگر مقدار شاخص کمتر از ۶۵ درصد باشد، خانوارها در سطح بحرانی امنیت غذایی به سر می‌برند؛ اگر مقدار آن بین ۶۵ تا ۷۵ درصد باشد خانوارها دارای امنیت غذایی کم (ضعیف) و اگر بین ۷۵ تا ۸۵ درصد باشد، دارای امنیت غذایی متوسط و بالاتر از ۸۵ درصد خانوارها از سطح امنیت غذایی بالایی برخوردار هستند (Pinstrup-Andersen et al., 1999).

شاخص تغییر آب و هوا: به منظور محاسبه تغییر آب و هوا در مطالعات مختلف از شاخص‌های متعددی شامل میزان بارندگی، درجه حرارت، میزان رطوبت و انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO_2) و غیره استفاده می‌شود. در این پژوهش جهت محاسبه تغییرات آب و هوایی از شاخص تغییر آب و هوا دومارتن که به صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود، استفاده شده است.

$$A_i = \frac{P}{T + 10} \quad (3)$$

که در آن: A_i ضریب خشکی دومارتن؛ P میانگین سالانه بارندگی به میلیمتر؛ T میانگین سالانه دمای به درجه سانتیگراد می‌باشد. براساس رابطه (۳)، دومارتن آستانه‌هایی را تعیین و ۷ تیپ آب و هوایی از خشک تا بسیار مرطوب را تعریف می‌نماید.

در این مطالعه از شاخص FPI به عنوان شاخص قیمت مواد غذایی استفاده شده است. با توجه به این که هدف این پژوهش بررسی

خانوار^۱ (AHFSI)، روش مبتنی بر نمایه توسعه انسانی^۲ (HDI)، شاخص امنیت غذایی جهانی^۳ (GFSI) و شاخص امنیت غذایی^۴ (FSI) را نام برد. شاخص AHFSI با لحاظ آوردن سه عنصر اصلی امنیت غذایی یعنی موجود بودن غذا، پایداری عرضه غذا و دسترسی به غذا، سطح امنیت غذایی در جامعه را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص AHFSI شاخصی تجزیه‌پذیر برای تعیین رتبه امنیت غذایی در یک کشور بر پایه شدت فقر غذایی، نابرابری در توزیع غذا بین خانوارها و ناپایداری در دستیابی سالانه به غذا (یک شناسه خام جایگزین برای ریسک کمبود غذا در سطح کل کشور) است (Khodadad Kashi and Heidari, 2004). از این‌رو در این پژوهش از شاخص کلی امنیت غذایی استفاده می‌شود. در پژوهش پیش‌رو تلاش شده است تا با برآورد تک معادله‌ای شاخص کلی امنیت غذایی، اثرات متغیرهای قیمت مواد غذایی، تغییرات آب و هوایی، درآمد خانوار، نرخ ارز و سیاست هدفمندی یارانه‌ها بر آن مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین براساس مبانی نظری و ادبیات پژوهش الگوی نهایی شاخص امنیت غذایی با توجه به عوامل تأثیرگذار بر آن، به صورت رابطه (۱) به صورت خطی - لگاریتمی تصریح و مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$AHFSI_t = \beta_0 + \beta_1 REXR_t + \beta_2 FPI_t + \beta_3 CLIMATE_t + \beta_4 INCOME_t + \beta_5 DU89_t \varepsilon_t \quad (1)$$

در معادله (۱)، $AHFSI_t$ نشان‌دهنده شاخص کلی امنیت غذایی خانوار، $REXR_t$ رشد نرخ ارز بازار آزاد، FPI_t شاخص قیمت مواد غذایی (خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها)، $CLIMATE_t$ تغییرات آب و هوا، $INCOME_t$ متوسط درآمد سالانه خانوار (ریال) و $DU89_t$ متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها می‌باشند. لازم به ذکر است که متغیرهای فوق در فرم لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند. در زیر توضیح مختصری در خصوص متغیرهای الگو بیان می‌شود:

شاخص کلی امنیت غذایی خانوارها $AHFSI$: در این مطالعه جهت محاسبه امنیت غذایی خانوارهای شهری از شاخص کلی امنیت غذایی خانوار که توسط سازمان خواروبار کشاورزی توسعه داده شد، بهره گرفته شده است. این شاخص براساس مطالعه سن (Sen, 1976) و بیگمن (Bigman, 1993) بنا شده است. فرمول محاسبه شاخص AHFSI به صورت رابطه (۲) می‌باشد:

$$G = \frac{C_S - C_{AU}}{C_S \times H} \quad H = \frac{P_U}{P_T} \quad CV = \frac{S}{\bar{X}} \quad (2)$$

در رابطه‌های فوق، P_U تعداد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند؛ H درصد افرادی که انرژی یا پروتئین را

- 1- Aggregate Household Food Security Index
- 2- Human Development Index
- 3- Global Food Security Index
- 4- Food Security Index

توضیحی به وسیله معیارهای آکائیک (AIC^3)، شوارتز-بیزین (SBC^4) و حنان-کوئین (HQC^5) مشخص می‌شود. شکل عمومی آن برای حالت دو متغیره به صورت زیر است:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^q \beta_i x_{t-i} + v_t \quad (4)$$

در معادله (۴)، متغیر وابسته y_t تابعی از مقادیر سطح و با وقفه متغیر توضیحی و مقادیر با وقفه خودش است که می‌توان آن را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \quad (5)$$

در معادله (۵)، L عملگر وقفه به صورت $1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$ و $\alpha_3 L^3 - \dots - \alpha_p L^p$ عملگر وقفه B به صورت $\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \beta_3 L^3 + \dots + \beta_q L^q$ است.

از ویژگی‌های الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده این است که علاوه بر ارائه نمودن برآورد بدون تورشی از پارامترها، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نیز آزمون می‌نماید. برای بررسی وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون F باند استفاده می‌شود. آزمون فرضیه برای انجام آزمون F باند به صورت زیر است که در آن فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهاست:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$$

$$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq 0$$

آماره F به‌دست آمده با دو مقدار بحرانی بدست آمده توسط پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) مقایسه می‌شود (Pesaran and Shin, 1999). مقدار پایینتر با فرض $I(0)$ بودن تمامی متغیرها و مقدار بالاتر با فرض $I(1)$ بودن تمام متغیرهاست. اگر آماره‌ی F محاسباتی از حد بالای مقدار بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت رد می‌شود و اگر آماره‌ی آزمون کمتر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه‌ی صفر را نمی‌توان رد کرد و اگر آماره بین حد بالا و حد پایین مقادیر بحرانی باشد، نتیجه غیرقطعی خواهد بود (Pesaran et al., 2001)؛ (Frimpong Magnus and Oteng-Abayie, 2006). در صورت هم‌انباشتگی متغیرها می‌توان از طریق الگوی تصحیح خطا به بررسی پویایی کوتاه‌مدت و تمایل حرکت آن به سوی تعادل پرداخت (Mohammadi and Eydzadeh, 2014). پسران و شین (Pesaran and Shin, 1996) در مطالعات خود نشان دادند که از روی ضریب ECM به تنهایی می‌توان درباره وجود رابطه بلندمدت

تأثیر قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی می‌باشد، از شاخص قیمت مواد خوراکی و آشامیدنی‌ها بر پایه سال ۱۳۹۵ به‌عنوان شاخصی که تغییرات سالانه قیمت مواد غذایی را نشان می‌دهد استفاده شد. رشد نرخ ارز بازار آزاد $REXR$ نرخ ارز به‌عنوان یک متغیر اقتصادی مهم، به واسطه این که رابط بین قیمت‌های خارجی و داخلی و همچنین به‌طور هم‌زمان ابزاری برای توسعه صادرات و کاهش واردات است، بنابراین تغییر آن می‌تواند اثرات وسیعی را بر سایر متغیرهای اقتصادی بر جای بگذارد. در این پژوهش از متغیر نرخ ارز در بازار آزاد با میانگین $19478/35$ ریال و میانگین رشد آن برابر با $12/75$ درصد به‌عنوان یکی از عوامل مهم و موثر بر امنیت غذایی خانوارها بهره گرفته شده است. متغیر مجازی $DU89$ جهت بررسی تأثیر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بر امنیت غذایی خانوارهای شهری، از متغیر مجازی استفاده شد. به‌طوری‌که مقدار آن برای سال‌های اجرای قانون مذکور (سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸) عدد یک و برای سایر سال‌ها عدد صفر در نظر گرفته شده است. متوسط درآمد سالانه خانوار $INCOME$ درآمد سالانه خانوار یکی از عوامل مهم در تأمین امنیت غذایی در یک نظام اجتماعی است، به‌گونه‌ای که با افزایش درآمد، قدرت خرید و توانایی خانوارها در تأمین نیاز غذایی افزایش و وضعیت معیشت و امنیت غذایی آن‌ها بهبود می‌یابد. در این پژوهش از متوسط درآمد واقعی سالانه خانوارهای شهری استفاده شده است.

داده‌های مورد نیاز برای مطالعه‌ی حاضر، در خصوص نرخ ارز بازار آزاد و قیمت مواد غذایی (خوراکی و آشامیدنی‌ها) از آمارهای رسمی براساس گزارش‌های سالانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و اطلاعات لازم به منظور محاسبه شاخص امنیت غذایی خانوارها و متوسط درآمد خانوار از نتایج تفصیلی هزینه و درآمد خانوارهای شهری مرکز آمار ایران، برای دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۸ استخراج شده است.

روش اقتصادسنجی برآورد الگو

در این مطالعه بر اساس ادبیات موضوع و اطلاعات موجود از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده $ARDL$ (و مدل تصحیح خطا ECM^2) معرفی شده توسط پسران و شین (Pesaran and Shin, 1997) برای بررسی هم‌انباشتگی و نیز تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. در این روش لازم نیست درجه ایستایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. در الگوی $ARDL$ تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای

3- Akaike Info Criterion

4- Schwarz Criterion

5- Hannan-Quinn Criterion

1- Autoregressive distributed lag

2- Error Correction Model

با سال‌هایی است که کشور بیشترین تورم را تجربه نموده که تحت این شرایط امنیت غذایی مردم نیز تحت‌الشعاع قرار گرفته است. بعد از سال ۱۳۷۴ تا سال ۱۳۸۹ امنیت غذایی خانوارهای شهری با شیب ملایمی در حال افزایش بوده و در سال ۱۳۸۴ به حداکثر خود رسیده است. در این دوره نرخ ارز دارای ثبات نسبی بوده و نرخ تورم نیز نسبت به سال ۱۳۷۴ کاهش یافته است. عوامل مختلفی در این دوره موجب بهبود وضع معیشت و تغذیه خانوارهای کشور شده و در مجموع وضعیت مطلوب و با ثباتی در این زمینه حاصل شده است. امنیت غذایی در سال ۱۳۹۰ بیشترین مقدار خود را تجربه کرده است. علی‌هذا این روند رو به رشد در دوران پس از آن به دلایل مختلف از جمله تحریم‌های بین‌المللی و به‌ویژه تحریم‌های آمریکا علیه ایران که منجر به افزایش قیمت دلار در بازار و کاهش ارزش نرخ ارز و متعاقب آن رشد سطح عمومی قیمت‌ها در بازار و به‌ویژه قیمت مواد غذایی خانوارها، رکود در بخش تولید و نهایتاً کاهش توان و قدرت خرید خانوارها حفظ و صیانت نشد که در نهایت منجر به کاهش سطح امنیت غذایی خانوارها شد.

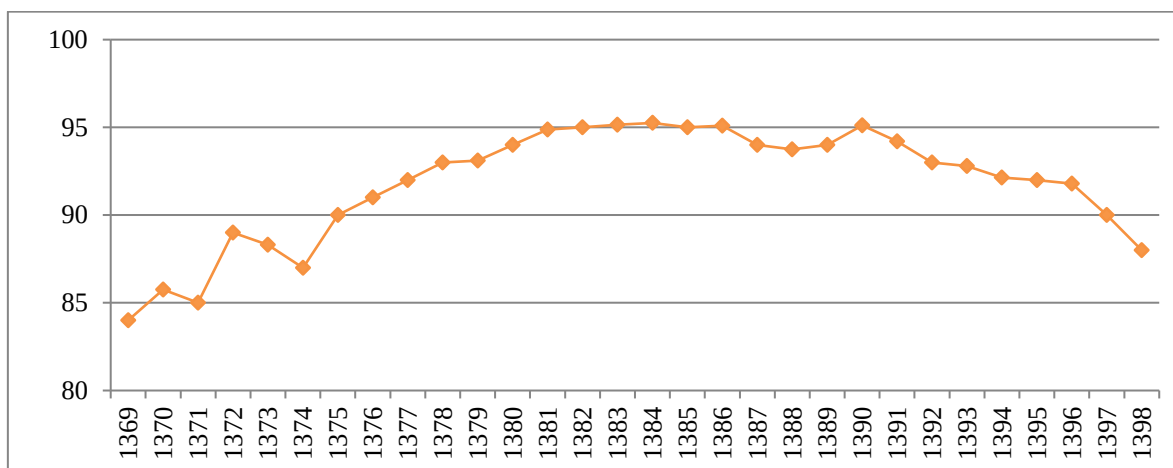
نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) متغیرهای پژوهش در جدول ۱، گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیر $CLIMATE_t$ در سطح ایستا ولی سایر متغیرها پس از یکبار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد ایستا هستند.

بین متغیرهای مدل تصمیم‌گیری نمود. به این صورت که اگر ضریب $ECM(-1)$ در مدل برآوردی بین صفر و منفی یک قرار گیرد و از لحاظ آماری معنادار باشد، آنگاه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار است.

نتایج و بحث

شکل ۴ وضعیت امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. براساس این شکل میانگین ۳۰ ساله شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری در ایران بالغ بر ۹۱/۷ درصد است. با توجه به دامنه شاخص مورد نظر، خانوارهای شهری ایران دارای امنیت غذایی بالایی هستند.

با توجه به **شکل ۴** می‌توان گفت که امنیت غذایی خانوارهای شهری در سال‌های ۱۳۶۹ و ۱۳۷۰ به علت مشکلات بعد از جنگ تحمیلی و کاهش تولید و سهمیه‌بندی کالاهای اساسی در سطح پایینی نسبت به دوره زمانی مورد بررسی قرار داشته است ولی دارای روندی رو به بهبود است. طی سال‌هایی ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۴ که در اصطلاح به آن دوران تعدیل ساختار اقتصادی نیز گفته می‌شود، وضعیت امنیت غذایی خانوارهای شهری از نوسانات قابل توجهی برخوردار است. برای اولین بار در این دوره در دو سال متمادی ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ امنیت غذایی روندی کاهشی را داشته که این دوران متناظر



شکل ۴- روند شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۸ (مأخذ: یافته‌های تحقیق)

Figure 4-the trend of food Security index of urban households during the years 1369-1398 (Source: Research findings)

طبق نتایج، شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری با یک وقفه با علامت مثبت در سطح یک درصد معنادار است. به عبارتی شاخص امنیت غذایی در سال گذشته اثر مثبت بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در سال جاری دارد. ضریب متغیر شاخص قیمت مواد غذایی نیز در سطح پنج درصد با علامت منفی معنادار است.

با توجه به این نکته پس از تعیین وضعیت ایستایی متغیرها، با انتخاب حداکثر وقفه ۲ به دلیل سالانه‌بودن داده‌ها، براساس معیار شوارتز- بیزین، اقدام به برآورد الگوی $ARDL$ برای بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای پژوهش می‌شود. نتایج برآورد الگوی پویای $ARDL$ در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

Table 1- Results of Variables unit root test

متغیرها Variables	مقدار آماره در سطح Statistics At level	مقادیر بحرانی در سطح یک درصد Critical Values 1%	مقدار آماره در تفاضل مرتبه اول Statistics at First order difference	مقادیر بحرانی در سطح یک درصد Critical Values 1%	نتیجه ایستایی Stationary result
$AHFSI_t$	-0.513	-4.309	-6.561	-4.339	I(1)
$REXR_t$	-0.862	-4.309	-5.730	-4.339	I(1)
FPI_t	-2.114	-4.309	-5.650	-4.339	I(1)
$CLIMATE_t$	-5.311	-4.309	-	-	I(0)
$INCOME_t$	-2.091	-4.309	-6.797	-4.339	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول ۲- نتایج برآورد الگوی پویا $ARDL(1,0,3,0,1,0)$

Table 2- Results of dynamic pattern estimation $ARDL(1,0,3,0,1,0)$

متغیر Variable	ضرایب Coefficients	انحراف استاندارد Standard deviation	آماره t T statistics	سطح معنادار Significant level
وقفه اول شاخص امنیت غذایی Lag(1) food security index	0.576***	0.080	7.171	0.000
شاخص قیمت مواد غذایی Food price index	-0.091***	0.036	-2.536	0.021
تغییر شاخص آب و هوا Climate change index	0.070	0.092	0.761	0.456
وقفه اول تغییر شاخص آب و هوا Lag (1) Climate change index	-0.139	0.084	-1.647	0.117
وقفه دوم تغییر شاخص آب و هوا Lag (2) Climate chang index	-0.098	0.087	-1.122	0.277
وقفه سوم تغییر شاخص آب و هوا Lag (3) Climate chang index	-0.191**	0.078	-2.443	0.025
رشد نرخ ارز بازار آزاد Exchange rate growth	-0.028***	0.011	-2.557	0.020
متوسط درآمد سالانه خانوار Average household annual income	1.090**	0.528	2.065	0.048
وقفه اول متوسط درآمد سالانه خانوار Lag(1) Average household annual income	-0.074	0.045	-1.629	0.121
متغیر مجازی (هدفمندی یارانه‌ها) Dummy variable (targeting subsidies)	-0.894*	0.464	-1.925	0.065
ضریب ثابت Constant coefficient	44.381***	8.621	5.147	0.000

R-squared = 0.84

F-statistic = 6.616 Prob (F-statistic)= 0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***, **, * و * به ترتیب معنادار در سطح یک، پنج و ده درصد)

Source: Research findings (***, **, * Significant at 1, 5 and 10 percent, respectively)

پیش از بحث درباره نتایج رابطه بلندمدت الگوی (ARDL) ضروری است تا وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو بررسی شود. نتایج آزمون F باند برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی در جدول ۳ آمده است.

در مورد متغیر رشد نرخ ارز، نیز علامت ضریب آن منفی و از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنادار است. ضریب متغیر متوسط درآمد سالانه خانوار و متغیر مجازی هدفمندی یارانه در دوره مورد بررسی به ترتیب با علامت مثبت و منفی در سطح پنج درصد معنادار هستند.

جدول ۳- نتایج آزمون F باند هم‌انباشتگی متغیرها

Table 3- Results of F bound test for cointegration of variable

مقادیر بحرانی Critical values	I(0)	I(1)	مقدار آماره F F statistics
مقدار بحرانی ۱٪ Critical value 1%	3.29	4.37	7.925
مقدار بحرانی ۵٪ Critical value 5%	2.56	3.49	
مقدار بحرانی ۱۰٪ Critical value 10%	2.2	3.09	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

منفی در سطح یک درصد معنادار است. در مورد رابطه منفی نرخ ارز و امنیت غذایی می‌توان گفت، اقتصاد ایران از صنایع فن‌آوری گرفته تا کالاهای مصرفی، وارداتی است و حتی بسیاری از کالاهای مصرفی تولید داخل هم مواد اولیه خود را با واردات تأمین می‌کنند. با بالا رفتن قیمت ارز یا به عبارتی کاهش ارزش پول داخلی طبیعتاً پول بیشتری برای واردات مواد اولیه باید پرداخت شود و به همان میزان قیمت اجناس مصرفی هم بالا خواهد رفت. یکی از حوزه‌هایی که در این مورد به شدت تحت تأثیر قرار خواهد گرفت، حوزه کشاورزی است. در نتیجه با بالا رفتن قیمت محصولات کشاورزی امنیت غذایی خانوارها تحت شعاع قرار می‌گیرد که یکی از شاخص‌های مهم امنیت ملی شمرده می‌شود. بنابراین ضریب به دست آمده در الگو با انتظارات نظری سازگار است. درآمد سالانه خانوار تأثیر مثبت و معنادار بر شاخص امنیت غذایی خانوارها دارد. با افزایش درآمد خانوار و با فرض مناسب بودن توزیع آن در جامعه می‌توان نتیجه گرفت که خانوارهای شهری با افزایش قدرت خرید و توانایی در تأمین نیاز غذایی خود روبرو هستند و این متغیر تأثیر مثبتی بر وضعیت انرژی دریافتی و در نتیجه امنیت غذایی آنها دارد. در مطالعه مهرابی بشرآبادی و اوحدی (Mehrabi and Owhadi, 2014) نیز اثر مثبت درآمد خانوار بر امنیت غذایی آنها تأیید شده است. متغیر مجازی سال‌های اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها نیز در سطح ۱۰ درصد با علامت منفی معنادار است. در دوران بعد از هدفمندی یارانه سطح امنیت غذایی خانوارهای شهری طبق شکل ۴ کاهش یافته است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت اجرای قانون مذکور، باعث کاهش فعالیت کشاورزان به دلیل افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی و حامل‌های انرژی شده، همین موضوع کاهش تولید مواد غذایی داخل و در نتیجه افزایش قیمت آنها و در نهایت کاهش امنیت غذایی خانوارها را در پی داشته است. این نتیجه با یافته مطالعه عزیزی و همکاران (Azizi et al., 2016) سازگار است.

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود مقادیر F محاسبه شده برای الگوی شاخص امنیت غذایی برابر با ۷/۹۲۵ است، بنابراین چون آماره F محاسبه شده در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ بیشتر از حد بالای مقدار بحرانی است، بنابراین فرض عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها رد می‌شود و لذا رابطه بلندمدت وجود دارد. جدول ۴، نشان‌دهنده ضرایب بلندمدت برآورد شده با روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده است. با توجه به این که متغیرها به صورت لگاریتمی در معادله برآورد شدند بنابراین می‌توان تفسیر متغیرها به صورت درصدی باشد. در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی در سطح یک درصد با علامت منفی از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین افزایش یک درصدی قیمت مواد غذایی شاخص امنیت غذایی خانوارهای شهری ایرانی را به میزان ۲۱ درصد کاهش می‌دهد. افزایش قیمت مواد غذایی در مناطق شهری، به کاهش دسترسی شهرنشینان به مواد غذایی می‌انجامد، که نتیجه آن کاهش امنیت غذایی خانوارها می‌باشد. تغییرات در قیمت مواد غذایی در جهت افزایش به ویژه کالاهای اساسی دارای تأثیر زیادی در رفتار مصرفی خانوارها است، به طوری که افزایش قیمت مواد غذایی در زمانی که رشد درآمدها متناسب با افزایش قیمت مواد غذایی نباشد، موجب کاهش دسترسی خانوارها به مواد خوراکی و غذایی شده و در نتیجه بر امنیت غذایی خانوارها اثر منفی می‌گذارد. در مطالعات محمدی (Mohammadi, 2014) و مهرابی بشرآبادی و اوحدی (Mehrabi and Owhadi, 2014) نیز اثر منفی شاخص قیمت مواد غذایی بر امنیت غذایی خانوارها تأیید شده است. ضریب متغیر شاخص تغییر آب و هوا نیز مطابق انتظار تأثیر منفی و معنادار بر شاخص امنیت غذایی داشته و با تغییرات آن، تولید محصولات غذایی و کشاورزی تحت تأثیر قرار گرفته و در نتیجه آن نیز شاخص امنیت غذایی دچار نوسان‌های در طول زمان می‌شود. در مطالعه گوهر و گاشمن (Gohar and Cashman, 2016) نیز اثر منفی تغییر آب و هوا بر امنیت غذایی خانوارها تأیید شده است. متغیر رشد نرخ ارز بازار آزاد با علامت

جدول ۴- نتایج برآورد الگوی بلندمدت ARDL
Table 4- Results of Long-run ARDL model

متغیر Variable	ضرایب Coefficients	انحراف استاندارد Standard deviation	آماره t T statistics	سطح معنادار Significant level
شاخص قیمت مواد غذایی Food price index	-0.215***	0.071	-3.024	0.007
تغییر آب و هوا Climate change	-0.847**	0.341	-2.485	0.023
رشد نرخ ارز بازار آزاد Exchange rate growth	-0.066***	0.025	-2.645	0.017
متوسط درآمد سالانه خانوار Average household annual income	1.650**	0.810	2.036	0.048
متغیر مجازی (هدفمندی یارانه‌ها) Dummy variable (targeting subsidies)	-0.741*	0.389	-1.906	0.078
ضریب ثابت Constant coefficient	10.678***	2.331	4.579	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***، **، * به ترتیب معناداری در سطح یک، پنج و ده درصد)
Source: Research findings (***, **, * Significant at 1, 5 and 10 percent, respectively)

این ضریب بیانگر آن است که در هر سال ۰/۴۲ درصد از عدم تعادل یک دوره امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران در دوره بعد تعدیل می‌گردد. با توجه به اینکه ضریب $ecm(-1)$ از لحاظ آماری معنادار است، بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته می‌شود.

در ادامه نتایج برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) در جدول ۵، آورده شده است. آنچه که در مدل تصحیح خطا (ECM) مورد توجه است و اهمیت اساسی دارد، ضریب مربوط به $ecm(-1)$ است که سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، ضریب برآورد شده $ecm(-1)$ برابر با مقدار منفی ۰/۴۲ و از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنادار است. مقدار

جدول ۵- نتایج الگوی تصحیح خطا (ECM)
Table 5- Results of ECM model

متغیر Variable	ضرایب Coefficients	انحراف استاندارد Standard deviation	آماره t T Statistics	سطح معنادار Significant level
تفاضل شاخص قیمت مواد غذایی Difference of food price index	-0.091**	0.036	-2.536	0.021
تفاضل تغییر آب و هوا Difference of climate change	0.070	0.092	0.761	0.456
تفاضل رشد نرخ ارز بازار آزاد Difference of Exchange rate growth	-0.028***	0.011	-2.557	0.020
تفاضل متوسط درآمد سالانه خانوار Difference of Average household annual income	1.090**	0.528	2.065	0.048
تفاضل متغیر مجازی (هدفمندی یارانه‌ها) Difference of Dummy variable	-0.894*	0.464	-1.925	0.065
تفاضل ضریب ثابت Difference of Constant coefficient	44.381***	8.621	5.147	0.000
ضریب تصحیح خطا ECM(-۱)	-0.423***	0.054	-7.844	0.000

R-squared = 0.79

منبع: یافته‌های تحقیق (***، **، * به ترتیب معناداری در سطح یک، پنج و ده درصد)
Source: Research findings (***, **, * Significant at 1, 5 and 10 percent, respectively)

ندارد. یعنی فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و خودهمبستگی سریالی بین اجزا اخلاص و مشکل ناهمسانی واریانس وجود ندارد، فرم تابع به درستی تصریح شده و جملات پسماند نیز دارای توزیع نرمال است.

آزمون‌های مربوط به فروض کلاسیک نیز برای اطمینان از کارایی برآورد الگو در جدول ۶ ارائه شده است. این نتایج نشان‌دهنده این هستند که الگوی برآورد شده مشکلی از لحاظ فروض کلاسیک

جدول ۶- نتایج آزمون‌های تشخیصی

Table 6- Results of Diagnostic tests

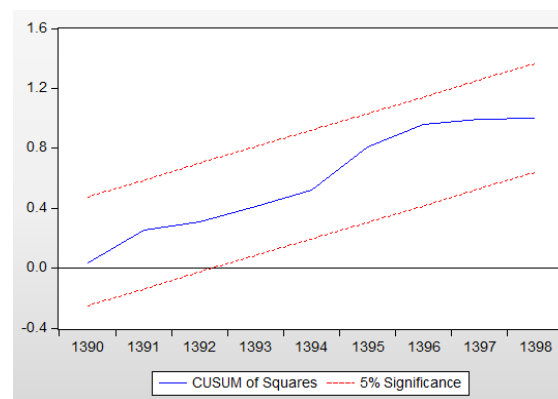
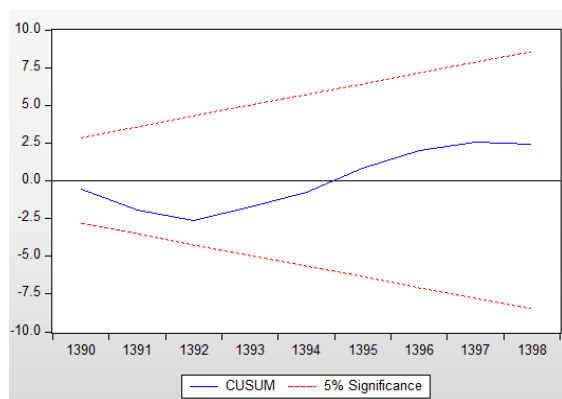
فرضیه صفر Null hypothesis	مقدار آماره آزمون F F stat	سطح معنادار Significant level	نتیجه آزمون Test result
آزمون عدم خود همبستگی سریالی جملات پسماند Residual autocorrelation	0.134	0.875	قبول فرضیه صفر Accept
آزمون توزیع نرمال جملات پسماند (J.B) Residual Normal distribution tests	0.141	0.931	قبول فرضیه صفر Accept
آزمون واریانس همسانی جملات پسماند Residual Heteroscedasticity test	2.125	0.157	قبول فرضیه صفر Accept
آزمون رمزی تصریح فرم تابعی Reset ramsey test	1.963	0.180	قبول فرضیه صفر Accept

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

نتایج این آزمون نشان از پایداری ضرایب برآوردی داشته و به علت قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، شکست ساختاری در مدل وجود ندارد.

به‌منظور بررسی ثبات ضرایب مدل برآورد شده، می‌توان آزمون ثبات ساختاری آماره پسماند تجمعی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMQ) را محاسبه کرد که در شکل ۵ قابل مشاهده است. آماره آزمون‌های مذکور، در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و



شکل ۵- آزمون‌های پایداری ضرایب (CUSUM) و (CUSUMQ)

Figure 5- Coefficient stability tests (CUSUM) and (CUSUMQ)

الگوی ARDL و الگوی تصحیح خطا (ECM) روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. نتایج برآورد الگوی مذکور حاکی از اثرگذاری منفی متغیرهای قیمت مواد غذایی، تغییر آب و هوا، رشد نرخ ارز بازار آزاد و متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها و همچنین اثر مثبت متغیر متوسط درآمد سالانه خانوار در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سطح امنیت غذایی خانوارهای شهری می‌باشد. با توجه به اثرگذاری منفی شاخص قیمت مواد غذایی بر

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیرات قیمت مواد غذایی و تغییرات آب و هوا بر امنیت غذایی خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۸ در ایران بود. در این راستا ابتدا با استفاده از شاخص AHFSI امنیت غذایی خانوارهای شهری محاسبه شد. سپس براساس نتایج بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش، با بهره‌گیری از

می‌شود.

برای کاهش اثرات منفی تغییر آب و هوا بر امنیت غذایی راهبردهای انتخابی باید برای رفع اثرات نامطلوب تغییرات آب و هوا و ناامنی غذایی تمرکز کنند. آموزش و تقویت باور عمومی نسبت به تغییر آب و هوا و بحران آب، تدوین برنامه و سیاست‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت ویژه مدیریت منابع آب تحت شرایط تغییر آب و هوا با مشارکت کلیه سازمان‌های ذیربط، کنترل آب‌های سطحی با هدف توسعه منابع آب در دسترس، استفاده مجدد از پساب و بازچرخانی آب در مصارف مختلف، توسعه سیستم‌های نوین آبیاری و همچنین الگوی کشت و حرکت به سمت روش‌های مدرن می‌تواند در کاهش عوارض تغییرات آب و هوایی موثر باشد. بنابراین با کاهش عوارض ناشی از تغییر اقلیم با تغییر الگوی کشت، استفاده از روش‌های نوین آبیاری و بیابان‌زدایی می‌توان میزان تولید محصولات کشاورزی را افزایش داد و از کاهش میزان تولیدات به دلیل تغییرات اقلیمی نامساعد جلوگیری به عمل آورد که این امر موجب عرضه کافی مواد غذایی می‌شود و در نتیجه در بهبود امنیت غذایی نیز موثر خواهد بود.

امنیت غذایی خانوارهای شهری و توجه به این نکته که نرخ ارز به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار در شاخص بهای مواد غذایی محسوب می‌شوند، بنابراین کنترل نوسانات ارزی می‌تواند در کاهش نرخ تورم به‌ویژه تورم قیمت مواد غذایی که امنیت غذایی کشور را دچار بحران می‌کند بسیار موثر باشد. نکته حائز اهمیت این است که با افزایش تولید داخلی مواد غذایی به خودکفایی در این بخش نزدیک شده و در این صورت قیمت مواد غذایی تابع عرضه و تقاضای داخلی می‌شود و تا حدی از نوسانات مربوط به نرخ ارز و واردات مواد غذایی مصون می‌ماند و این به ایجاد امنیت غذایی و رفاه اقتصادی در کشور کمک شایانی خواهد کرد. با توجه به اثرگذاری منفی نرخ ارز بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و نوسانات ارزی چند سال اخیر در ایران، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در قالب نظام ارزی شناور مدیریت‌شده با هدف‌گذاری تورمی توصیه می‌گردد و این امکان را برای اقتصاد فراهم می‌کند تا به اهداف رشد مناسب و تورم کنترل‌شده دست یابد که در نتیجه می‌تواند منجر به بهبود امنیت غذایی خانوارها گردد با توجه به اثر منفی هدفمندی یارانه‌ها، بازنگری در اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها به منظور برقراری امنیت غذایی خانوارها پیشنهاد

منابع

1. Ahmadzade, S.S., Kavand, H., Sargazi, A., & Sabohi, M. (2012). Determination the efficiency of rice farmers using Data Envelopment Analysis approach. *Journal of Operational Research and its Applications (Applied Mathematics)* 9(3): 63-76. (In Persian with English abstract)
2. Alem, Y., & Söderbom, M. (2012). Household-level consumption in urban Ethiopia: the effects of a large food price shock. *World Dev.* 40(1): 146-162. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.04.020>.
3. Amolegbe, Kh., Upton, J.h., Bageant, E., & Blom, S. (2021). Food price volatility and household food security: Evidence from Nigeria. *Food Policy* 102061. (In Press) <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102061>.
4. Azizi, V., Mehregan, N., & Yavari, G. (2016). The Impact of supportive policies and targeted subsidies on urban households' food security index in iran. *The Journal of Planning and Budgeting* 21(2): 95-116. (In Persian with English abstract). <http://dorl.net/dor/20.1001.1.22519092.1395.21.2.1.1>.
5. Bigman, D. (1993). *The Measurement of Food Security in Developing Countries*. CAB International, Wallingford, PP. 238-251.
6. Bocchiola, D., Brunetti, L., Soncini, A., Polinelli, F., & Gianinetto, M. (2019). Impact of climate change on agricultural productivity and food security in the Himalayas: A case study in Nepal. *Agricultural systems* 171: 113-125. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2019.01.008>.
7. FAO. (2015). Climate change and food security: risks and responses.
8. FAO. (2019). <http://www.fao.org>
9. Frimpong Magnus, J., & Oteng-Abayie, E.F. (2006). *Bounds testing approach: an examination of foreign direct investment, trade, and growth relationships*. Am. J. Appl. Sci. Forthcoming.
10. Gezimu Gebre, G., & Rahut, D. (2021). Prevalence of household food insecurity in East Africa: Linking food access with climate vulnerability. *Climate Risk Management* 33: 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.crm.2021.100333>.
11. Gohar, A., & Cashman, A. (2016). A methodology to assess the impact of climate variability and change on water resources. Food security and economic welfare. *Agricultural Systems* 147(C): 51-64. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2016.05.008>.
12. Karimi, V., Karami, E., & Keshavarz, M. (2018). Climate change and agriculture: Impacts and adaptive responses in Iran. *Journal of Integrative Agriculture* 17(1): 1-15. [https://doi.org/10.1016/S2095-3119\(17\)61794-5](https://doi.org/10.1016/S2095-3119(17)61794-5).
13. Khodadad Kashi, F., & Heidari, K. (2004). The Estimation of food security level of Iranian households based on AHFSI index. *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development* 48: 155 -166. (In Persian)
14. Karbasi, A., & Mohammadzade, S.H. (2018). Effective Factors on Food Security with emphasis on the role of agricultural sustainability in Iran. The First National Student Conference of Iranian Agricultural Economics.
15. Mehrabi, H., & Owhadi, A. (2014). Investigation of Effective Factors on Food Security in Iran. 8(Special Issue):

- 111-121. (In Persian with English abstract)
16. Mekonnen, A., Tessema, A., Ganewo, Z., & Haile, A. (2020). Climate change impacts on household food security and adaptation strategies in southern Ethiopia. *Food and Energy Security* 9(4):1-14. <https://doi.org/10.1002/fes3.266>.
17. Mohammadi, H., & Eydzadeh, SH. (2014). *Econometric Time series with Eviews software (theory and application)*. Nashre Elm, Tehran. (In Persian)
18. Mohammadi, R. (2014). The effects of food prices on food security in Iran during the period 1980-2010. Master Thesis of Economics, agriculture economic, University of Tehran. Karaj payame Noor University. (In Persian)
19. Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1996). Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics* 71: 117- 143. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01697-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01697-6).
20. Pesaran, M.H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press, Oxford.
21. Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis*. In: Ström, S. (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge.
22. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal Apply Economics* 16(3): 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>.
23. Pinstrup-Andersen, P., Pandya-Lorch, R., & Rosegrant, M.W. (1999). World food prospects: Critical issues for the early twenty-first century. *International Food Policy Research Institute (IFPRI)*, Series number 29.
24. Sen, A.K. (1976). Poverty: An ordinal approach to measurement, *Econometrical* 44: 219-231. <https://doi.org/10.2307/1912718>.
25. Ticci, E. (2011). Can inflation be a good thing for the poor? Evidence from Ethiopia. *Development in Practice* 21(4–5): 629–641. <https://doi.org/10.1080/09614524.2011.562877>.
26. Salem, J. (2017). Study of Relationship between Food Security with Urban Population and Development Plans in Iran. *Economic Modeling* 10(36): 125-140.
27. Sheibani, M., Bostan, Y., Fatahiardakani, A., & Rezvani, M. (2019). Investigation food security and its effective factors in Sabzevar villages. Conference on food safety and production prosperity, Ferdosi university of Mashhad.
28. Wossen, T., & Berger, T. (2015). Climate variability, food security and poverty: agent-based assessment of policy options in Northern Ghana. *Environment Science Policy* 47: 95–107. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2014.11.009>.
29. Wossen, T., Berger, T., Haile, M.G., & Troost, C. (2018). Impacts of climate variability and food price volatility on household income and food security of farm households in East and West Africa. *Agricultural Systems* 163:7-15. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2017.02.006>.



Investigating Drivers of the Price of Meat Types in Iran Using Panel-SVAR Model

R. Heydari^{1*}

Received: 12-11-2021

Revised: 04-12-2021

Accepted: 13-02-2022

Available Online: 06-10-2022

How to cite this article:

Heydari, R. (2022). Investigating Drivers of the Price of Meat Types in Iran Using Panel-SVAR Model. *Journal of Agricultural Economics & Development* 36(3): 265-286. (In Persian with English abstract)

DOI: [10.22067/JEAD.2022.72367.1080](https://doi.org/10.22067/JEAD.2022.72367.1080)

Introduction

Meat is one of the most important sources of animal protein and plays an important role in human nutrition. In addition, meat is one of the main commodities in the basket of Iranian households, so that it included about 20% of food costs in Iran. In recent years, fluctuations in meat prices have always been one of the main challenges of the meat market of Iran and every year the imbalance in its market reduces the welfare of consumers and causes damage to producers. In the current situation where the Iran foreign exchange resources are limited and prices of the meat market has many fluctuations, examining the price drivers of meat price in Iran from the perspective of microeconomics and especially the chain of vertical price transmission can be a good guide for policymakers and planners in adopting appropriate policies to control prices and domestic consumption of these products. The purpose of this study is to identify the drivers of the price of meat different types in Iran using the Panel-SVAR model in 30 provinces of the country during the years 2006-2019.

Materials and Methods

We use the panel SVAR methodology developed by Pedroni (2013) to analyze the implications of shocks on the price of meat types. Defining $z_{it} \equiv (y_{it}, x_{it}, s_{it}, m_{it})'$, the heterogeneous panel SVAR model can be formulated as:

$$B_i z_{it} = A_i(L) z_{it-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, T \quad \text{and} \quad u_{it} \sim (0, \Sigma_i)$$

Where B_i is the matrix of structural parameters, reflecting the instantaneous relations among model variables, z_{it} is the vector of endogenous variables, (L) is a polynomial of lagged coefficients for i th province. $u_{it} \equiv (u_{yit}, u_{xit}, u_{sit}, u_{mit})'$ is the vector of the structural shocks or innovations in z_{it} , the variance-covariance matrix Σ_i is diagonal. Assuming B_i be an invertible matrix, pre-multiply both sides of Equation (1) by B_i^{-1} , we get the reduced form VAR model:

$$z_{it} = \Pi_i(L) z_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{where} \quad \Pi_i(L) = B_i^{-1} A_i(L), \quad \varepsilon_{it} = B_i^{-1} u_{it} \quad \text{and} \quad \varepsilon_{it} \sim (0, \Omega_i)$$

Moreover, the variance-covariance matrix Ω_i of the reduced form error $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{yit}, \varepsilon_{xit}, \varepsilon_{sit}, \varepsilon_{mit})'$ is full rank and no diagonal. The reason is that the errors are correlated between equations, implying that the innovations are not orthogonal. Traditionally, when this happens, innovations are correlated with each other and the matrix Ω_i can be orthogonalized by structural Cholesky decompositions. This method imposes an economic structure and allows the specific ordering of the panel SVAR variables. Finally, the contemporary matrix B_i is of the following form:

$$B_i = \begin{bmatrix} b_{11i} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22i} & 0 & 0 \\ b_{31i} & b_{32i} & b_{33i} & 0 \\ b_{41i} & 0 & b_{43i} & b_{44i} \end{bmatrix}$$

1- Research Assistant Professor, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: rezaheidari3631@gmail.com)

Results and Discussion

The results of Pedroni and Cao co-integration test showed that the hypothesis of no co-integration among the variables could not be rejected. The optimal lags length for the Panel-VAR model, using the criterion of Schwartz-Bayesian, was determined as 2. The unit root test of the circle also showed that the estimated Panel-VAR model provides the stability condition. The results of Panel-VAR Granger causality test also showed that there is a direct or indirect causal relationship between all the studied variables. The results of estimating the "matrix of long-term response function in the Panel-SVAR model showed that all estimated coefficients are significant. The results of the Impulse Response Functions (IRFs) showed that the effect of shocks of the value added of the agricultural sector in the agricultural sector on meat price index, mutton price and beef price is negative and on chicken price is positive, while the shocks effect of the price index of imported inputs (corn, soybean meal and barley), livestock prices and meat prices are positive on meat price changes (chicken, sheep and beef). The maximum and minimum effect of these variables occurred between the first to the fifth period and their effect pattern is sinusoidal, afterwards shocks continue to be almost constant (or with low amplitude). This result shows that the effect of shocks of meat price stimuli in Iran is continuous and stable. The results of analysis of variance and historical decompositions also showed that the shocks related to the value added of the agricultural sector have the least effect and the shocks of the meat price variable have the greatest effect on meat price changes in Iran. The results of analysis of variance and historical analysis also showed that the shocks related to the value added variable of the agricultural sector have the least effect and the shocks of the meat price variable itself have the greatest effect on variation of meat prices in Iran. This result indicates that the impact of agricultural shocks on the meat price of is relatively weak, in contrast, the impact of shocks of the price transmission especially in the short term (beginning of periods) play a vital role.

Conclusion

In this study, impulses effect of four variables of the value added of agricultural sector, price index of imported inputs (corn, barley and soybean meal) and livestock price (live chicken, live sheep, live calf) was examined in four channels (equation) of price including meat price index (Total meat market), chicken, mutton and beef using the Panel-SVAR model in 30 provinces during the years 2006-2019. The findings of this study showed that the most important cause of price fluctuations in the Iran meat market is due to shocks to the vertical price transmission channel, especially in the short term. Therefore, preventing from price shocks in the Iran meat market will be one of the most important tools to create efficiency in the market of this product. Managing inflation expectations is a good way to reduce the price of meat in Iran. In addition, the use of appropriate protectionist policies throughout the meat production, distribution and consumption chain, such as monitoring the production, distribution and consumption stages; modify market structure instead of price control; timely provision of production inputs for producers; development of livestock inputs in the country; providing the supply of meat in the stock market; adequate and timely distribution to consumers; cash payments are offered to households and meat producers in the event of price shocks and explosions, is suggested.

Keywords: Meat price, Panel-SVAR model, The value added of agricultural sector

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۲۶۵-۲۸۶

بررسی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری پانلی (Panel-SVAR)

رضا حیدری*

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۲۴

چکیده

در سال‌های اخیر، نوسانات قیمت گوشت همواره از چالش‌های اساسی بازار گوشت ایران بوده و هر ساله عدم تعادل در بازار آن باعث کاهش رفاه مصرف‌کنندگان و بروز خسارت برای تولیدکنندگان می‌شود. در شرایط کنونی که منابع ارزی کشور محدود و قیمت در بازار گوشت دارای روند افزایشی است، بررسی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران از منظر اقتصاد خرد و به ویژه زنجیره انتقال عمودی قیمت‌ها می‌تواند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در اتخاذ سیاست‌های مناسب برای کنترل قیمت و مصرف داخلی این محصولات باشد. هدف از انجام این مطالعه شناسایی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل Panel-SVAR در ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۹۸-۱۳۸۵ است. نتایج حاصل از تابع عکس‌العمل آنی نشان داد که اثر شوک‌های متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر شاخص قیمت گوشت، قیمت گوشت گوسفند و قیمت گوشت گاو منفی و روی قیمت گوشت مرغ مثبت است. در حالی که اثر تکانه‌های سه متغیر شاخص قیمت نهاده‌های وارداتی دام و طیور (ذرت، کنجاله سویا و جو)، قیمت دام زنده و خود قیمت گوشت روی تغییرات قیمت انواع گوشت (مرغ، گوسفند و گاو) مثبت است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی نیز نشان داد که تکانه‌های مربوط به متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی کمترین اثر و تکانه‌های خود متغیر قیمت گوشت بیشترین اثر را بر تغییرات قیمت انواع گوشت در ایران دارد. در این راستا برای مهار شوک‌های قیمتی وارد بر قیمت انواع گوشت، مدیریت انتظارات تورمی و استفاده از سیاست‌های حمایتی مناسب در کل زنجیره تولید گوشت از قبیل نظارت بر مراحل تولید و توزیع و مصرف، اصلاح ساختار بازار به جای کنترل قیمت، تأمین به موقع نهاده‌های تولید برای تولیدکنندگان، توسعه کشت نهاده‌های دامی در داخل کشور و نیز توزیع کافی و در زمان مناسب برای مصرف‌کنندگان پیشنهاد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ارزش افزوده بخش کشاورزی، قیمت گوشت، مدل Panel-SVAR

مقدمه

در سلامت انسان، توجه به مسائل مربوط به بازار مواد پروتئینی در کشور الزامی است. همچنین حساسیت‌های موجود در بازار مواد پروتئینی ایران موجب شده تا دولت همواره در بازار این محصولات دخالت داشته باشد (Dehghanpour and Bakhshudeh, 2017; Bahadori et al., 2017; Pishbahar et al., 2019).

گوشت یکی از مهم‌ترین منابع پروتئینی به شمار می‌آید. از لحاظ تأمین پروتئین حیوانی، گوشت نقش مهمی در تغذیه انسان داشته و همواره جزء کالاهای مهم و ضروری برای خانوارهای ایرانی است. به طوری که در اغلب سال‌ها در بین اقلام خوراکی و آشامیدنی، بیشترین سهم از کل هزینه خانوار متعلق به هزینه انواع گوشت است. بر اساس

در بین مواد غذایی که توسط انسان مصرف می‌شود، محصولات دام و طیور به دلیل اهمیت آن در ارزش افزوده بخش کشاورزی، رشد اقتصادی کشور و ضرورت تأمین نیاز پروتئین مصرف‌کنندگان جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد ملی دارند. با توجه به ضریب رشد بالای جمعیت و نیاز روزافزون افراد جامعه به مواد پروتئینی حیوانی و نقش اساسی آن

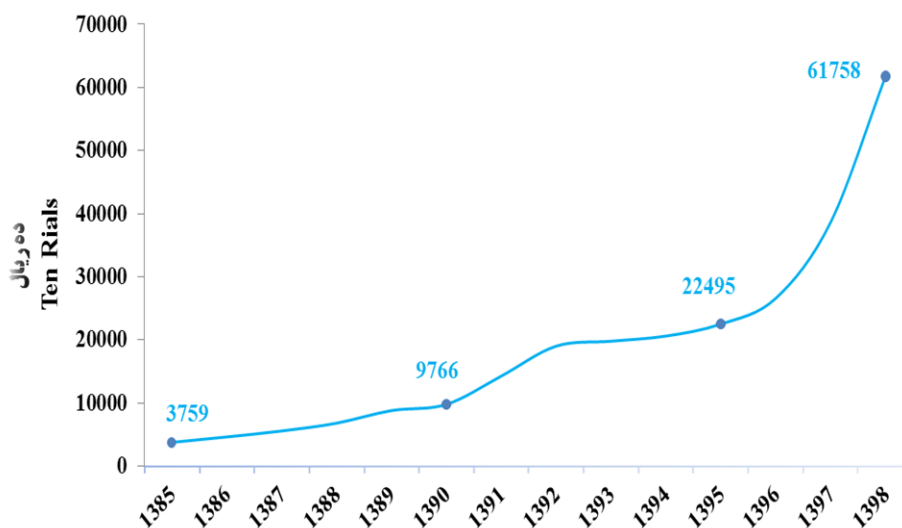
1- استادیار پژوهشی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران
(*) - نویسنده مسئول: (Email: rezahaidari3631@gmail.com)

۲۰۱۲ قیمت مواد غذایی در مقایسه با میانگین سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۰۶ به طور ناگهانی افزایش و متعاقباً کاهش یافته است، تا اینکه در یک سطح نسبتاً بالا باقی ماند. افزایش سطح قیمت مواد غذایی هر دلیلی که داشته باشد، علی‌رغم اثرات مثبتی که بر تولید می‌گذارد، می‌تواند باعث اثرات منفی از جمله کاهش سطح امنیت غذایی را نیز در پی داشته باشد (Mohammadi et al., 2016; Wu and Xu, 2021).

آمارهای ملی در ایران نیز نشان می‌دهد که قیمت مواد غذایی افزایش زیادی را تجربه کرده است. برای مثال نمودار تغییرات قیمت سالانه شاخص گوشت در شکل ۱ نشان می‌دهد که روند قیمت گوشت در ایران همواره صعودی می‌باشد، به گونه‌ای که میانگین قیمت گوشت از ۳۲۱۹۲ ریال در سال ۱۳۸۵ به ترتیب به ۹۷۶۵۷ ریال (۱۶۰٪)، ۲۲۴۹۴۷ ریال (۱۳۰٪) و ۶۱۷۵۷۹ ریال (۱۷۵٪) در سال‌های ۱۳۹۰، ۱۳۹۵ و ۱۳۹۸ افزایش یافته است (The Support Company of livestock and poultry in Iran. 2021, 2021). افزایش قیمت گوشت می‌تواند تابعی از عوامل مختلفی از جمله اثرگذاری تقاضا، اثرگذاری عرضه، اثرگذاری مقدار و هزینه واردات، اثرگذاری هزینه‌های تولید، اثرگذاری تورم، اثرگذاری مقدار و قیمت عوامل تولید و ... باشد (Heidari et al., 2019; Rahmani, 2020).

طرح آمارگیری درآمد و هزینه خانوارهای شهری و روستایی، سهم گوشت در بین هزینه‌های خوراکی خانوارهای شهری و روستایی از ۱۴ درصد در سال ۱۳۹۰ به حدود ۲۰ تا ۲۲ درصد در طی سال‌های ۹۹-۱۳۹۵ افزایش یافته است و در کنار گروه غلات و نان بیشترین هزینه خوراکی خانوار را به خود اختصاص داده است. با توجه به اهمیت گوشت در سبد مصرفی خانوارها، برای ایجاد تعادل در بازار گوشت باید با شناسایی عوامل موثر بر نوسانات قیمت آن که می‌تواند نقش مهمی در تنظیم سیاست‌گذاری‌ها داشته باشد، از نوسان‌های قیمت این محصول جلوگیری شود. بنابراین، مدل‌سازی و شناسایی عوامل ایجاد نوسان در قیمت گوشت به منظور کنترل بازار اهمیتی بسزایی دارد (Bahadori et al., 2017; Cheng and Cao, 2019; Fathi and Bakhshoudeh 2016; Ghahramanzadeh and Rashid Qalam, 2015; Heidari et al., 2019).

نوسانات قیمت مواد غذایی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه که امنیت غذایی بر فعالیت‌های اقتصادی دیگر اهمیت بیشتری دارد، منجر به پیامدهای اقتصادی زیادی می‌شود. در طی سال‌های اخیر قیمت مواد غذایی در حال افزایش بوده است. از سال ۲۰۰۷ تاکنون، قیمت مواد غذایی تجاری نوسانات چشمگیری را در سطح بین‌المللی تجربه نموده است، به طوری‌که بازارهای مواد غذایی تغییرات ناگهانی قیمت را در این سال‌ها شاهد بوده‌اند. طی سال‌های ۲۰۰۸، ۲۰۱۰ و



شکل ۱- روند تغییرات شاخص قیمت گوشت در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۸
Figure 1- The trend of changes in meat price index in Iran during the years 2006-2019

همواره یکی از چالش‌های اساسی در بازار گوشت بوده است. نکته مهم دیگر، افزایش شدید قیمت این کالای اساسی در سال‌های اخیر است، به طوری که قیمت آن در ایران خیلی بیشتر از قیمت این

در سال‌های اخیر، بازار گوشت ایران با چالش‌های زیادی روبرو بوده است. فاصله قیمتی بین سطوح مختلف بازار گوشت (هزینه تمام شده تولید گوشت و قیمت دام زنده) و نهادهای آن بسیار زیاد بوده و

دهد.

در زمینه بازار انواع گوشت و نیز استفاده از مدل‌های پانلی VAR در بخش کشاورزی مطالعات گوناگونی در داخل و خارج انجام گرفته است که به برخی از آنها اشاره می‌شود. حکمت‌نیا و همکاران (Hekmatonia et al., 2021) در مطالعه خود عوامل مؤثر بر تجارت آب مجازی محصولات کشاورزی ایران را با بکارگیری مدل Panel-VAR و داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که قیمت نسبی صادراتی بیشترین تأثیر را بر صادرات آب مجازی و قیمت‌های نسبی وارداتی و درآمد داخلی بیشترین تأثیر را بر واردات آب مجازی محصولات کشاورزی ایران دارد. در مطالعه‌ای دیگر، کیقبادی ثانی و قاسمی (Keyghobadi Sani and Ghasemi, 2019) آثار مستقیم و غیرمستقیم تکانه‌های نفتی بر قیمت محصولات منتخب کشاورزی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت را با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۶ با بکارگیری مدل Panel-SVAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که تکانه‌های نفتی علاوه بر اثر مستقیم، به طور غیر مستقیم و از طریق شوک‌های تقاضای کل، ارزی و پولی، قیمت محصولات کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مطالعه سردار شهری و همکاران (Sardar Shahraki et al., 2019)، رابطه بین شوک‌های قیمتی نهاده‌های تولید پنبه و قیمت پنبه در ۱۲ استان ایران در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰ با استفاده از مدل Panel-VAR مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که شوک‌های قیمتی بذر، نیروی کار، آفت‌کش و آب بر قیمت پنبه تأثیر مثبت گذاشته در حالی که اثر شوک‌های قیمتی زمین و کود روی قیمت پنبه منفی بوده است. پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar et al., 2019) در مطالعه خود به بررسی انتقال قیمت گوشت مرغ با استفاده از مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیو در دوره ۹۱-۱۳۸۶ پرداختند و نتایج مطالعه آنها نشان داد که انتقال قیمت نامتقارن بوده و افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی گوشت مرغ نسبت به کاهش قیمت نهاده‌ها سریع‌تر به قیمت گوشت مرغ منتقل می‌شود. در مطالعه عطایی سلوط و محمدی (Ataei Solut and Mohammadi, 2018) کشش قیمتی گوشت قرمز و سفید با استفاده از تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل در استان مازندران طی سال‌های ۹۰-۱۳۶۷ نشان داد که نمی‌توان انتظار داشت که تغییر در قیمت یک نوع گوشت، تقاضای سایر گوشت‌ها را دچار تغییر چشمگیر کند. در مطالعه دیگری، نبی‌زاده و همکاران (Nabi zadeh et al., 2016) تأثیر هدفمندی یارانه‌ها بر الگوی انتقال قیمت در بازار گوشت گوسفند ایران را با استفاده از مدل تصحیح خطا برای داده‌های هفتگی از تیرماه ۱۳۸۸ تا آبان‌ماه ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که هدفمندی یارانه‌ها موجب انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند شده است. در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران

محصول در بازارهای جهانی می‌باشد. در واقع افزایش قیمت انواع گوشت ناشی از افزایش قیمت نهاده‌های دامی از جمله علوفه و انواع خوراک دام وارداتی، داروهای دامی، بالا بودن هزینه‌های بسته‌بندی، حمل و نقل، معضل مربوط به یارانه نهاده‌های دامی و نیروی کار بوده است. از طرف دیگر ساختار بازار گوشت در دست دالان و حلقه‌های واسط است و به دلیل ساختار معیوب سیستم توزیع، نهاده‌های تولید به موقع و با قیمت مناسب به دست تولیدکنندگان نمی‌رسد. همه این عوامل خسارت جبران‌ناپذیری را در طی سال‌های متمادی به تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان وارد کرده و باعث کاهش مطلوبیت مصرف‌کنندگان و ریسکی بودن فعالیت تولید گوشت شده است. باید اذعان داشت که در چنین شرایطی بخش زیادی از اقشار آسیب‌پذیر با توجه به قیمت بالای انواع گوشت، مقدار مصرف‌شان را از این کالا کم و اقدام به جایگزینی سایر کالاها به جای آن نموده‌اند، که این موضوع از نظر ارزش غذایی در روند رشد آنان مشکلاتی را داشته است و به دنبال آن کیفیت زندگی افراد جامعه کاهش می‌یابد (Arndt et al., 2016; Cornia et al., 2016; Karbasi and Zandi Darreh Gharibi, 2016; Pishbahar et al., 2015; Rahmani, 2020). یکی از نتایج مهم وجود چنین چالش‌هایی در بازار گوشت ایران، انتقال نامتقارن قیمت در سطوح مختلف آن و بروز خسارت برای تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان است. به همین دلیل بسیاری از پژوهشگران سعی می‌کنند تا علل و راه حل‌های افزایش قیمت مواد غذایی را به صورت تجربی مورد بررسی قرار دهند. تقریباً همه این مطالعات صرفاً بر عوامل اقتصاد کلان متمرکز شده‌اند. در حالی که عوامل کلان اقتصادی برای دولت در جهت اتخاذ سیاست‌های داخلی برای کنترل تورم مفید نیستند. قابل تأمل است که در مطالعات انجام شده، محرک‌های قیمت مواد غذایی از منظر اقتصاد خرد و به ویژه زنجیره انتقال عمودی قیمت‌ها به ندرت مورد توجه قرار گرفته است. همچنین مروری بر پژوهش‌های تجربی انجام شده در زمینه انتقال عمودی قیمت نشان می‌دهد که انتقال قیمت بین سطوح مختلف بازار نامتقارن است. از این رو، لازم است مدل‌هایی به کار گرفته شود که توانایی بررسی شوک‌های وارد بر قیمت مواد غذایی (از جمله گوشت) در فرآیند انتقال قیمت را داشته باشد (Furceri et al., 2016; Wu and Xu, 2021; Zingbagba et al., 2020). با توجه به وجود فاصله قیمتی زیاد بین سطوح مختلف بازار گوشت، افزایش شدید قیمت گوشت به دلیل بالا بودن هزینه‌های تولید بخصوص قیمت بالای نهاده‌های تولید، حضور فعال واسطه‌گردان در بازار گوشت و نهاده‌های آن و نیز ساختار معیوب سیستم توزیع نهاده‌ها که همگی باعث انتقال قیمت نامتقارن بازار گوشت می‌شود، این مطالعه در تلاش است که بر خلاف سایر مطالعات، عوامل ایجاد انتقال قیمت نامتقارن عمودی در بازار گوشت ایران را با بهره‌گیری از مزیت مدل‌های مبتنی بر داده‌های پانلی (Panel-SVAR) مورد بررسی قرار

که شوک قیمت انرژی تأثیر منفی کوتاه‌مدت (یکساله) بر رشد بهره‌وری داشته و در حدود ۱۰ درصد از نوسانات قیمت کالاهای کشاورزی ایالات متحده را توضیح می‌دهد.

بررسی ادبیات پژوهشی در زمینه موضوعات مربوط به قیمت گوشت در ایران نشان می‌دهد که مطالعات بسیاری صورت گرفته است که از جمله آنها می‌توان به «ساختار بازار گوشت» (Rahmani, 2020)، «انتقال قیمت افقی» (Pishbahar et al., 2021)، «آثار رفاهی ناشی از تغییر قیمت گوشت» (Dehghanpour and Bakhshudeh, 2017; Karbasi and Zandi Darreh Gharibi, Fathi, 2016)، «اثر سیاست حذف یارانه انرژی در بازار گوشت» (and Bakhshoudeh, 2016)، «حباب قیمت در بازار گوشت» (Mohammadi et al., 2016)، «سرریز نوسانات قیمت گوشت» (Kavusi Kalashmi and Khaliq Khayavi, 2015)، «پیش‌بینی قیمت گوشت» (Bahadori et al., 2017; Ghahremanzadeh et al., 2015)، «اثر سیاست تعرفه‌ای بر قیمت گوشت» (Yazdanshenas et al., 2009) و ... اشاره کرد. بنابراین بررسی پیشینه مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که مطالعات اندکی در زمینه اثر شوک‌های قیمت محصولات کشاورزی از طریق کانال عمودی انتقال قیمت انجام شده است و بیشتر مطالعات انجام شده از منظر اقتصاد کلان به این موضوع پرداخته‌اند. علاوه بر این، اما به نظر می‌رسد تاکنون مطالعه‌ای در زمینه بررسی شوک‌های وارده بر قیمت انواع گوشت با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری پانلی (Panel-SVAR) در ایران و از منظر اقتصاد خرد انجام نشده باشد.

در این تحقیق سؤالات اصلی این است که محرک‌های ایجاد شوک‌های وارده بر قیمت در بازار گوشت ایران کدامند؟ و کدام شوک‌ها بیشترین سهم را دارند؟ در شرایط کنونی که منابع ارزی کشور محدود و بازار گوشت دارای نوسانات زیادی است، این سؤالات از آنجا مهم است که به طور مستقیم با سیاست‌های اقتصاد کلان در زمینه کاهش تورم ارتباط دارد و می‌توان از طریق دیدگاه اقتصاد خرد، فرایند تنظیم سیاست‌گذاری را بهبود بخشید. همچنین بررسی شوک‌های وارده بر قیمت انواع گوشت در فرایند انتقال قیمت می‌تواند راهنمای مناسبی برای دستگاه‌ها و سازمان‌های اجرایی در اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت کنترل قیمت و مصرف داخلی این محصولات باشد و سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان را جهت ارزیابی سیاست‌های گذشته و برنامه‌ریزی دقیق برای ایجاد شرایط مطلوب در حال و آینده را فراهم نماید. برای پاسخ به سؤالات فوق در این مطالعه عوامل سمت عرضه و کانال‌های عمودی انتقال قیمت برای شناسایی پیوندهای علی بین متغیرهای هدف مورد توجه قرار می‌گیرد. همچنین سری زمانی داده‌های پانلی استانی با استفاده از تجزیه و تحلیل SVAR برای بررسی روابط لحظه‌ای و پویای بین متغیرهای مدل به کار گرفته می‌شود. بدین منظور برای بررسی محرک‌های

(Ghahremanzadeh et al., 2015)، انتقال عمودی قیمت و تعدیلات غیر خطی قیمت‌ها در بازار گوشت گوساله با استفاده از مدل TVECM در استان آذربایجان شرقی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه آنها نشان داد که خرده‌فروشان سریع‌تر از دامداران قیمت را در اثر افزایش قیمت دیگری بالا می‌برند، در حالی که دامداران هنگام کاهش قیمت در یک سمت بازار سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند.

مائو و همکاران (Mao et al., 2021) در مطالعه خود، واکنش کیفیت محصولات صادراتی چین به شوک‌های نرخ حقیقی ارز را با بهره‌گیری از مدل Panel-SVAR و با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره ۲۰۱۵-۲۰۲۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش ارزش نرخ حقیقی ارز به طور متوسط، کیفیت صادرات محصولات کشاورزی چین را در مقایسه با صادرات افزایش می‌دهد. در مطالعه وو و ایکس‌یو (Wu and Xu, 2021)، اثرات شوک‌های ناشی از ارزش تولید محصولات کشاورزی، قیمت نهاده‌های تولید و قیمت تولید (سرمرعه) روی قیمت مواد غذایی با استفاده از داده‌های فصلی پانلی در ۲۶ استان چین در دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۴ با استفاده از مدل Panel-SVAR مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تأثیر شوک‌های تولیدات کشاورزی بر قیمت مواد غذایی نسبتاً ضعیف است. در حالی که، شوک‌های وارده از طریق کانال عمودی انتقال قیمت نقش حیاتی ایفا می‌کنند. در تحقیق ایمای و همکاران (Imai et al., 2021)، اثر کووید-۱۹ بر قیمت محصولات کشاورزی برنج، پیاز، سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی در ۱۷ ایالت هند از ژوئیه ۲۰۱۹ تا ژوئن ۲۰۲۰ با استفاده از مدل Panel VAR مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که کووید-۱۹ اثرات کوتاه‌مدت روی قیمت محصولات کشاورزی داشته است. در مطالعه‌ای دیگر، هائو و همکاران (Haoa et al., 2017) ارتباط میان بازار گاز اتانول ایالات متحده و قیمت ذرت در کشورهای در حال توسعه را با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۶ با رویکرد Panel-SVAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اثر بازار اتانول ایالات متحده بر قیمت ذرت در کشورهای در حال توسعه ناهمگن بوده و کشورهای ساحلی بیشتر مستعد شوک‌های اقتصادی ایالات متحده هستند. رزیتیزا (Rezitis, 2015) در تحقیق خود با استفاده از مدل Panel-VAR به بررسی رابطه بین قیمت نفت خام، نرخ ارز دلار آمریکا و قیمت کالاهای کشاورزی پرداخته است. نتایج مطالعه وی نشان داد واکنش قیمت کالاهای کشاورزی به شوک‌های قیمت نفت مثبت است، در حالی که واکنش آن به قیمت دلار آمریکا منفی است. لینگ-وانگ و مک‌فیل (Wang and McPhail, 2014) نیز در مطالعه خود اثر اثرات شوک‌های انرژی را بر رشد بهره‌وری کشاورزی و قیمت کالاهای کشاورزی با استفاده از مدل ساختاری VAR در دوره ۲۰۱۱-۱۹۴۸ در ایالات متحده مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد

قیمت انواع گوشت ایران در فرآیند انتقال قیمت عمودی، یک مدل Panel-SVAR به کار گرفته می‌شود.

مواد و روش‌ها

محرک‌های تغییر قیمت مواد غذایی عمدتاً شامل دو مکانیسم است. در مکانیسم اول قیمت‌ها از طریق کانال‌های عمودی انتقال قیمت و همراه با زنجیره تأمین تغییر می‌کنند. یعنی ابتدا تغییرات قیمت نهاده‌های تولید به قیمت تولید محصولات منتقل شده و سپس این تغییرات به قیمت مواد غذایی انتقال می‌یابد. در مکانیسم دوم، بر اساس اصول اساسی اقتصادی، مجموع تولیدات بخش کشاورزی موجب افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود.

در این مطالعه برای تجزیه و تحلیل شوک‌های وارده بر قیمت انواع گوشت در ایران از مدل Panel-SVAR توسعه یافته توسط پدرونی (Pedroni, 2013) استفاده می‌شود. روش‌های استاندارد به کار گرفته شده در داده‌های پانل نمی‌توانند پویایی‌های ناهمگن را در بین افراد پانل (استان‌ها) در نظر بگیرند و این مسئله می‌تواند منجر به تخمین‌ها و استنباط‌های ناسازگار شود (Pesaran and Smith, 1995). علاوه بر این، این روش‌ها معمولاً این موضوع که افراد پانل (استان‌ها) ممکن است به صورت مقطعی (یعنی وابستگی مقطعی) از طریق شوک‌های رایج بیرونی با هم مرتبط باشند را نادیده می‌گیرند. رویکرد پدرونی (Pedroni, 2013) امکان ایجاد ناهمگنی کامل در پاسخ‌های پویا بین اعضای پانل را فراهم نموده و در عین حال، وابستگی مقطعی را به دلیل شوک‌هایی که در بین اعضای پانل وجود دارد، در نظر می‌گیرد. استراتژی مدل‌سازی Panel-SVAR در سال‌های اخیر به طور فزاینده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است (Ha et al., 2019; Montiel and Pedroni, 2019; Roch, 2019). فرض کنید که ارتباط میان متغیرهای مورد مطالعه به صورت رابطه (۱) باشد:

$$Z_{it} \equiv (LY_{it}, LX_{it}, LSi_{it}, LMi_{it})' \quad (1)$$

در رابطه (۱)، LY لگاریتم ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، LX لگاریتم قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی (ذرت، کنجاله سویا و جو)، LS لگاریتم قیمت حقیقی دام زنده (مرغ زنده/گوسفند زنده/گوساله زنده/شاخص قیمت دام زنده) و LM قیمت حقیقی گوشت (گوشت مرغ/گوشت گوسفند/گوشت گاو/شاخص قیمت گوشت) است. بر اساس معادله (۲) می‌توان مدل Panel-SVAR را به صورت رابطه (۳) تعریف نمود.

$$B_i Z_{it} = A_i(L) Z_{it-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad \& \quad u_{it} \sim (0, \Sigma_i) \quad (2)$$

در رابطه (۲)، B_i ماتریس پارامترهای ساختاری و منعکس‌کننده رابطه کوتاه‌مدت (آنی) میان متغیرهای مدل، Z_{it} بردار متغیرهای مدل، $A_i(L)$ یک چندجمله‌ای شامل ضرایب با وقفه برای آیین استان، u_{it}

$(u_{yit}, u_{xit}, u_{sit}, u_{mit})'$ بردار شوک‌های ساختاری یا نوفه سفید در Z_{it} و Σ_i ماتریس واریانس کواریانس قطری است. این مدل با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای^۱، تجزیه واریانس^۲ و تجزیه تاریخی^۳ برای بررسی اثرات همزمان و وقفه‌دار شوک‌ها روی متغیرها، مورد استفاده و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

با این فرض که B_i یک ماتریس معکوس‌پذیر باشد، با ضرب طرفین معادله (۱) در B_i^{-1} ، فرم خلاصه شده مدل VAR به صورت رابطه (۳) به دست می‌آید.

$$Z_{it} = \Pi_i(L) Z_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{where } \Pi_i(L) = B_i^{-1}(L), \quad \varepsilon_{it} = B_i^{-1} u_{it} \text{ and } \varepsilon_{it} \sim (0, \Omega_i) \quad (3)$$

در رابطه (۳)، ماتریس واریانس-کواریانس Ω_i فرم کاهش یافته از اجزای اخلال $(\varepsilon_{yit}, \varepsilon_{xit}, \varepsilon_{sit}, \varepsilon_{mit})'$ ، دارای رتبه کامل و غیر محدب است. دلیل آن این است که اجزای اخلال معادلات با یکدیگر همبستگی دارند؛ بدین معنی که نوفه‌های سفید (اجزای اخلال) با یکدیگر متعامد^۴ نیستند. بنابراین هنگامی که اجزای اخلال معادلات با یکدیگر همبستگی دارند، با استفاده از روش «تجزیه چولسکی ساختاری»^۵ می‌توان ماتریس Ω_i را متعامد کرد (یک ماتریس متعامد، ماتریس مربعی است که درایه‌های آن اعداد حقیقی بوده و سطرها و ستون‌های آن بردارهای یکبه یک متعامد باشند. به بیان دیگر، یک ماتریس متعامد است، اگر ترانزاده و وارون آن با هم برابر باشد). روش چالسکی یک ساختار اقتصادی بر مدل تحمیل نموده و این امکان را فراهم می‌کند که متغیرهای به کار برده شده در Panel-SVAR به ترتیب خاصی قرار گیرند. به بیان دیگر متغیر علت‌العلل در اولویت اول قرار می‌گیرد. بنابراین، زمانی که در ماتریس اجزای اخلال متعامد، نوفه‌های سفید با یکدیگر همبستگی نداشته باشند، می‌توان توابع واکنش ضربه‌ای، تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی را محاسبه نمود. لازم به یادآوری است که محدودیت‌های اعمال شده توسط تجزیه چولسکی، ذهنی و دلخواه است. در این رویکرد، فرض می‌شود که ماتریس B_i یک ماتریس پایین مثلثی است. به همین دلیل، هنگامی که ترتیب متغیرها در بردار حاوی متغیرها (Z_{it}) تغییر می‌کند، پیامدهای رابطه علیت بین متغیرها کاملاً متفاوت می‌شود. برای جلوگیری از چنین شرایطی، در این مطالعه برای تشخیص ترتیب متغیرها از اصول اقتصادی حاکم بر شرایط بخش کشاورزی استفاده می‌شود. بنابراین با توجه به روش چالسکی و اصول اقتصادی حاکم بر متغیرها، ماتریس B_i در رابطه (۲) را می‌توان به شکل رابطه (۴) در نظر گرفت.

1- Impulse Response Functions (IRFs)

2- Variance Decompositions (VDs)

3- Historical Decompositions (HDs)

4- Orthogonal matrix

5- Structural Cholesky Decompositions

$$B_i = \begin{bmatrix} b_{11i} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22i} & 0 & 0 \\ b_{31i} & b_{32i} & b_{33i} & 0 \\ b_{41i} & 0 & b_{43i} & b_{44i} \end{bmatrix} \quad (5)$$

در ماتریس B_i در مرحله اول تمرکز مطالعه روی درایه‌های غیر صفر یعنی $b_{31i}, b_{32i}, b_{41i}$ و b_{43i} است. از آنجا که فعالیت تولیدی در بخش کشاورزی یک فرآیند متوالی است، بنابراین می‌توان نشان داد که تولیدات کشاورزی هم بر قیمت تولید محصولات کشاورزی (قیمت سر مزرعه) و هم بر قیمت مواد غذایی تأثیر می‌گذارد. به عنوان مثال، در زمینه تولید انواع گوشت می‌توان نشان داد که فعالیت پرورش دام و طیور بر قیمت دام زنده و قیمت گوشت تأثیرگذار است. بنابراین منطقی است که b_{31i} و b_{41i} غیر صفر باشند. با استدلال مشابه قیمت نهاده‌های تولید می‌تواند قیمت تولید محصولات کشاورزی (قیمت سر مزرعه) را تحت تأثیر قرار دهد. برای مثال، قیمت نهاده‌های وارداتی می‌تواند قیمت دام زنده را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین درایه $b_{32i} \neq 0$ غیر صفر است. همچنین، قیمت تولید در بالادست زنجیره تولید مواد غذایی قرار دارد، در واقع می‌توان آن را به عنوان هزینه پردازش مواد غذایی در نظر گرفت. با همین استدلال، قیمت دام زنده جزئی از هزینه تولید گوشت است، بنابراین می‌توان انتظار داشت که $b_{43i} \neq 0$. در مرحله دوم، تمرکز این مطالعه روی محدودیت‌های وارد شده بر ماتریس B_i یا درایه‌های صفر است. بدیهی است که «مدل تار عنکبوتی» برای تجزیه و تحلیل بازارهای تولیدات کشاورزی بسیار مفید و واقع‌بین است. مدل تار عنکبوتی بیان می‌کند که میزان تولیدات کشاورزی در سال‌های آتی به وسیله قیمت‌های تولید در سال‌های قبل تعیین می‌شود (معمولاً با یک وقفه)، برای مثال، میزان تولید گوشت در سال جاری تابعی از قیمت دام زنده در سال گذشته است. بر این اساس، می‌توان انتظار داشت که محدودیت‌های $b_{12i}=b_{13i}=b_{14i}=0$ بر ماتریس B_i برقرار باشد. زنجیره تولید محصولات کشاورزی نشان می‌دهد که برای رشد محصولات کشاورزی ابتدا به نهاده‌های تولید نیاز است، سپس محصولات تولید شده با قیمت تولید فروخته می‌شوند و در نهایت، محصولات کشاورزی در فرآیند تهیه مواد غذایی به کار رفته و محصول نهایی با قیمت غذا فروخته می‌شود. برای نمونه، با مصرف نهاده‌های دام و طیور، دام زنده پرورش یافته و پس از طی فرآیند کشتارگاه، گوشت تولید می‌شود. این فرآیند را نمی‌توان معکوس کرد، در نتیجه تولیدات کشاورزی، قیمت تولید و قیمت مواد غذایی نمی‌تواند به صورت آبی بر قیمت نهاده‌های تولید تأثیر بگذارد. بنابراین فعالیت تولید گوشت، قیمت دام زنده و قیمت گوشت نمی‌تواند به صورت آبی قیمت نهاده‌های دام و طیور را تحت تأثیر قرار دهد. لذا می‌توان محدودیت $b_{21i}=b_{23i}=b_{24i}=0$ را بر ماتریس B_i پذیرفت. به طور مشابه، قیمت مواد غذایی نمی‌تواند قیمت تولید را به صورت آبی تحت تأثیر قرار دهد. مثلاً قیمت انواع گوشت نمی‌تواند به صورت آبی

قیمت دام زنده را تحت تأثیر قرار دهد. زیرا مرحله تولید مواد غذایی از جمله گوشت، آخرین مرحله از زنجیره تولید مواد غذایی است. بنابراین می‌توان محدودیت $b_{34i}=0$ را بر ماتریس B_i تحمیل نمود. با توجه به این که نهاده‌های تولید مستقیماً با تولید مواد غذایی ارتباط ندارند، تأثیر لحظه‌ای و آبی قیمت نهاده‌های تولید بر قیمت مواد غذایی ناچیز است. برای مثال، تأثیر قیمت نهاده‌های دام و طیور به صورت لحظه‌ای بر قیمت انواع گوشت ناچیز است، یعنی $b_{42i}=0$. در مجموع محدودیت‌های اعمال شده بر ماتریس B_i منطقی و واقعی به نظر می‌رسند. مشابه مدل SVAR سری زمانی، پارامترهای مدل SVAR پانلی را نمی‌توان بدون اعمال محدودیت‌های شناسایی مستقیماً تخمین زد. برای برآورد مدل ساختاری، ابتدا باید مدل کاهش‌یافته را برآورد کرده و سپس پارامترهای ساختاری را برآورد کرد (Wu and Xu, 2021).

در این مطالعه با توجه به رابطه (۱)، بررسی اثر شوک‌های موثر بر قیمت انواع گوشت در ایران در قالب چهار بردار به شرح زیر انجام می‌شود. در واقع هر یک از متغیرهای معادله (۵) جایگزین متغیر Z_{it} در معادله (۱) می‌شود.

Meat _{it}	گوشت (کل)
= (LY _{it} , LX _{it} , LS _{it} ^{meat} , LM _{it} ^{meat})'	بازار گوشت
Chicken _{it}	معادله گوشت مرغ
= (LY _{it} , LX _{it} , LS _{it} ^{chicken} , LM _{it} ^{chicken})'	(۵)
Mutton _{it}	معادله گوشت گوسفند
= (LY _{it} , LX _{it} , LS _{it} ^{mutton} , LM _{it} ^{mutton})'	
Beef _{it}	معادله گوشت گاو
= (LY _{it} , LX _{it} , LS _{it} ^{beef} , LM _{it} ^{beef})'	

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، از شرکت پشتیبانی امور دام کشور (The Support Company of livestock and poultry in Iran, 2021) و آمارنامه‌های کشاورزی (Agricultural Statistics, 2020) طی سال‌های ۹۸-۱۳۸۵ از ۳۰ استان کشور جمع‌آوری شده است. به دلیل نبود آمار و داده‌های مورد نیاز در استان البرز، دو استان البرز و تهران به عنوان یک استان در نظر گرفته شده است. برای داده‌های گم‌شده در تعدادی از استان‌ها در برخی از سال‌ها، قیمت داخلی یا میانگین کشوری در نظر گرفته شد. بر اساس مطالعه وو و ایکس‌یو (Wu and Xu, 2021)، متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به شرح زیر است:

- ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی: برای محاسبه این متغیر، ارزش افزوده بخش کشاورزی بر شاخص قیمت تولیدکننده (۱۰۰=۱۳۹۰) (گروه تولیدات کشاورزی) تقسیم شد.
- شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی: از آنجا که در سال‌های اخیر، نهاده‌های وارداتی از قبیل ذرت، کنجاله سویا و جو نقش بارزی

مصرف‌کننده) بر شاخص قیمت مصرف‌کننده بر مبنای سال پایه ۱۳۹۰ و به تفکیک استانی تقسیم شد. برای کل بازار گوشت ایران، متغیر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» با استفاده از فرمول (۶) (شاخص تجمعی قیمت برای قیمت حقیقی گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو) محاسبه شد.

نتایج و بحث

همان‌طور که بیان شد هدف از این مطالعه، بررسی اثر شوک‌های موثر بر قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از الگوی Panel-SVAR است. در این مطالعه، تلاش می‌شود تا اثر شوک‌های نرخ رشد واقعی ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ رشد واقعی قیمت دام زنده، نرخ رشد واقعی قیمت گوشت و نرخ رشد قیمت نهاده‌های وارداتی دام و طیور بر نرخ رشد واقعی قیمت انواع گوشت در ایران مورد بررسی قرار گیرد.

۱- آزمون ریشه واحد

آزمون‌های بررسی ریشه واحد برای داده‌های پانلی در این مطالعه شامل «بریتونگ»، «لوین، لین و چو»، «ایم، پسران و شین»، «دیکی فولر تعمیم‌یافته-فیشر» و «پی-پی-فیشر» است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول ۱ آمده است.

در تغذیه دام و طیور دارد، در این مطالعه برای در نظر گرفتن قیمت نهاده‌های تولید انواع گوشت، از معیار «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» استفاده شد. برای محاسبه این معیار، در ابتدا قیمت حقیقی ذرت، کنجاله سویا و جو با استفاده از شاخص قیمت تولیدکننده (گروه تولیدات کشاورزی) بر سال پایه ۱۳۹۰ محاسبه شد. در مرحله بعد نیز با استفاده از فرمول (۶) شاخص قیمت تجمعی نهاده‌های وارداتی بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ محاسبه و بر اساس این شاخص، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی محاسبه شد.

$$\text{شاخص قیمت تجمعی} = \frac{\sum_{i=1}^n P_i^{(t)}}{\sum_{i=1}^n P_i^{(0)}} \times 100 \quad t = 0, 1, \dots, n \quad (6)$$

در رابطه (۱)، دوره زمانی، n تعداد استان‌ها، $\sum_{i=1}^n P_i^{(t)}$ مجموع قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی ذرت، کنجاله سویا و جو در سال t ام و استان i ام، $\sum_{i=1}^n P_i^{(0)}$ مجموع قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی ذرت، کنجاله سویا و جو در سال پایه (۱۳۹۰) و در استان i ام است. - قیمت حقیقی دام زنده: برای محاسبه این متغیر در ابتدا قیمت اسمی مرغ زنده، گوسفند زنده و گوساله زنده (به عنوان قیمت تولیدکننده) بر شاخص قیمت تولیدکننده (گروه حیوانات پرورشی) بر مبنای سال پایه ۱۳۹۰ تقسیم شد. برای کل بازار گوشت ایران، متغیر «شاخص حقیقی دام زنده» با استفاده از فرمول (۱) (شاخص تجمعی قیمت برای قیمت واقعی مرغ زنده، گوسفند زنده و گوساله زنده) محاسبه شد. - قیمت حقیقی گوشت: برای محاسبه این متغیر، ابتدا قیمت اسمی گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو (به عنوان قیمت

جدول ۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای بررسی ایستایی متغیرهای مدل

Table 1- Results of panel unit root tests to investigate stationarity of these variables of model variables

متغیر Variable	Levin, L & chu	Breitung (t-stat)	Im, S&P	ADF(χ^2)	PP(χ^2)	Levin, L & chu	Breitung (t-stat)	Im, S&P	ADF(χ^2)	PP(χ^2)
	مقادیر بحرانی آزمون و سطح معنی‌داری در سطح داده‌ها Critical test values and significance level at the data					مقادیر بحرانی آزمون و سطح معنی‌داری در تفاضل مرتبه اول Critical test values and significance level in first order difference				
LY _{it}	-	-	-	-	306.1*	306.1*	306.1*	306.1*	306.1*	-
LX _{it}	-	-	-	-	90.5*	90.5*	90.5*	90.5*	90.5*	-
LS _{it} ^{meat}	-	-	-	-	164.8*	164.8*	164.8*	164.8*	164.8*	-
LM _{it} ^{meat}	-7.2*	5.9*	-3.3*	104.3*	7.2	7.2	7.2	7.2	7.2	122*
LS _{it} ^{chicken}	-	-	-	-	185.6*	185.6*	185.6*	185.6*	185.6*	-
LS _{it} ^{mutton}	-	-	-	-	136.9*	136.9*	136.9*	136.9*	136.9*	-
LS _{it} ^{beef}	-	-	-	-	273.4*	273.4*	273.4*	273.4*	273.4*	-
LM _{it} ^{chicken}	-	-	-	-	211.2*	211.2*	211.2*	211.2*	211.2*	-
LM _{it} ^{mutton}	-14.7*	-1.3	-7.9*	161.8*	15.3	15.3	15.3	15.3	15.3	199*
LM _{it} ^{beef}	-7.7*	2.6	-4.5*	121.4*	21.4	21.4	21.4	21.4	21.4	156*

ماخذ: یافته‌های پژوهش / * معنی‌داری در سطح یک درصد

Source: Research findings / * Significance at the level of 1%

جدول ۲- آزمون هم‌انباشتگی پدرونی و کائو برای چهار معادله انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو

Table 2- Pateroni and Kao cointegration test for four equations of meat types, chicken meat, mutton and beef

انواع گوشت	گوشت مرغ	گوشت گوسفند	گوشت گاو	نوع آزمون هم‌انباشتگی
Meat types	Chicken meat	Mutton	Beef	Cointegration test type
-5	-1.96	-5.29	-5.02	Panel v-Statistic
1.78	1.98	1.8	1.82	Panel rho-Statistic
-14.72*	-10.63*	-14.19*	-15.33*	Panel PP-Statistic
-10.84*	-9.57*	-11.43*	-11.19*	Panel ADF-Statistic
4.06	3.76	4.07	4.18	Group rho-Statistic
-22.36*	-13.05*	-19.56*	-22.03*	Group PP-Statistic
-10.38*	-10.23*	-11.17*	-10.29*	Group ADF-Statistic
-16.71*	-13.21*	-15.49*	-9.67*	Kao cointegration test

ماخذ: یافته‌های پژوهش / * معنی‌داری در سطح یک درصد

Source: Research findings / * Significance at the level of 1%

۳- تعیین وقفه بهینه و آزمون ریشه واحد دایره در الگوی

Panel-VAR

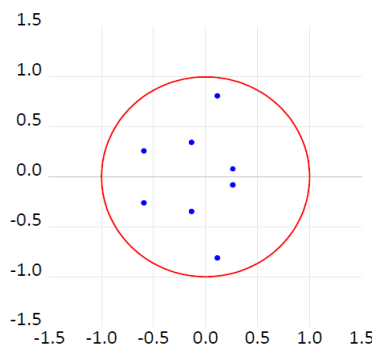
بعد از تشخیص مانایی متغیرهای مدل، اولین مسئله در مدل‌های خودرگرسیون برداری پانلی، تعیین طول وقفه بهینه است. از آنجا که معیار شوارتز-بیزین از اصل صرفه‌جویی پیروی می‌کند و بیشترین اهمیت را به کاهش پارامترها یا ساده‌سازی معادلات (در برابر برآزش بهتر) انجام می‌دهد؛ از این‌رو، با استفاده از معیار شوارتز-بیزین وقفه دو به عنوان وقفه بهینه برای مدل‌های مربوط به معادلات انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو انتخاب شد. در مرحله بعد، برای تأمین شرط پایداری مدل Panel-VAR و اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون، آزمون ریشه واحد استفاده شد که نتایج آن در شکل ۲ آمده است. شکل ۲ نشان می‌دهد که معکوس همه ریشه‌های مشخصه داخل دایره واحد قرار می‌گیرند و مدل Panel-VAR تخمینی برای معادلات انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو شرط پایداری را تأمین می‌کند.

نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهد که متغیرهای «لگاریتم قیمت حقیقی گوشت»، «لگاریتم قیمت حقیقی گوشت گوسفند» و «لگاریتم قیمت حقیقی گوشت گاو» در سطح نامانا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بنابراین، لازم است که با یکبار تفاضل‌گیری از آنها در تخمین‌ها مورد استفاده قرار گیرند. سایر متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه نیز در سطح مانا می‌باشند.

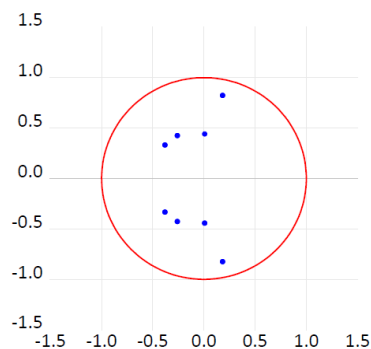
۲- آزمون هم‌انباشتگی

در جدول ۲ آزمون هم‌انباشتگی پدرونی و کائو برای معادله انواع گوشت، معادله گوشت مرغ، معادله گوشت گوسفند و معادله گوشت گاو با فرض وجود روند و عرض از مبدا معین آمده است.

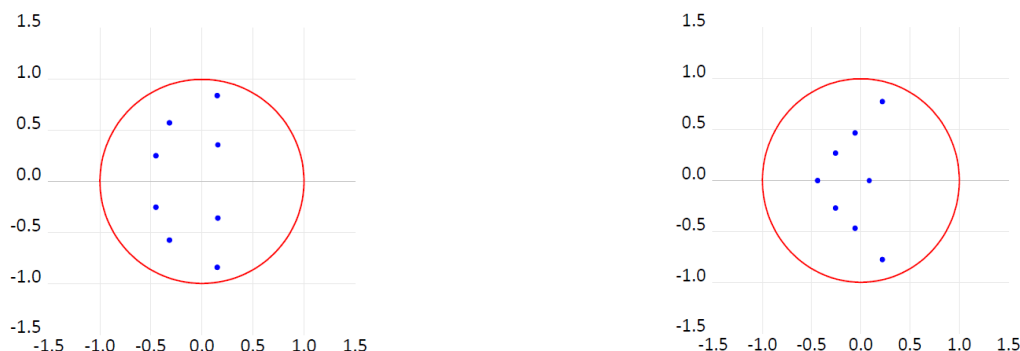
نتایج این دو آزمون در مجموع نمی‌تواند فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در میان چهار معادله فوق را رد کند. بنابراین، می‌توان اثرات بلندمدت شوک‌های ناشی از ارزش افزوده، قیمت نهاده‌ها و قیمت دام زنده روی قیمت انواع گوشت در مدل Panel-VAR را مورد بررسی قرار داد.



ب) آزمون ریشه واحد دایره برای معادله گوشت مرغ
b) Circle unit root test for chicken meat equation



الف): آزمون ریشه واحد دایره برای معادله انواع گوشت
a) Circle unit root test for meat types equation



(د) آزمون ریشه واحد دایره برای معادله گوشت گاو
d) Circle unit root test for the beef equation
(ج) آزمون ریشه واحد دایره برای معادله گوشت گوسفند
c) Circle unit root test for the mutton equation
شکل ۲- آزمون ریشه واحد دایره Panel-VAR برای چهار معادله انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو
The circle unit root test of Panel-VAR model for four equations of meat kinds, chicken meat, mutton and beef

ماخذ: یافته‌های پژوهش
Source: Research findings

کشاورزی» علت مستقیم متغیر وابسته «لگاریتم قیمت حقیقی گوشت گاو» نیست و نیز در معادله گوشت مرغ «لگاریتم قیمت حقیقی مرغ زنده» علت مستقیم «لگاریتم قیمت حقیقی گوشت مرغ» نیست. اما رد فرضیه صفر آزمون برای «همه متغیرها» بیانگر آن است که همه متغیرها به طور غیرمستقیم علت گرنجری متغیر وابسته می‌باشند. بنابراین بین همه متغیرها به صورت مستقیم یا غیرمستقیم رابطه علت برقرار است.

۴- آزمون علت گرنجری

جدول ۳ نتایج آزمون علت گرنجری VAR پانلی را برای معادلات انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو نشان می‌دهد. اکثر متغیرهای مربوط به هر معادله، فرضیه صفر آزمون علت گرنجری مبنی بر اینکه تکان‌ها علت گرنجری یک طرفه متغیر وابسته (لگاریتم قیمت حقیقی گوشت) نیستند را رد می‌کند. در معادله گوشت گاو، متغیر توضیحی «لگاریتم ارزش افزوده حقیقی بخش

جدول ۳- نتایج آزمون علت گرنجری برای چهار معادله انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو
Table 3 - Results of Granger Causality test for four equations of meat types, chicken meat, mutton and beef

متغیرها	معادله گوشت گاو	معادله گوشت گوسفند	معادله گوشت مرغ	معادله انواع گوشت
Variables	Beef equation	Mutton equation	Chicken meat equation	Meat types equation
LY _{it}	0.92 (0.63)	10.79 (0.00)	7.01 (0.03)	5.35 (0.06)*
LX _{it}	26.69 (0.00)	26.31 (0.00)	328.39 (0.00)	22.81 (0.00)
LS _{it} ^{meat}	-	-	-	92.31 (0.00)
LS _{it} ^{chicken}	-	-	1.52 (0.41)	-
LS _{it} ^{mutton}	-	16.27 (0.00)	-	-
LS _{it} ^{beef}	12.42 (0.00)	-	-	-
همه متغیرها	60.51 (0.00)	103.23 (0.00)	394.1 (0.00)	216.19 (0.00)
All variables				

ماخذ: یافته‌های پژوهش * سطوح معنی‌داری (Prob)
Source: Research findings /* the significance level (Prob)

توضیحی روی قیمت انواع گوشت در جدول ۴ گزارش شده است. در واقع، جدول ۴ نشان‌دهنده سیستم معادلات شوک‌های ساختاری و شوک‌های فرم خلاصه شده می‌باشد. گرچه ضرایب برآورد شده در مدل‌های VAR تفسیر اقتصادی ندارند، اما نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که همه متغیرهای توضیحی، اثر معناداری بر قیمت انواع گوشت دارد.

۴- نتایج تخمین مدل Panel-SVAR

۱- ضرایب برآوردی ماتریس توابع واکنش بلندمدت^۱

نتایج ضرایب برآورد شده ماتریس توابع واکنش بلندمدت حاصل از تخمین مدل Panel-SVAR به منظور بررسی تأثیر متغیرهای

1- Matrix of recursive long-run impulse response (F triangular) in EViews

جدول ۴- ضرایب برآوردی در ماتریس توابع واکنش بلندمدت برای چهار معادله انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو
Table 4- Stimated coefficients at Matrix of recursive long-run impulse response for four equations of meat types, chicken meat, mutton and beef

معادله انواع گوشت	معادله گوشت مرغ	معادله گوشت گوسفند	معادله گوشت گاو	مقادیر ضرایب ماتریس B_i
Meat types equation	Chicken meat equation	Mutton equation	Beef equation	Matrix coefficient values B_i
9.22 (0.00)	8.68 (0.00)	9.34 (0.00)	9.71 (0.00)	b_{11}
-1.45 (0.00)	-1.49 (0.00)	-0.81 (0.06)	-4.11 (0.00)	b_{31}
-1.55 (0.00)	0.71 (0.00)	-3.83 (0.00)	-1.05 (0.00)	b_{41}
9.13 (0.00)	10.85 (0.00)	9.10 (0.00)	10.37 (0.00)	b_{22}
2.66 (0.00)	6.43 (0.00)	4.05 (0.00)	3.95 (0.00)	b_{32}
5.79 (0.00)	3.96 (0.00)	8.33 (0.00)	7.95 (0.00)	b_{33}
4.06 (0.00)	-1.62 (0.00)	5.57 (0.00)	1.47 (0.00)	b_{43}
3.47 (0.00)	4.36 (0.00)	5.69 (0.00)	4.65 (0.00)	b_{44}

ماخذ: یافته‌های پژوهش * سطوح معنی‌داری (Prob)

Source: Research findings /* the significance level (Prob)

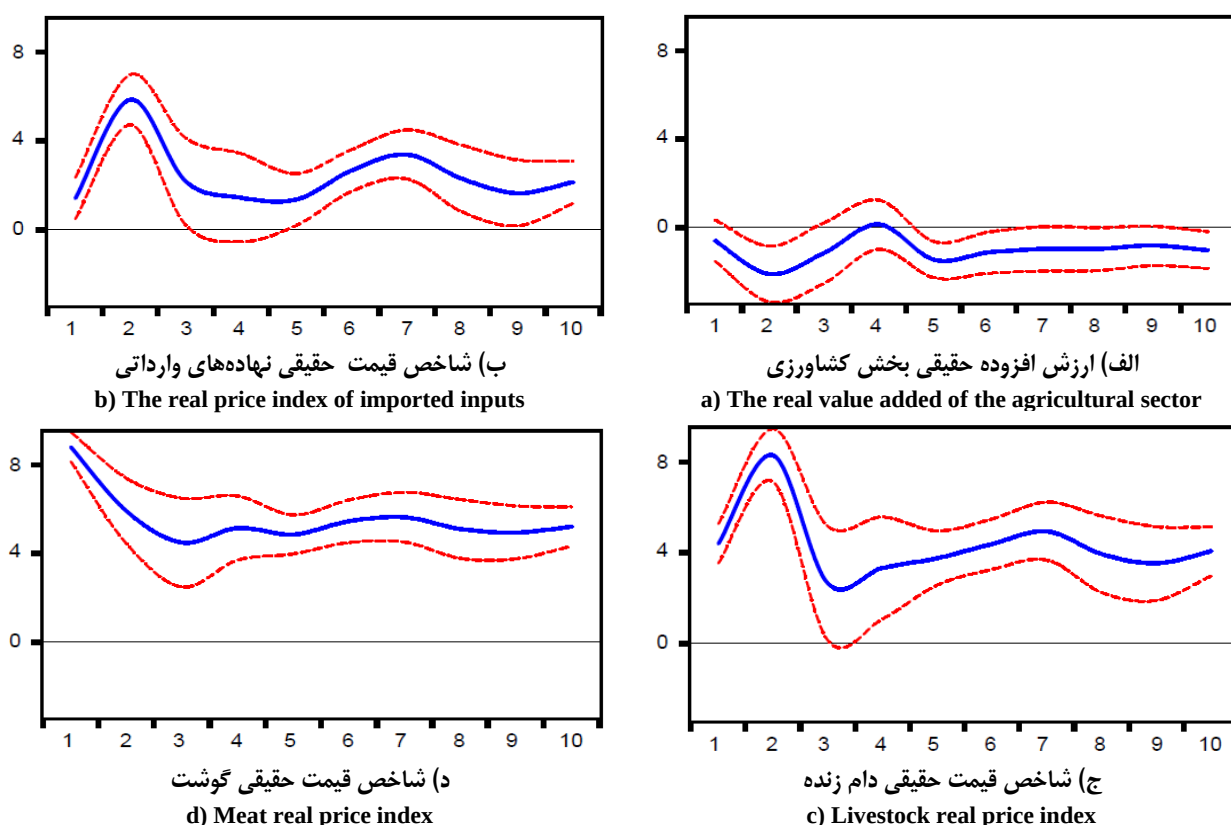
برای اینکه بتوان نتایج رابطه تعادلی بلندمدت برای مدل خودرگرسیون برداری ساختاری پانلی را به خوبی تحلیل نمود، نیاز به بررسی توابع عکس‌العمل آنی، تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی برای مدل وجود دارد. به عبارت دیگر، الگوی Panel-SVAR سه ابزار قوی برای تجزیه و تحلیل نوسانات اقتصادی ارائه می‌دهد: توابع عکس‌العمل آنی، تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی که در ذیل به آنها پرداخته می‌شود:

۲- توابع عکس‌العمل آنی

تابع عکس‌العمل آنی رفتار پویای متغیرهای سیستم را در طول زمان به تکانه واحد به هر یک از متغیرها نشان می‌دهد. یک تابع عکس‌العمل آنی، در حقیقت اثرات یک انحراف معیار شوک وارده به متغیرهای الگو را بیان می‌کند. این تکانه معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شود. برای الگوی مورد استفاده در این تحقیق، عکس‌العمل متغیر لگاریتم شاخص قیمت حقیقی گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو نسبت به یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در هر یک از متغیرهای مربوط به معادلات انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو (ذکر شده در رابطه ۶) به ترتیب در شکل‌های ۳ تا ۶ در یک دوره ۱۰ ساله نشان داده شده است. محور افقی زمان به صورت سالانه و محور عمودی درصد تغییرات هر متغیر را نشان می‌دهد.

با توجه به شکل ۳، اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» در «شاخص قیمت حقیقی گوشت» منفی است، در حالی که اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» و اثر خود «شاخص قیمت حقیقی گوشت» روی «شاخص قیمت

حقیقی گوشت» مثبت است. روند تأثیرگذاری منفی «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» از دوره اول تا دوره پنجم به صورت نوسانی تغییر می‌کند، به گونه‌ای که، در دوره دوم به کمترین مقدار و در دوره چهارم، خود (حالت خنثی) می‌رسد. از دوره پنجم به بعد، اثر شوک‌های «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به صورت ثابت و پایدار ادامه می‌یابد. اثر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به صورت مثبت و نوسانی است، به صورتی که اثر آن در دوره دوم به بیشترین مقدار خود می‌رسد و بعد از آن تا دوره پنجم کاهش می‌یابد. در واقع، بیشترین شدت اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» از دوره اول تا دوره سوم است. از دوره پنجم به بعد نیز اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به صورت نوسانی اما با شدت کمتر ادامه می‌یابد. تأثیر تکانه‌های «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت»، همانند اثر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» به صورت مثبت و نوسان‌دار است. به طوری که، شدت اثرگذاری آن در دوره اول تا سوم بیشترین و در دوره دوم و سوم، به ترتیب به بیشترین و کمترین مقدار خود می‌رسد. روند تأثیرگذاری «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» از دوره سوم تا دوره هفتم به صورت ملایم افزایش یافته و از آن به بعد، به صورت ملایم کاهش می‌یابد؛ به بیان دیگر، از دوره سوم به بعد روند تأثیرگذاری آن به صورت نوسانی و ملایم است. در نهایت، اثر تکانه‌های «شاخص قیمت حقیقی گوشت» بر خودش از دوره اول تا سوم روند کاهشی دارد و بیشترین تأثیر آن در دوره اول رخ می‌دهد. از دوره سوم به بعد، روند تأثیرگذاری «شاخص قیمت حقیقی گوشت» بر خودش به حالت تقریباً ثابت و پایدار ادامه می‌یابد.

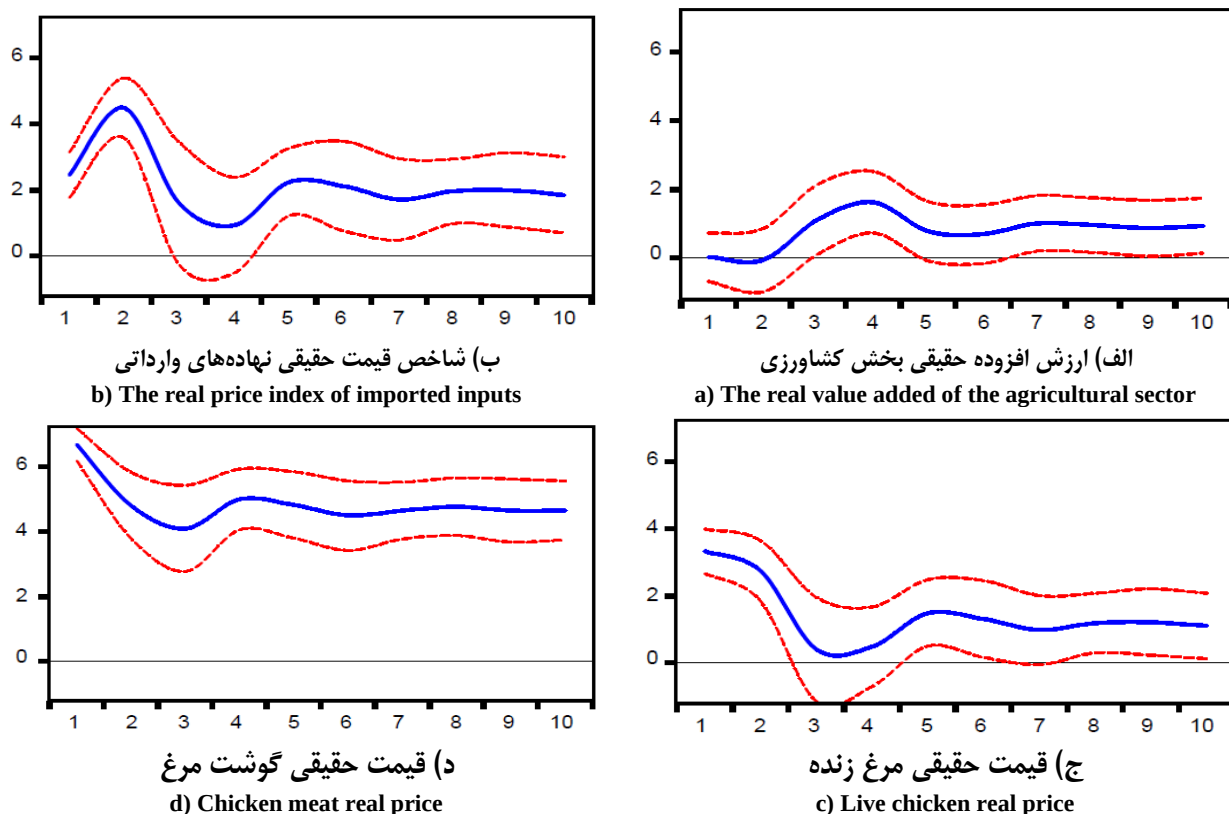


شکل ۳- واکنش شاخص قیمت حقیقی گوشت به تکانه‌های ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، شاخص قیمت حقیقی دام زنده و شاخص قیمت حقیقی گوشت

Figure 3- Impulse response of Meat real price index to four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, livestock real price index and meat real price index

حقیقی گوشت مرغ» به صورت مثبت و نوسانی ادامه می‌یابد. تأثیر شوک‌های «قیمت حقیقی مرغ زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» همانند اثر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» (غیر از دوره اول) به صورت مثبت و نوسان دار است. به طوری که، از بیشترین مقدار در دوره اول به کمترین مقدار خود در دوره سوم کاهش می‌یابد. شدت اثرگذاری شوک‌های «قیمت حقیقی مرغ زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» از دوره اول تا دوره پنجم بیشترین مقدار را دارد. روند تأثیرگذاری «قیمت حقیقی مرغ زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» از دوره پنجم به بعد به صورت ثابت و پایدار ادامه می‌یابد. در نهایت، اثر تکانه‌های «قیمت حقیقی گوشت مرغ» بر خودش از بیشترین مقدار در دوره اول به کمترین مقدار خود در دوره سوم کاهش می‌یابد و بعد از آن تا دوره چهارم افزایش می‌یابد. از دوره چهارم به بعد روند تأثیرگذاری «قیمت حقیقی گوشت مرغ» بر خودش به حالت ثابت و پایدار در می‌آید.

مطابق با شکل ۴ مشاهده می‌شود که اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی مرغ زنده» و اثر خود «قیمت حقیقی گوشت مرغ» روی «قیمت حقیقی گوشت مرغ» مثبت است. روند تأثیرگذاری «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» روی «قیمت حقیقی گوشت مرغ» در دوره اول و دوم ناچیز بوده و در دوره سوم تا پنجم به صورت نوسانی تغییر می‌کند. به طوری که، در دوره چهارم به بیشترین مقدار خود می‌رسد. از دوره پنجم به بعد اثر شوک‌های «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» به صورت تقریباً ثابت و پایدار است. اثر تکانه‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» به صورت مثبت و نوساندار است. به صورتی که، اثر آن در دوره دوم به بیشترین مقدار خود می‌رسد و بعد از آن تا دوره پنجم کاهش می‌یابد. از دوره پنجم به بعد نیز اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت

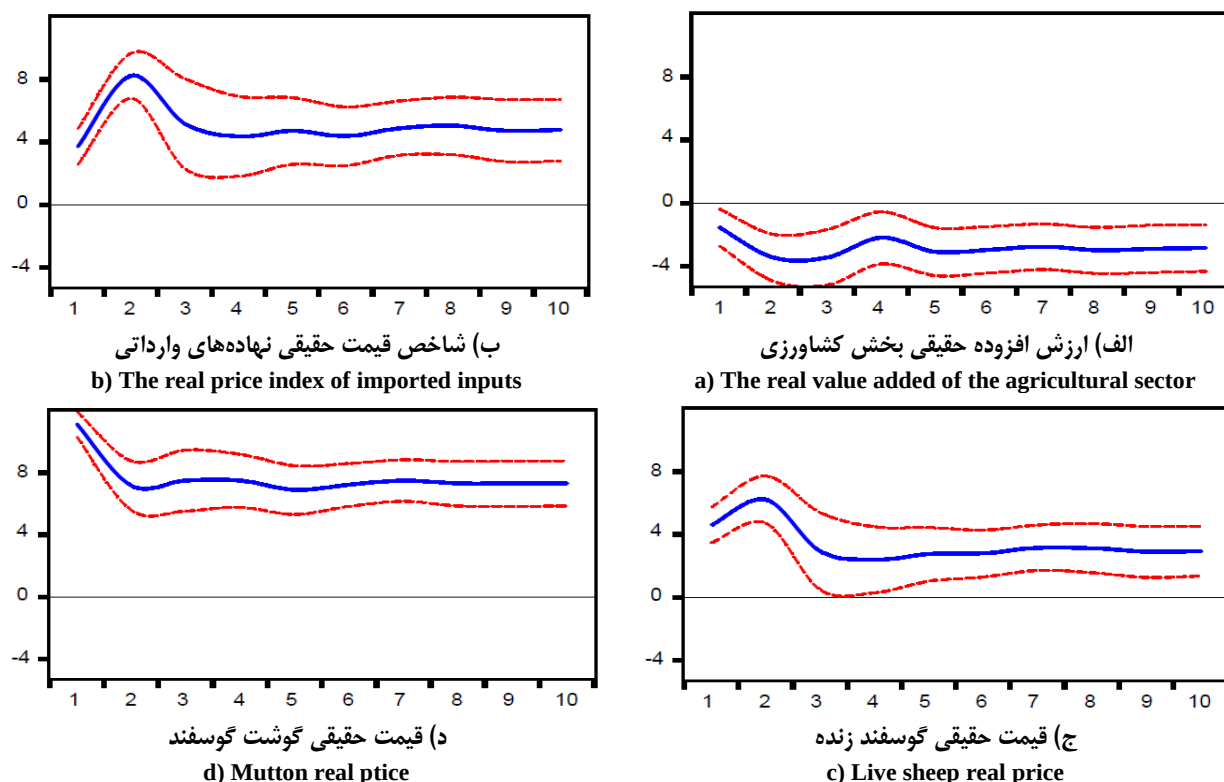


شکل ۴- واکنش قیمت حقیقی گوشت مرغ به تکانه‌های ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی مرغ زنده و قیمت حقیقی گوشت مرغ

Figure 4- Impulse response of chicken meat real price to four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live chicken real price and chicken meat real price

است. از دوره پنجم به بعد نیز اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» به صورت تقریباً مثبت، ثابت و پایدار ادامه می‌یابد. اثر شوک‌های «قیمت حقیقی گوسفند زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» همانند اثر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» (غیر از دوره اول) به صورت مثبت و نوسان‌دار است. به طوری که، از بیشترین مقدار خود در دوره اول به کمترین مقدار خود در دوره سوم (نزدیک صفر) کاهش می‌یابد. شدت اثرگذاری شوک‌های «قیمت حقیقی گوسفند زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» از دوره اول تا دوره پنجم به صورت نوسان‌دار و مثبت است و از دوره پنجم به بعد به صورت مثبت، ثابت و پایدار ادامه می‌یابد. در نهایت اثر تکانه‌های «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» بر خودش از بیشترین مقدار خود در دوره اول به کمترین مقدار خود در دوره دوم کاهش می‌یابد و از دوره سوم به بعد نیز روند تأثیرگذاری «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» بر خودش به حالت مثبت، ثابت و پایدار در می‌آید.

بر اساس شکل ۵، اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» منفی و معنادار است. در حالی که، اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوسفند زنده» و اثر خود «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» روی «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» مثبت و معنادار است. روند تأثیرگذاری «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» روی «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» در دوره اول تا پنجم به حالت نوسانی با شدت کمی است و از دوره پنجم به بعد به صورت تقریباً منفی، ثابت و پایدار حرکت می‌کند. اثر تکانه‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» به صورت مثبت و نوسان‌دار است. به صورتی که، اثر آن از کمترین مقدار خود در دوره اول به بیشترین مقدار در دوره دوم می‌رسد و تا دوره چهارم کاهش می‌یابد. در واقع، بیشترین شدت اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» از دوره اول تا دوره پنجم رخ داده



شکل ۵- واکنش قیمت حقیقی گوشت گوسفند به تکانه‌های ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی گوسفند زنده و قیمت حقیقی گوشت گوسفند

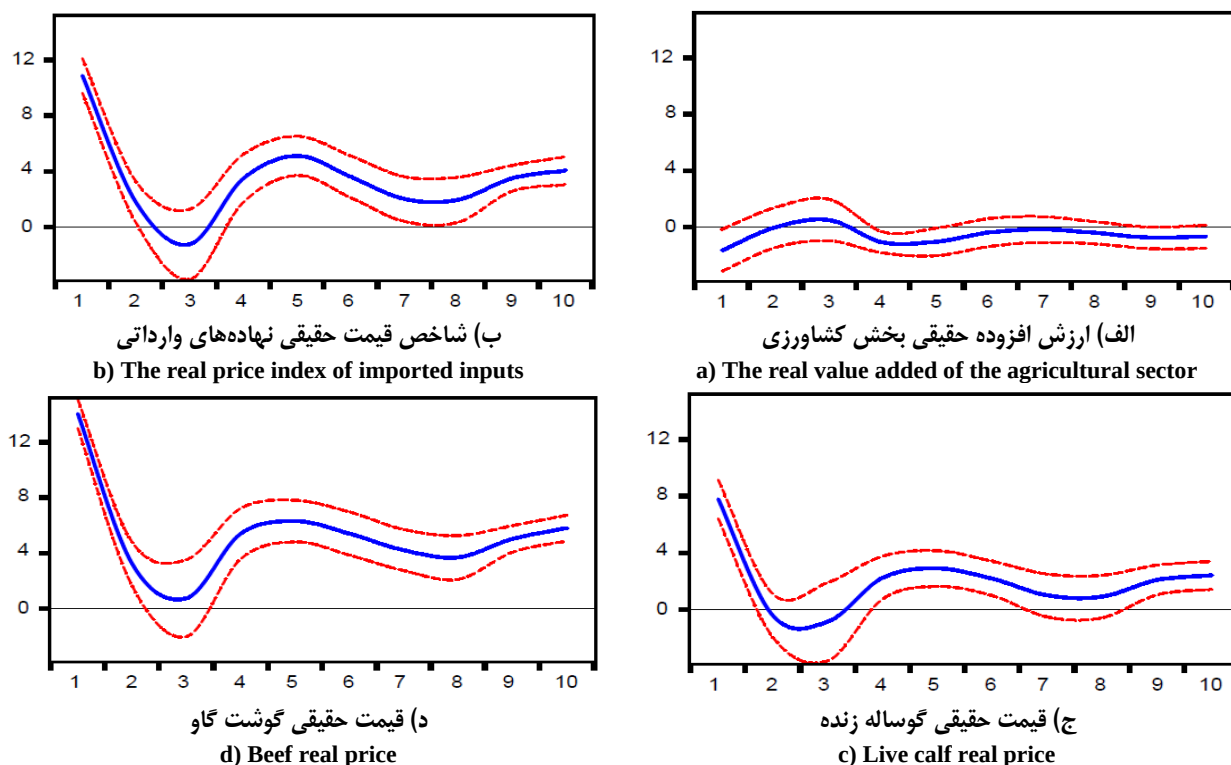
Figure 5- Impulse response of mutton real price to four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live sheep real price and mutton real price

۳- تجزیه واریانس ساختاری

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد توسط متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود و اهمیت نسبی هر یک از متغیرها در تغییر متغیرهای دیگر به چه میزان است. در واقع، با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری نمود.

جدول ۵: نتایج خطای پیش‌بینی تجزیه واریانس برای معادلات قیمت انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو برای یک دوره ۱۰ ساله گزارش شده است. مطابق با نتایج جدول (۵) در تجزیه واریانس مربوط به همه معادلات، خود متغیر (قیمت حقیقی گوشت) بیشترین سهم توضیح‌دهندگی و متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» کمترین سهم را دارد. همچنین در همه معادلات، سهم متغیر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» از دوره اول به دوره دوم به یکباره افزایش یافته است.

بر اساس شکل ۵، اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «قیمت حقیقی گوشت گاو» ناچیز و منفی (غیر از دوره سوم) است. در حالی که، اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوساله زنده» و اثر شوک‌های خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» روی «قیمت حقیقی گوشت گاو» مثبت و معنادار است. روند تأثیرگذاری «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» روی «قیمت حقیقی گوشت گاو» ناچیز بوده و در طول دوره ۱۰ ساله به سمت صفر حرکت می‌کند. همچنین واکنش تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گاو» به شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوساله زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» مشابه بوده و به صورت مثبت و نوسان‌دار است. به طوری که، از بیشترین مقدار خود در دوره اول، به کمترین مقدار خود در دوره سوم کاهش می‌یابد و دوباره تا دوره پنجم افزایش می‌یابد. شدت اثرگذاری این شوک‌ها بر «قیمت حقیقی گوشت گاو» از دوره اول تا دوره پنجم بیشترین مقدار را دارد. روند تأثیرگذاری سه متغیر فوق از دوره پنجم به بعد به حالت نوسانی و با شدت کمتری ادامه می‌یابد.



شکل ۶- واکنش قیمت حقیقی گوشت گاو به تکان‌های ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی گوساله زنده و قیمت حقیقی گوشت گاو

Figure 6- Impulse response of beef real price to four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live calf real price and beef real price

۱۰ ساله، سهم «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» کمتر از یک درصد بوده و سهم «قیمت حقیقی مرغ زنده» در حدود ۸ درصد ثابت باقی مانده است (بجز دوره دوم و سوم که حدود ۵ درصد است. سهم متغیر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» از دوره اول به دوره دوم به ترتیب از ۹/۳ به ۴۲/۸ درصد به یکباره افزایش یافته و از دوره سوم تا دهم در ۴۸ درصد ثابت باقیمانده است. «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» دارای رتبه دوم در سهم توضیح‌دهندگی تغییرات «قیمت حقیقی گوشت مرغ» است. همچنین سهم خود «قیمت حقیقی گوشت مرغ» از ۸۲/۴ درصد در دوره اول به ۴۲/۷ درصد در دوره دهم کاهش یافته است. در مجموع، در معادله گوشت مرغ، متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی مرغ زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت مرغ» به ترتیب ۰/۷-۰/۲، (۱)، ۴۸-۳۹، ۵-۸ و ۳۹-۴۳ درصد از تغییرات «قیمت حقیقی گوشت مرغ» را توضیح می‌دهد. بنابراین، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» و خود «قیمت حقیقی گوشت مرغ» بزرگترین عامل در تغییرات «قیمت حقیقی گوشت مرغ» است.

در تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت گوسفند، در طول دوره

در تجزیه واریانس مربوط به معادله انواع گوشت، سهم «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» و «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» به ترتیب از ۲ و ۵/۲ درصد در دوره اول به ۵/۸ و ۱۸ درصد در دوره دهم افزایش یافته است. در حالی که، سهم متغیرهای «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» و «شاخص قیمت حقیقی گوشت» در تغییرات «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به ترتیب از ۳۴ و ۵۹ درصد در دوره اول به ۳۰ و ۴۶ درصد در دوره دهم کاهش یافته است. لازم به ذکر است که «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» در دوره دوم کمترین سهم در طول دوره ۱۰ ساله (۲۲ درصد) را به خود اختصاص داده است. در مجموع، در معادله انواع گوشت، متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» و خود «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به ترتیب ۶-۲، (۴)، ۱۸-۶، (۱۲)، ۳۴-۲۲ و ۵۹-۴۶ درصد از تغییرات «شاخص قیمت حقیقی گوشت» را توضیح می‌دهد. بنابراین، کانال‌های انتقال قیمت عمودی، بزرگترین عامل در تغییرات «شاخص قیمت حقیقی گوشت» است.

در تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت مرغ، در طول دوره

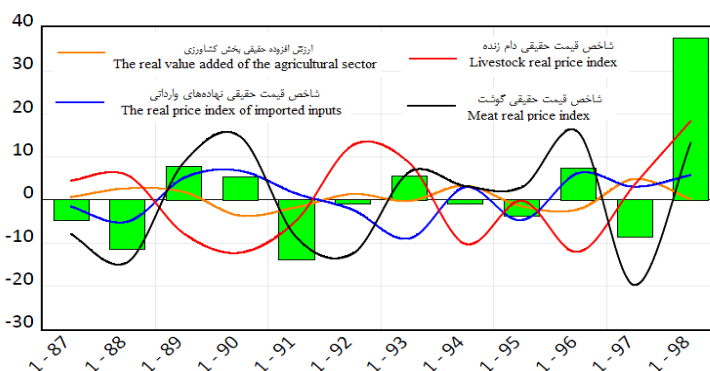
حقیقی گوشت گاو» از ۵۸ درصد در دوره اول به ۳۸/۲ درصد در دوره دهم کاهش یافته است. در مجموع، در معادله گوشت گاو، متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوساله زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» به ترتیب ۱۳-۱۰ (۳)، ۲۹-۱۳ (۱۶)، ۲۴-۱۹ (۵) و ۵۸-۳۸ (۲۰) درصد از تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گاو» را توضیح می‌دهد. بنابراین، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» و خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» بزرگترین عامل در تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گاو» است.

۴- تجزیه تاریخی

برای به دست آوردن میزان سهم هر شوک ساختاری در پویایی‌های تاریخی داده‌ها، از تجزیه تاریخی استفاده می‌شود. در واقع در تجزیه تاریخی، سهم تاریخی هر شوک به متغیرهای قابل مشاهده شناسایی خواهد شد. بر اساس شکل‌های ۷ تا ۱۰، بررسی سهم تاریخی شوک‌های متغیرها در معادلات انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو حاکی از آن است که به ترتیب دامنه نوسانات سهم تاریخی خود متغیر یعنی «قیمت حقیقی گوشت»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی دام زنده» و در نهایت «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بیشترین اثر را دارند. علاوه بر این، سهم تمام متغیرها در کل دوره مورد مطالعه به صورت سینوسی تغییر می‌کند.

۱۰ ساله، سهم توضیح‌دهندگی «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» در حدود ۵ درصد ثابت باقی مانده است. سهم «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» از ۴/۶ درصد در دوره اول به ۱۴/۵ درصد در دوره دهم افزایش یافته است. در حالی که، سهم متغیر «قیمت حقیقی گوسفند زنده» طی همین دوره از ۴۳/۹ درصد به ۳۳/۶ درصد کاهش یافته است. سهم توضیح‌دهندگی خود «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» از ۴۴/۵ درصد در دوره اول به ۴۹/۴ درصد در دوره دوم افزایش یافته، اما در دوره‌های بعد دوباره اندکی روند کاهشی داشته است. در مجموع، در معادله گوشت گوسفند، متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوسفند زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» به ترتیب ۷-۶ (۱)، ۱۴-۵ (۹)، ۴۴-۳۴ (۱۰) و ۴۷-۴۴ (۱۳) درصد از تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» را توضیح می‌دهد. بنابراین، کانال‌های انتقال قیمت بزرگترین عامل در تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» است.

در تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت گاو، در طول دوره ۱۰ ساله، سهم توضیح‌دهندگی «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» در حدود ۱۳ درصد ثابت باقی مانده است. سهم متغیر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» از ۱۲/۸ درصد در دوره اول به ۲۸/۲ درصد در دوره دوم افزایش یافته است. سهم متغیر «قیمت حقیقی گوساله زنده» در تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گاو» نیز از دوره اول به دوره دوم به ترتیب از ۱۹/۱ به ۲۴/۳ درصد افزایش یافته و تا دوره دهم به ۲۱ درصد کاهش یافته است. همچنین سهم خود «قیمت



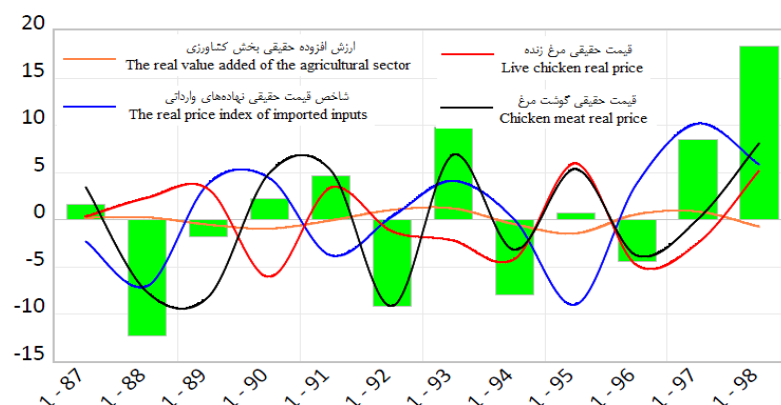
شکل ۷- تجزیه تاریخی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، شاخص قیمت حقیقی دام زنده و شاخص قیمت حقیقی گوشت برای معادله انواع گوشت

Figure 7- The historical decomposition of four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, livestock real price index and meat real price index for the equation of meat types

جدول ۵- سهم توضیح‌دهندگی شوک‌های مختلف از تغییرات قیمت حقیقی انواع گوشت
Table 5- Share of explanation of Different shocks from Price changes of meat types

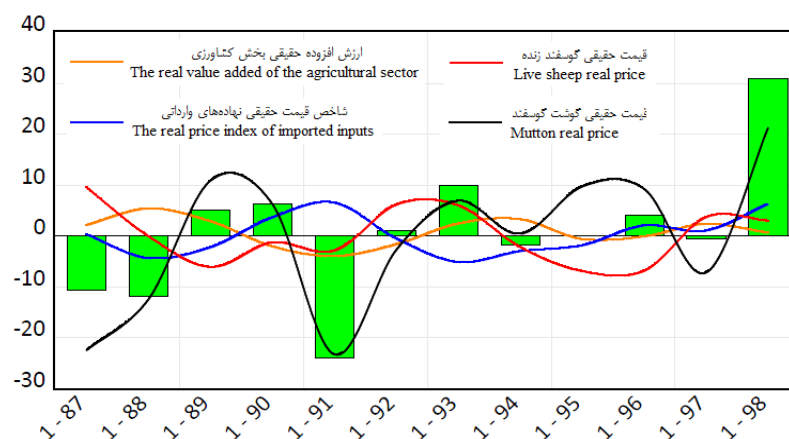
تجزیه واریانس مربوط به معادله انواع گوشت The variance decomposition related to meat types equation				
دوره (سالانه) Period (Annual)	شاخص قیمت حقیقی گوشت Meat real price index	شاخص قیمت حقیقی دام زنده Livestock real price index	شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی The real price index of imported inputs	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی The real value added of the agricultural sector
1	58.89	33.97	5.16	1.98
2	56.81	22.03	17.89	3.26
3	49.03	30.30	16.72	3.95
4	47.31	30.86	17.25	4.58
5	46.84	30.37	16.98	5.81
10	46	30.13	18.09	5.77
تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت مرغ The variance decomposition related to chicken meat equation				
دوره (سالانه) Period (Annual)	قیمت حقیقی گوشت مرغ Chicken meat real price	قیمت حقیقی مرغ زنده Live chicken real price	شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی The real price index of imported inputs	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی The real value added of the agricultural sector
1	82.39	8.22	9.33	0.05
2	51.79	5.15	42.84	0.22
3	45	5.92	48.70	0.38
4	43.69	8.36	47.58	0.39
5	43.55	8.53	47.31	0.61
10	42.69	8.41	48.25	0.65
تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت گوسفند The variance decomposition related to mutton equation				
دوره (سالانه) Period (Annual)	قیمت حقیقی گوشت گوسفند Mutton real price	قیمت حقیقی گوسفند زنده Live sheep real price	شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی The real price index of imported inputs	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی The real value added of the agricultural sector
1	44.54	43.93	4.62	6.91
2	48.14	37.29	8.52	6.05
3	49.61	34.89	9.72	5.78
4	49.41	34.65	9.82	6.12
5	47.22	33.97	12.96	5.85
10	45.98	33.57	14.49	5.79
تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت گاو The variance decomposition related to beef equation				
دوره (سالانه) Period (Annual)	قیمت حقیقی گوشت گاو Beef real price	قیمت حقیقی گوساله زنده Live calf real price	شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی The real price index of imported inputs	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی The real value added of the agricultural sector
1	58	19.09	12.79	10.13
2	44.58	24.3	18.05	13.07
3	42.74	23.81	21	12.47
4	39.96	22.13	24.76	13.15
5	39.35	21.71	26.06	12.88
10	38.22	21	28.2	12.56

ماخذ: یافته‌های پژوهش
Source: Research findings



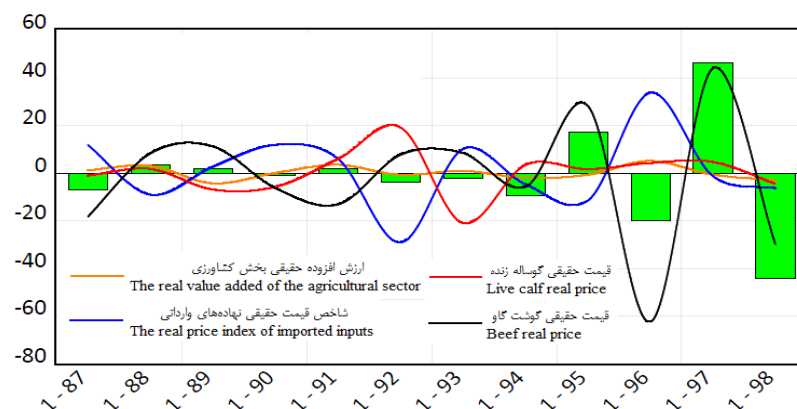
شکل ۸- تجزیه تاریخی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی مرغ زنده و قیمت حقیقی گوشت مرغ برای معادله گوشت مرغ

Figure 8- The historical decomposition of four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live chicken real price and chicken meat real price for chicken meat equation



شکل ۹- تجزیه تاریخی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی گوسفند زنده و قیمت حقیقی گوشت گوسفند برای معادله گوشت گوسفند

Figure 9- The historical decomposition of four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live sheep real price and mutton real price for mutton equation



شکل ۱۰- تجزیه تاریخی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی گوساله زنده و قیمت حقیقی گوشت گاو برای معادله گوشت گاو

Figure 10- The historical decomposition of four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live calf real price and beef real price for beef equation

شوکه‌های ناشی از محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران مداوم و پایدار است. عواملی مانند پراکنش نامناسب واحدهای پرورش دام و طیور و کشتارگاه‌ها در مناطق مختلف کشور، وجود ساختار غیر رقابتی در بارایی صنعت دام و طیور، تنوع روش‌های خرید و فروش محصولات و نهاده‌های دام و طیور، حضور فعال واسطه‌گردان در کل زنجیره تولید و ... سبب می‌شود تا ساختار بازار کارایی لازم را نداشته باشد اثر شوک‌های قیمتی به صورت پایدار از سطوح پایین به سطوح بالاتر منتقل شود و اثر آن برای یک دوره ۵ ساله ادامه یابد.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی نیز نشان داد که تکانه‌های مربوط به متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی کمترین اثر و تکانه‌های خود متغیر قیمت گوشت و قیمت نهاده‌های وارداتی بیشترین اثر را بر تغییرات قیمت انواع گوشت در ایران دارد. این نتیجه بیانگر آن است که تأثیر شوک‌های تولیدات کشاورزی بر قیمت انواع گوشت نسبتاً ضعیف است و در مقابل اثر شوک‌های وارد شده به کانال انتقال قیمت، به ویژه در کوتاه‌مدت (ابتدای دوره‌ها)، نقش حیاتی ایفا می‌کنند. اثر تکانه‌های مربوط به خود متغیر قیمت گوشت نشان می‌دهد که انتظارات قیمتی، بزرگترین عامل در افزایش قیمت انواع گوشت است. در واقع انتظارات قیمتی یکی از عوامل مهمی است که تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر سطح قیمت‌ها دارد. انتظارات قیمتی بیشتر جنبه رفتاری داشته و می‌تواند بر بیشتر شدن رشد قیمت‌ها بیفزاید. به طور ساده انتظارات تورمی، گرایش مردم به سیاست‌ها و روند متغیرها در آینده است و این باور، آثار خود را در رفتار حال افراد نشان می‌دهد. بنابراین، کنترل انتظارات قیمتی از مهم‌ترین وظایفی است که نهاد سیاست‌گذار در حوزه دام و طیور باید به آن توجه داشته باشد. بعد از قیمت خود گوشت، قیمت نهاده‌های وارداتی بیشترین اثر را بر تغییرات قیمت انواع گوشت دارد. نرخ ارز یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر قیمت نهاده‌های وارداتی در بخش دام و طیور می‌باشد. نهاده‌های تولید در بخش دام و طیور عمدتاً وارداتی بوده و بی‌ثباتی و نوسانات ناشی از نرخ ارز سبب رشد قیمت نهاده‌ها و در نتیجه باعث افزایش قیمت انواع گوشت می‌گردد.

بنابراین، برای غلبه بر افزایش قیمت انواع گوشت، تلاش برای کنترل فعالیت‌های تولید دام و طیور کم اثر بوده و دولت باید توجه بیشتری به زنجیره انتقال عمودی قیمت‌ها داشته باشد. به ویژه هنگامی که، قیمت انواع گوشت روند افزایشی به خود می‌گیرد. مطابق با دیدگاه کنترل افزایش تورم، مدیریت انتظارات تورمی راه خوبی برای کاهش قیمت انواع گوشت در ایران است. علاوه بر این، استفاده از سیاست‌های حمایتی مناسب در کل زنجیره تولید، توزیع و مصرف گوشت از قبیل نظارت بر مراحل تولید، توزیع و مصرف؛ اصلاح ساختار بازار به جای کنترل قیمت؛ تأمین به موقع نهاده‌های تولید برای تولیدکنندگان؛ توسعه کشت نهاده‌های دامی در داخل کشور؛

نتایج مطالعه وو و ایکس‌یو (Wu and Xu, 2021) نشان داد که اثر ارزش تولید محصولات کشاورزی روی قیمت مواد غذایی منفی در حالی که اثر قیمت نهاده‌های تولید و قیمت تولید (سرمزعه) روی قیمت مواد غذایی مثبت است. همچنین ارزش تولید محصولات کشاورزی کمترین اثر و خود قیمت مواد غذایی بیشترین اثر را روی قیمت مواد غذایی دارد. بنابراین نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعه وو و ایکس‌یو (Wu and Xu, 2021) مطابقت دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف از انجام این مطالعه شناسایی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل Panel-SVAR در ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۹۸-۱۳۸۵ است. بدین منظور اثر تکانه‌های متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی (ذرت، جو و کنجاله سویا)» و «قیمت حقیقی دام زنده (مرغ زنده، گوسفند زنده، گوساله زنده)» در چهار کانال (معادله) قیمت شامل شاخص قیمت انواع گوشت (کل بازار گوشت)، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو در قالب داده‌های پانلی استانی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد «ماتریس توابع واکنش بلندمدت» در مدل Panel-SVAR نشان داد که همه ضرایب برآورد شده معنادار است.

نتایج حاصل از عکس‌العمل آنی نیز نشان داد که اولاً اثر شوک‌های متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت»، «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» و «قیمت حقیقی گوشت گاو» منفی است؛ در حالی که، اثر تکانه‌های سه متغیر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی دام زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت» روی قیمت حقیقی انواع گوشت مثبت است. در اقتصاد خرد این اصل مطرح است که با کاهش تولید و عرضه با فرض ثابت بودن تقاضا، قیمت افزایش می‌یابد. منفی بودن اثر شوک‌های «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» روی قیمت انواع گوشت با این اصل اساسی اقتصاد خرد مطابقت دارد و نشان‌دهنده صحت نتایج این مطالعه است. در واقع افزایش هزینه‌های تولید (از جمله افزایش قیمت نهاده‌های دامی) و نیز عدم دسترسی دامداران به نهاده‌های کافی و در زمان مناسب آن سبب می‌شود تا تولید و پرورش دام زنده کاهش یابد. در نتیجه کاهش تولید و پرورش دام زنده سبب افزایش قیمت انواع گوشت می‌شود. ثانیاً بیشترین کمترین تأثیرگذاری این متغیرها بین دوره اول تا دوره پنجم رخ داده و الگوی تأثیرگذاری آنها به صورت سینوسی است و بعد از آن شوک‌های ناشی از این متغیرها به صورت تقریباً ثابت و پایدار (با دامنه نوسان کم) ادامه می‌یابند. این نتیجه نشان می‌دهد که اثر

فراهم کردن زمینه عرضه انواع گوشت در بازار بورس؛ توزیع کافی و
تولیدکنندگان انواع گوشت در هنگام وقوع شوک‌ها و انفجارهای
در زمان مناسب برای مصرف‌کنندگان؛ پرداخت نقدی به خانوارها و
قیمتی پیشنهاد می‌شود.

منابع

1. Agricultural Statistics. (2020). Ministry of agriculture, deputy of planning and economic affairs, available at <https://amar.maj.ir>.
2. Arndt, C., Hussain, M., Salvucci, V., & Østerdald, L. (2016). Effects of food price shocks on child malnutrition: The Mozambican experience 2008/2009. *Journal of Economics and Human Biology* 22: 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2016.03.003>.
3. Ataei Solut, K., & Mohammadi, H. (2018). Determining the demand elasticity of selected food products in Mazandaran province using the model of Almost Ideal Demand System (AIDS): Case study of white meat, fish meat and red meat. *Journal of Agricultural Economics Research* 10(3): 173-186. (In Persian with English abstract)
4. Bahadori, S., Mehrabani Yeganeh, H., Zaghari, M., & Rafiei, H. (2017). Predicting chicken meat price in the poultry industry' Iran and comparing it with the global perspective. *Journal of Animal Sciences* 48(4): 483-492. (In Persian with English abstract) <https://doi.org/10.22059/ijas.2018.229192.653518>.
5. Cheng, S., & Cao, Y. (2019). On the relation between global food and crude oil prices: An empirical investigation in a nonlinear framework. *Journal of Energy Economics* 81: 422–432. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.04.007>.
6. Cornia, G.A., Deotti, L., & Sassi, M. (2016). Sources of food price volatility and child malnutrition in Niger and Malawi. *Journal of Food Policy* 60: 20–30. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.01.002>.
7. Dehghanpour, H., & Bakhshudeh, M. (2017). Investigating the welfare effects of price changing of protein material in urban households. *Journal of Agricultural Economics and Development* 23(99): 151-167. (In Persian with English abstract)
8. Fathi, F., & Bakhshoudeh, M. (2016). Food security changes due to energy subsidy elimination policy in the meat market' Iran. *Journal of Economics and Agricultural Development* 30(1): 1-9. (In Persian with English abstract)
9. Furceri, D., Loungani, P., Simon, J., & Wachter, S.M. (2016). Global food prices and domestic inflation: Some cross-country evidence. *Journal of Oxford Economic Papers* 68(3): 665–687.
10. Ghahramanzadeh, M., & Rashid Qalam, M. (2015). Development of a seasonal price forecasting model for different types of meat in Iran: application of PAR model. *Journal of Economics and Agricultural Development Research' Iran* 46(3):469-480. (In Persian with English abstract)
11. Ghahremanzadeh, M., Yavari, F., & Dashti, Gh. (2015). Vertical price transformation and nonlinear price adjustments in beef market (Case study: East Azerbaijan Province). *Journal of Agricultural Economics and Development Research* 46(1): 13-20. (In Persian with English abstract)
12. Ha, J., Ivanova, A., Montiel, P., & Pedroni, P. (2019). Inflation in low-income countries. *World Bank Policy Research Working Paper* No. 8934, Washington, DC.
13. Hao, N., Pedronib, P., Colson, G. & Wetzsteind, M. (2017). The linkage between the U.S. ethanol market and developing countries' maize prices: a panel SVAR analysis. *Journal of Agricultural Economics* 48: 629–638. <https://doi.org/10.1111/agec.12362>.
14. Heydari, J., Zareian Mazraeh, R., Heydari, E., Hezarkhani, B., & Karimi, R. (2019). Modeling factors affecting on price fluctuations in the chicken meat supply chain: a systems dynamics approach. *Journal of Agricultural Economics Research* 12(2): 237-262. (In Persian with English abstract)
15. Hekmatonia, M., Safdari, M., Hosseini, S.M., & Dadras Moghaddam, A. (2021). Factors affecting on the virtual water trade of agricultural products in Iran (application of Panel Vector Autoregression model). *Journal of Environment and Water Engineering* 7(2): 344-355. (In Persian with English abstract) <https://doi.org/10.22034/JEWE.2020.249815.1429>.
16. Imai, K., Kaicker, N., & Gaiha, R. (2020). The Covid-19 impact on agricultural market arrivals and prices in India: A Panel VAR approach, pp 1-45. (Economics Discussion Paper Series; No. DP2020-30).
17. Karbasi, A., & Zandi Darreh Gharibi, B. (2016). Investigating the effects of red meat price changing on the welfare of producers and consumers in Iran. *Journal of Agricultural Economics* 8(4): 39-60. (In Persian with English abstract)
18. Kavusi Kalashmi, M., & Khaliq Khayavi, P. (2015). Overflow effects of meat price fluctuations in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research* 7(2): 27-41. (In Persian with English abstract)
19. Keyghobadi Sani, S., & GHasemi, A.R. (2019). Direct and indirect effects of oil shocks on the prices of selected agricultural products in oil exporting and importing countries. *Journal of Energy Economics' Iran* 8(30):123-152. (In Persian with English abstract)
20. Mao, R., Xing, M., & Yu, X. (2021). Quality response to real exchange rate shocks: A panel SVAR analysis on China's agricultural exports. *Journal of Agricultural Economics*: 1–13. <https://doi.org/10.1111/agec.12650>.

21. Mohammadi, M., Mohammadi, H., & Azami H. (2016). Identify the price bubble in the chicken meat and beef market. *Journal of Agricultural Economics and Development* 30(2): 88-96. (In Persian with English abstract)
22. Montiel, P.J., & Pedroni, P. (2019). Trilemma-dilemma: Constraint or choice? Some empirical evidence from a structurally identified heterogeneous panel VAR. *Journal of Open Economies Review* 30(1): 1–18. <https://doi.org/10.1007/s11079-018-9516-x>.
23. Nabi zadeh, M., Kavousi Kalashemi, M., Heydari, R., & Roshanfar, M.A. (2016). The effect of targeted subsidies on the price transformation model of mutton market in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research* 8(1): 177-198. (In Persian with English abstract)
24. Pedroni, P. (2013). Structural panel VARs. *Journal of Econometrics* 2: 180–206. <https://doi.org/10.3390/econometrics1020180>.
25. Pesaran, M., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 68: 79–113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F).
26. Pishbahar, E., Ferdosi, R., & Asadollahpour, F. (2019). Price transmission in the market of chicken meat: Autoregressive Switching Markov Models. *Journal of Agricultural Economics and Development Research* 50-2(1): 1-17. (In Persian with English abstract) https://ijaedr.ut.ac.ir/article_71307.
27. Pishbahar, I., Ferdowsi, R., & Assadollahpour, F. (2015). Investigating price transmission in the chicken meat market: using MSVAR model. *Journal of Agricultural Economics* 9(2): 55-72. (In Persian with English abstract)
28. Rahmani, R. (2020). Investigating the chicken market structure at the levels of production and wholesale; case study of Fars province. *Journal of Agricultural Economics Research* 12(2): 211-234. (In Persian with English abstract)
29. Reztis, A.N. (2015). The relationship between agricultural commodity prices, crude oil prices and US dollar exchange rates: a panel VAR approach and causality analysis. *Journal of International Review of Applied Economics* 29(3): 403–434. <http://dx.doi.org/10.1080/02692171.2014.1001325>.
30. Roch, F. (2019). The adjustment to commodity price shocks. *Journal of Applied Economics* 22(1): 437–467. <https://doi.org/10.1080/15140326.2019.1665316>.
31. Sardar Shahraki, A., Ali Ahmadi, N., & Safdari, M. (2019). Economic analysis of price shocks of production inputs and their impact on cotton price in Iran: the application of panel Data Vector Auto-Regression (PVAR) Model. *Journal of Environmental Energy and Economic Research* 3(1): 23-36. (In Persian with English abstract) <https://doi.org/10.22097/eeer.2019.159908.1052>.
32. The Support Company of livestock and poultry in Iran. (2021). Prices of livestock and poultry products. Available at <https://www.iranslal.com>.
33. Wang, S.L., & McPhail, L. (2014). Impacts of energy shocks on US agricultural productivity growth and commodity prices-A structural VAR analysis, *Energy Econ*. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2014.05.006>.
34. Wu, X., & Xu, J. (2021). Drivers of food price in China: A heterogeneous panel SVAR approach. *Journal of Agricultural Economics* 52: 67–79. <https://doi.org/10.1111/agec.12607>.
35. Yazdanshenas, L., Zvar, P., & Aghajani, Z. (2009). The effect of tariff policy on domestic chicken and beef prices in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research* 1(4): 107-127. (In Persian with English abstract)
36. Zingbagba, M., Nunes, R., & Fadairo, M. (2020). The impact of diesel price on upstream and downstream food prices: Evidence from São Paulo. *Journal of Energy Economics* 85: 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104531>.



Application of the Combined Index, Decomposing-Decoupling of Energy Consumption in the Agricultural and Industrial Sectors of Iran

S. Naghavi^{1*}

Received: 22-01-2022

Revised: 19-02-2022

Accepted: 04-04-2022

Available Online: 06-10-2022

How to cite this article:

Naghavi, S. (2022). Application of the Combined Index, Decomposing-Decoupling of Energy Consumption in the Agricultural and Industrial Sectors of Iran. *Journal of Agricultural Economics & Development* 36(3): 287-300. (In Persian with English abstract)

DOI: [10.22067/JEAD.2022.74585.1111](https://doi.org/10.22067/JEAD.2022.74585.1111)

Introduction

In today's world, energy plays a prominent role in various economic and political fields. A role that has plagued many countries with a monopoly economy and its effects, and has left others with costly problems caused by rising energy prices, and in general, even international relations and disputes has made an impact. Accordingly, communities are looking for ways to reduce energy consumption without harming their economic growth. Due to the shortage energy resources and its role in economic growth, its optimal use is an important goal in the economic development of each country. Therefore, it is necessary to know the factors affecting changes in energy consumption, which requires the decomposing of energy consumption into different factors affecting changes in energy consumption. In the present study, the factors affecting energy consumption are analyzed using statistics and information of industry and agriculture sectors during the period 1397-1387 to three factors: structural effect, activity effect and energy intensity effect. The relationship between energy consumption and GDP growth in these two sectors has been studied to determine which factor has the greatest role in energy consumption changes in industry and agriculture and to suggest appropriate policy solutions.

Materials and Methods

Decomposing Analysis is one of the most widely used approaches in analyzes related to energy consumption and CO₂ emissions. It is concluded that one is structural analysis (SDA) and the other is index analysis (IDA). These two analysis techniques are different and each has advantages and disadvantages. The SDA technique is more complex and requires a lot of data. On the other hand, the data-output table is prepared every few years and annual data are not available. Instead, more information and findings are obtained using the SDA technique. The IDA technique is simple and does not require much data. It can be used with big data and does not need the data of any particular department or product. For this reason, the SDA technique has been used more. This study is used the Tapio decoupling index to explain the decoupling status. Decoupling index is the best technique to describe the dependence of economic growth on energy consumption and it is used to discover the relationship between energy consumption and economic growth. In the present study, using the Logarithmic Mean Division (LMDI) index, to analyze the factors affecting energy consumption in industry and agriculture and then using the decoupling index to examine the relationship between energy consumption and GDP growth in these two sections are discussed.

Results

The results of the decomposing of energy consumption from GDP in the industrial sector showed that in most of the studies on the effect of energy intensity in agricultural sector, the effect of production had the greatest role in the decompose of energy consumption from GDP.

Conclusion

This study examined the decoupling of energy consumption from GDP of the industrial and agricultural

1- Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Jiroft, Jiroft, Iran

(*- Corresponding Author Email: somnaghavi@ujiroft.ac.ir)

sectors and the factors affecting energy consumption for each sector in Iran. The results of decomposition of energy consumption from GDP in the industrial sector showed that in most of the studied years, the effect of energy intensity and in the agricultural sector, the production effect had the greatest role in decomposing energy consumption from GDP. In 2010 and 2016, the production effect had a negative effect on energy consumption and increased energy consumption. In 1394, the index of decoupling of energy consumption from the growth of the agricultural sector was the best and most ideal possible, strong decoupling, and this indicates that the growth rate of the agricultural sector was higher than the growth rate of energy consumption. This year, the effect of energy intensity has had a positive effect on reducing energy consumption. The composite index has not experienced much fluctuation. Different modes of decoupling index and factors affecting energy consumption in industry and agriculture can be used as evidence for countries efforts to strongly decoupling and save energy in industry and agriculture. Advances in technology and innovation can reduce the growth dependence of sectors on energy consumption. Also, attention should be paid to optimizing the economic structure to create economic stability and reach the ideal state of the decoupling index.

Keywords: Agriculture, Decoupling Index, Energy consumption, Industry, LMDI Index

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۳۰۰-۲۸۷

کاربرد شاخص ترکیبی جداسازی- تجزیه مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران

سمیه نقوی*

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۱/۱۵

چکیده

در دنیای امروز، انرژی نقش برجسته‌ای در زمینه‌های مختلف اقتصادی و سیاسی ایفا می‌کند. نقشی که بسیاری از کشورها را گرفتار اقتصاد تک محصولی و عوارض ناشی از آن و برخی دیگر را دچار مشکلات هزینه‌ای ناشی از افزایش قیمت انرژی نموده و در نگاهی کلان‌تر، حتی مناسبات و مناقشات کشورها در سطح بین‌الملل را متأثر ساخته است. با توجه به محدودیت منابع انرژی پایان‌پذیر و نقش آن در رشد اقتصادی، استفاده بهینه از آن، یک هدف مهم در توسعه اقتصادی هر کشور می‌باشد. بنابراین شناخت عوامل مؤثر بر تغییرات مصرف انرژی ضروری بوده و این امر مستلزم تجزیه مصرف و بررسی سهم اثر ساختاری، تولیدی و شدت انرژی در تغییرات مصرف انرژی است. در مطالعه حاضر با استفاده از شاخص دیویزیای میانگین لگاریتمی (LMDI)، به تجزیه سهم اثر ساختاری، تولیدی و شدت انرژی در تغییرات مصرف انرژی بخش‌های صنعت و کشاورزی و سپس با استفاده از شاخص جداسازی (Decoupling) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید ناخالص داخلی در این دو بخش پرداخته شده است. نتایج تجزیه مصرف انرژی در بخش صنعت نشان داد در بیشتر سال‌های مورد مطالعه، اثر شدت انرژی و در بخش کشاورزی اثر تولیدی بیشترین نقش را در تجزیه مصرف انرژی داشته است. حالت‌های مختلف شاخص جداسازی و عوامل مؤثر بر مصرف انرژی در بخش صنعت و کشاورزی می‌تواند به‌عنوان شواهدی برای تلاش کشورها، جهت جداسازی قوی و ذخیره انرژی بخش صنعت و کشاورزی مورد استفاده قرار گیرند. پیشرفت تکنولوژی و نوآوری می‌تواند وابستگی رشد بخش‌ها به مصرف انرژی را کاهش دهد.

واژه‌های کلیدی: شاخص جداسازی، شاخص دیویزیای میانگین لگاریتمی، کشاورزی، صنعت، مصرف انرژی

مقدمه

لزوم مدیریت مصرف انرژی در طرف عرضه و تقاضای انرژی و تأثیر آن در ارتقای کارایی انرژی بر کسی پوشیده نیست و فاصله شاخص‌های مهم ارزیابی مصرف انرژی در کشوری مانند ایران با سطح استاندارد جهانی خود مبین این موضوع است. در دنیای امروز، انرژی نقش برجسته‌ای در زمینه‌های مختلف اقتصادی و سیاسی ایفا می‌کند. نقشی که بسیاری از کشورها را گرفتار اقتصاد تک محصولی و عوارض ناشی از آن و برخی دیگر را دچار مشکلات هزینه‌ای ناشی از افزایش قیمت انرژی نموده و در نگاهی کلان‌تر،

حتی مناسبات و مناقشات کشورها در سطح بین‌الملل را متأثر ساخته است. بر همین اساس جوامع به دنبال راهکارهایی هستند تا مصرف انرژی را بدون آسیب زدن به روند رشد اقتصادی کاهش دهند (Ministry of Energy, 1397). ایران به‌عنوان کشوری روبه رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و گسترده و وجود مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و توان بالقوه انرژی یک از مصداق‌های الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی به‌شمار می‌رود (Barati, Malaieri and Hoori Jaafari, 2008). در ایران، ویژگی منابع محور بودن اقتصاد و ساختار تولید مبتنی بر مصرف انرژی موجب شده است که میزان مصرف انواع سوخت‌های فسیلی و غیرفسیلی در سطح بالایی قرار گرفته و روند رو به رشدی داشته باشد (Hashemi and Amadeh, 2020). یکی از کانال‌های عمده تسریع رشد اقتصادی کشورها، رشد بخش صنعت آن‌هاست. بخش صنعت به‌عنوان بخش

۱- استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه جیرفت، جیرفت ایران

(Email: somnaghavi@ujiroft.ac.ir)

(*) نویسنده مسئول:

DOI: 10.22067/JEAD.2022.74585.1111

پیشرو توسعه اقتصادی کشور قلمداد گردیده، و این بخش با مصرف ۳۲۲/۹ میلیون بشکه نفت خام، یکی از پرمصرف‌ترین بخش‌های مصرف‌کننده انرژی در سال ۱۳۹۳ بوده است. به‌طوری‌که طی سال - های ۱۳۸۷-۱۳۹۷ مصرف نهایی این بخش از ۲۵۲/۷ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۸۷ به ۳۵۸/۳ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۹۷ افزایش یافته است (Ministry of Energy, 1397).

بررسی متوسط مصرف نهایی انرژی بخش کشاورزی، طی پنج برنامه توسعه اقتصادی (۱۳۶۸-۱۳۹۴) کشور حاکی از آن است که

میزان آن از ۳۱/۶ میلیون بشکه معادل نفت خام به ۴۸/۹ میلیون بشکه معادل نفت خام افزایش یافته است. با این وجود متوسط سهم مصرف نهایی بخش از متوسط کل مصرف نهایی کشور از ۵/۱ به ۴ درصد رسیده است. این امر بیشتر در برنامه سوم، چهارم و پنجم توسعه رخ داده است. عمده دلیل این امر عدم تحقق اهداف در نظر گرفته شده در برنامه‌های توسعه بوده است. در برنامه پنجم توسعه نیز این امر با هدفمندی یارانه‌ها و حمایت‌های اندک دولت در زمینه‌ی حامل‌های انرژی مورد استفاده بخش کشاورزی تشدید گردید (Bagherzadeh, 2019).

جدول ۱- بررسی متوسط مصرف نهایی و سهم بخش کشاورزی از مصرف نهایی کل کشور طی پنج برنامه توسعه (۱۳۶۸-۱۳۹۴)

Table 1- Assessing the average marginal consumption and the share of the final consumption of the whole country during five development Plans

بخش کشاورزی Agricultural Sector				سهم از مصرف نهایی کل کشور Share of the marginal consumption of the whole country
متوسط نهایی کل کشور The final average of the whole country	مصرف نهایی Marginal consumption	نرخ رشد دوره Growth rate		
متوسط برنامه اول The average of first program	618.8	31.6	3.9	5.1
متوسط برنامه دوم The average of Second program	646.14	31	-0.2	4.7
متوسط برنامه سوم the average of third program	744.56	30.9	1.3	4.1
متوسط برنامه چهارم The average of fourth program	1053.1	38.6	5.6	3.6
متوسط برنامه پنجم The average of fifth program	1247	48.9	2.5	4

مأخذ: وزارت نیرو، ترازنامه انرژی
Source: Ministry of Energy

هنگامی که نرخ رشد اقتصادی به طرز محسوسی بالا می‌رود، فشار فزاینده‌ای بر منابع وارد می‌شود. در این راستا، تقاضا برای نیروی انسانی متخصص، نیاز به سرمایه و تجهیزات سرمایه‌ای و مصرف مواد خام و انرژی افزایش می‌یابد. چنانچه امکان بهره‌برداری بیشتر از هریک از منابع یاد شده به موازات رشد تولید مهیا نباشد، تولید با تنگنا روبرو می‌شود. از این‌رو، ارتباط بین رشد اقتصادی و مصرف حامل‌های مختلف انرژی مانند فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی

و برق به‌عنوان عوامل مهم تولید، توجه بسیاری از تحلیل‌گران اقتصادی را به خود جلب کرده است (Amadeh et al., 2009).
باتوجه به محدودیت منابع انرژی و نقش آن در رشد اقتصادی، استفاده بهینه از آن به‌عنوان یک هدف مهم در توسعه اقتصادی هر کشور می‌باشد. بنابراین شناخت عوامل مؤثر بر تغییرات مصرف انرژی ضروری می‌باشد که این امر مستلزم تجزیه مصرف انرژی به عوامل مختلف مؤثر بر تغییرات مصرف انرژی است. با توجه به اهمیت

(۱۹۹۷)^۸، ارائه شده و به وسیله‌ی انگ (۲۰۰۵)^۹ بسط یافته است. هر کدام از شاخص‌های IDA کاربرد معینی دارند و برای استفاده ای خاص به کار می‌روند. از بین این شاخص‌ها تنها دو شاخص IDA لاسپیرز و IDA دیویژیای میانگین لگاریتمی در تمام موارد قابل استفاده بوده و نتایج مشابهی نیز به دست می‌دهند. این دو روش IDA مزایا و معایبی دارند. استفاده از این دو روش به تعداد عوامل مورد بررسی و همچنین به شکل و نوع داده‌ها بستگی دارد. در مقایسه‌ی بین دو روش IDA لاسپیرز و IDA دیویژیای میانگین لگاریتمی، اگر داده‌های مورد استفاده شامل عدد صفر نباشد، استفاده از روش IDA دیویژیای میانگین لگاریتمی قابل استفاده است. هر چند که روش IDA لاسپیرز نیز همواره قابل استفاده بوده، اما پیچیده‌تر از روش IDA دیویژیای میانگین لگاریتمی می‌باشد (Ang and Zhang, 2006).

شاخص جداسازی، بهترین تکنیک برای توصیف وابستگی رشد اقتصادی به مصرف انرژی بوده و از آن برای کشف ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی استفاده می‌شود (Tapio, 2005). مفهوم جداسازی در ابتدا توسط ون^{۱۰} (۱۹۸۹) معرفی شد و زنگ (Zhang, 2000) برای اولین بار از این مفهوم برای کشف ارتباط بین انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در کشور چین، استفاده کرد. این مفهوم در سال ۲۰۰۲ توسط سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (2010)^{۱۱} به عنوان یک شاخص معرفی شد.

ادبیات تحقیق

در خصوص ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در داخل و خارج کشور، مطالعاتی صورت گرفته است.

آماده و هاشمی (Amadeh and Hashemi, 2020) با استفاده از ترکیب شاخص دیویژیای میانگین لگاریتمی و شاخص جداسازی، به تحلیل ارتباط بین رشد تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در بخش کشاورزی پرداختند. نتایج نشان داد از بین عوامل، اثر فعالیت و ساختاری به ترتیب بیشترین سهم و اثر شدت انرژی، کمترین سهم را در توضیح تغییرات مصرف انرژی این بخش داشته‌اند. صادقی و همکاران (Sadeghi et al., 2019) عملکرد مصرف انرژی در استان‌های ایران را با استفاده از تحلیل تجزیه شاخص بررسی کردند. نتایج نشان داد در رتبه‌بندی اثر شدت سیستم و بلوچستان با رتبه ۱ کم‌ترین توان صرفه‌جویی و تهران با رتبه ۳۱ بیشترین توان

موضوع جداسازی عوامل مؤثر بر مصرف انرژی، در مطالعه حاضر با استفاده از شاخص دیویژیای میانگین لگاریتمی^۱ (LMDI)، به تجزیه اثر ساختاری، فعالیت و شدت انرژی در مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی و سپس با استفاده از شاخص جداسازی (Decoupling) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید ناخالص داخلی در این دو بخش طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۷ پرداخته شده است تا ضمن مشخص نمودن این که کدام اثر بیشترین نقش را در تغییرات مصرف انرژی بخش‌های صنعت و کشاورزی دارد، راهکارهای سیاستی مناسب پیشنهاد گردد. پس از بررسی میانی نظری و ادبیات موضوع، مواد و روش‌ها و پس از آن تجزیه و تحلیل و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

مبانی نظری

"تحلیل تجزیه" یکی از رویکردهایی است که در تحلیل‌های مرتبط با مصرف انرژی و انتشار CO₂ به طور گسترده‌ای به کار برده می‌شود. در بررسی تجزیه و برای تحلیل عوامل محرک در انتشار CO₂، دو رویکرد متفاوت به کار گرفته شده است که یکی، تحلیل تجزیه‌ی ساختاری (جدول داده - ستانده) (SDA)^۲ و دیگری تحلیل تجزیه‌ی شاخص (IDA)^۳ می‌باشد.

این دو تکنیک تجزیه، متفاوتند و هر کدام محاسن و معایبی دارند. تکنیک SDA پیچیده‌تر بوده به داده‌های زیادی نیاز دارد. از سوی دیگر، جدول داده-ستانده هر چند سال یک بار تهیه می‌شود و داده‌های سالانه در دسترس نیست. در عوض، با استفاده از تکنیک SDA، اطلاعات و یافته‌های بیشتری به دست می‌آید. تکنیک IDA ساده بوده و به داده‌های زیادی ندارد. به این دلیل، بیشتر مورد استفاده قرار گرفته است.

تکنیک IDA، به دو روش IDA برپایه‌ی شاخص لاسپیرز^۴ و IDA برپایه شاخص دیویژیای^۵ تقسیم می‌شود. شاخص IDA لاسپیرز، شامل شاخص لاسپیرز پایه، شاخص پاشه، شاخص فیشر و شاخص مارشال - اچورث^۶ است که همگی بر پایه‌ی شاخص‌های لاسپیرز پایه و پاشه هستند. شاخص IDA دیویژیای نیز شامل شاخص دیویژیای میانگین حسابی (AMDI)^۷ و شاخص دیویژیای میانگین لگاریتمی (LMDI) است که توسط انگ و چویی

1- Logarithmic Mean Divisia Index

2- Structural Decomposition Analysis.

3- Index Decomposition Analysis

4- Laspeyres IDA

5- Divisia IDA

6- Basic Laspeyres index, Paasche index, Fisher ideal index and Marshall-Edgeworth index.

7- Arithmetic Mean Divisia Index

8- Ang & Choi

9- Ang, B.W.

10- Von

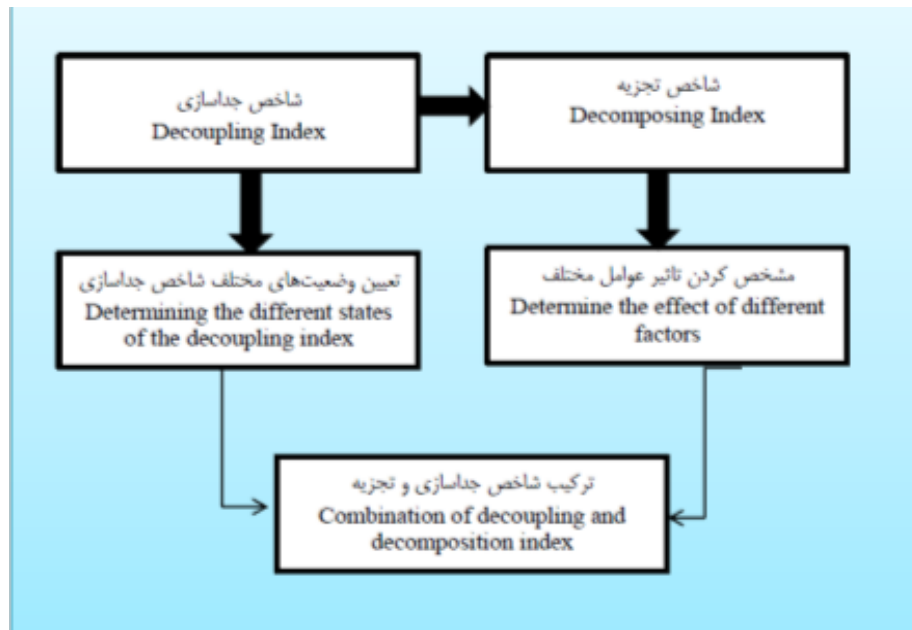
11- Organization for Economic Cooperation and Development 2002

کشور جداسازی قوی را تجربه کرده است. انگو با استفاده از شاخص جداسازی تاپو به جداسازی انتشار دی اکسید کربن از رشد اقتصادی در کامرون پرداخت. یافته‌های تحقیق نشان داد در کامرون جداسازی ضعیف اتفاق افتاده است. انگ و ژانگ (Ang and Zhang, 2006) شاخص‌های مربوط به تجزیه شدت انرژی و تأثیر تغییرات مربوط به ترکیبات مختلف تولید را مطالعه کردند. لو و همکاران (Luo et al., 2017) حالت‌های جداسازی بین توسعه اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن را در دوره ۱۹۹۷-۲۰۱۴ در بخش کشاورزی در چین را مطالعه کردند. نتایج نشان داد جداسازی قوی در اکثر سال‌ها وجود داشته است. لانگ و وانگ (Long and Wang, 2017)، با کاربرد شاخص جداسازی بیان کردند که مصرف منابع و آلودگی محیط‌زیست ناشی از رشد اقتصادی، کاهش سطح رفاه جامعه را در چین به دنبال خواهد داشت. وانگ و همکاران (Wang, 2013) تحلیل مقایسه‌ای بین کشورهای چین و ایالت متحده آمریکا را از منظر شاخص تجزیه و جداسازی انتشار کربن از رشد اقتصادی انجام دادند. نتایج نشان داد در اکثر سال‌های دوره مورد مطالعه، کشور چین جداسازی گسترده و ضعیف و ایالات متحده عمدتاً "جداسازی ضعیف و قوی را تجربه کرده‌اند. ژو و بای (Zhou and Bai, 2016) به جداسازی بین انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی پرداختند و نشان دادند که رشد اقتصادی عامل اصلی انتشار دی اکسید کربن در طی دوره مورد مطالعه است. ژانگ (Zhang, 2000) به جداسازی ارتباط بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در کشور چین پرداختند و توصیه‌های سیاستی را ارائه دادند. رن و همکاران (Ren et al., 2014) با استفاده از شاخص جداسازی نشان دادند صنایع تولیدی چین در طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۰ چهار مرحله جداسازی منفی قوی، ضعیف، منفی گسترده و ضعیف را تجربه کرده‌اند.

باتوجه به مطالعات ذکر شده در ادبیات تحقیق، می‌توان گفت اکثر مطالعات در خصوص ارتباط رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن با استفاده از شاخص جداسازی بوده و یا به مقایسه روش‌های مختلف تجزیه پرداخته‌اند. در داخل کشور نیز تاکنون مطالعات بسیار محدودی در خصوص ترکیب شاخص جداسازی و تجزیه مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی انجام گرفته است. از این رو، در این مطالعه شاخص ترکیبی Decoupling-LMDI در تجزیه مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران استفاده شده است. مدل مفهومی تحقیق حاضر به شکل زیر است:

صرفه‌جویی را دارند. هاشمی و آماده (Hashemi and Amadeh, 2020) به تجزیه مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و حمل و نقل با استفاده از رهیافت تلفیق شاخص دی‌ویژیا و جداسازی پرداختند. نتایج نشان داد اثر ساختاری در توضیح تغییرات مصرف انرژی و در توضیح روند جداسازی مصرف انرژی از رشد تولید ناخالص داخلی بیشترین سهم را دارد. پورعبادالهیان کوپچ و همکاران (Pouresbadollahian, 2016)، تجزیه عوامل مؤثر بر تغییرات مصرف انرژی در زیربخش‌های صنعتی ایران: روش‌های لاسپیرز و دی‌ویژیا را بررسی کردند. نتایج نشان داد عامل اصلی افزایش مصرف انرژی، تغییرات اثر فعالیت و در نقطه مقابل، مهم‌ترین عامل کاهش مصرف انرژی، تغییرات اثر شدت انرژی است و تغییرات اثر ساختاری سهم ناچیزی در تغییرات مصرف انرژی داشته است. توانا نجار و فیضی (Tavana Najari and Feizi, 2015) به بررسی عوامل مؤثر بر مصرف فرآورده‌های نفتی در بخش خانگی در دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۰، پرداختند. نتایج نشان داد تغییرات اثر ساختاری بیشترین سهم را در کاهش مصرف فرآورده‌های نفتی در بخش خانگی داشته است. فطرس و براتی (Fotros and Barati, 2011) به تجزیه‌ی انتشار دی اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی ایران پرداختند. نتایج نشان داد رشد اقتصادی بزرگ‌ترین اثر مثبت را بر تغییرات انتشار دی اکسید کربن در تمام بخش‌های مورد بررسی، به‌جز بخش صنعت و حمل و نقل و در کل اقتصاد داشته است. ابونوری و نیکبان (Abounoori and Nikban, 2009) عوامل مؤثر بر شدت مصرف انرژی به روش دی‌ویژیا را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد اثر ساختاری دارای سهم اندکی در توضیح تغییرات مصرف انرژی بوده و اثرات شدت خالص و تولیدی سهم غالبی در این توضیح دارند.

نقوی و همکاران (Naghavi et al., 2021) به جداسازی انتشار دی اکسید کربن ناشی از مصرف سموم و کودهای شیمیایی از رشد بخش کشاورزی استان‌های خراسان رضوی، گلستان، گیلان و اصفهان پرداختند. نتایج نشان داد در این استان‌ها، در سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ در بیشتر سال‌ها وضعیت جداسازی قوی اتفاق افتاده است. ژو و هو (Zhou and Hu, 2020) جداسازی انتشار کربن در بخش کشاورزی کشور چین و ارتباطش با رشد اقتصادی را بررسی کردند. چن و همکاران (Chen et al., 2020) تجزیه مصرف انرژی و جداسازی آن با رشد اقتصادی را در بخش کشاورزی ۸۹ کشور بررسی کردند. نتایج نشان داد بین ۸۹ کشور مورد مطالعه، بخش کشاورزی ۱۸



شکل ۱- مدل مفهومی تحقیق
Figure 1- Conceptual model of research

روش پژوهش

بر اساس مطالعات انگ (Ang and Zhang, 2006) فرض کنید که مقدار V یک متغیر کلان مرتبط با انرژی باشد. در صورتی که n عامل قابل اندازه‌گیری $x_1, x_2, \dots, x_n$ طی زمان بر تغییرات V مؤثر باشند. فرض کنید اندیس i به‌عنوان بخش یا زیربخش متغیر کلان مورد مطالعه باشد، آنگاه در سطح بخش‌ها یا زیربخش‌ها می‌توان نوشت:

$$V_i = x_{1,i} \cdot x_{2,i} \cdot x_{3,i} \dots x_{n,i} \quad (1)$$

تحلیل تجزیه شاخص در حالت عمومی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$V = \sum V_i = \sum x_{1,i} * x_{2,i} \dots * x_{n,i} \quad V_i = x_{1,i} * x_{2,i} \dots * x_{n,i} \quad (2)$$

که زیرنویس i می‌تواند علامت یک ویژگی کلی مانند شماره بخش‌های اقتصادی باشد. به‌علاوه فرض کنید در طی دوره صفر تا T مجموع تغییرات از $V^0 = \sum x_{1,i}^0 * x_{2,i}^0 \dots * x_{n,i}^0$ به $V^T = \sum x_{1,i}^T * x_{2,i}^T \dots * x_{n,i}^T$ تغییر کند. بر این اساس، فرم کلی تجزیه ضربی به شکل زیر فرمول‌بندی می‌شود:

$$D_{tot} = \frac{V^T}{V^0} = D_{x_1} D_{x_2} \dots D_{x_k} D_{rsd} \quad (3)$$

به‌طوری‌که D_{tot} بیانگر کل تغییرات و D_{rsd} بیانگر قسمت باقیمانده است که برای روش‌هایی همچون LMDI و شاخص فشر که تجزیه به صورت کامل انجام می‌گیرد، برابر صفر می‌باشد. بر اساس تعریف شاخص میانگین لگاریتمی دیویژیا در قالب فرم ضربی، تأثیر K امین عامل در تغییرات کل را می‌توان به‌صورت زیر تعریف

کرد:

$$D_{x_k} = \exp \left[\sum_i \frac{L(V_i^T, V_i^0)}{L(V^T, V^0)} \ln \left(\frac{x_{k,i}^T}{x_{k,i}^0} \right) \right] = \sum \frac{V_i^T - V_i^0}{L(V_i^T - V_i^0)} \times \ln \left(\frac{x_{k,i}^T}{x_{k,i}^0} \right) \quad (4)$$

که در آن، تابع $L(V_i^T, V_i^0)$ متوسط لگاریتمی دو عدد مثبت می‌باشد که می‌توان آن را به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$L(V_i^T, V_i^0) = \frac{V_i^T - V_i^0}{\ln V_i^T - \ln V_i^0} \quad (5)$$

همچنین بر اساس تعریف شاخص میانگین حسابی دیویژیا در قالب فرم ضربی، تأثیر K امین عامل در تغییرات کل را می‌توان به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$D_{x_k} = \exp \left[\sum_i \frac{\left(\frac{V_i^T}{V_i^0} \right) + \left(\frac{V_i^0}{V_i^0} \right)}{2} \ln \left(\frac{x_{k,i}^T}{x_{k,i}^0} \right) \right] \quad (6)$$

برای شاخص‌های لاسپیرز و فشر بر اساس تعداد عوامل مؤثر، تعاریف متعددی وجود دارد، به‌طوری‌که با افزایش تعداد عوامل دارای فرمول محاسباتی پیچیده‌تری می‌شوند.

در خصوص مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی، عواملی مؤثر بر تغییرات مصرف انرژی، شامل اثر شدت انرژی، اثر ساختاری و در نهایت اثر فعالیت است که در معادله (۵) آمده است:

۱- به منظور مشاهده اثبات رابطه فوق به (wood and Lenzen, 2006, pp. 1326-1327) مراجعه کنید.

۲- به منظور مشاهده اثبات رابطه فوق به (wood and Lenzen, 2006, pp. 1326-1327) مراجعه کنید.

طبق مدل Tapio، شاخص جداسازی آلودگی به ۸ حالت تقسیم‌بندی می‌شود.

EC، افزایش رشد مصرف انرژی، تقریباً با نرخ رشد تولید برابر است؛ END، نرخ رشد مصرف انرژی بیشتر از نرخ رشد تولید است؛ SND، رشد تولید کاهشی و نرخ رشد مصرف انرژی افزایشی است (بدترین حالت)؛ WND، رشد تولید و نرخ رشد مصرف انرژی کاهشی و نرخ رشد مصرف انرژی کمتر از رشد تولید است؛ SD، رشد تولید افزایشی و نرخ رشد مصرف انرژی منفی است (بهترین حالت)؛ RC، کاهش رشد مصرف انرژی، تقریباً با نرخ کاهش تولید برابر است؛ RD، رشد تولید و نرخ رشد مصرف انرژی کاهشی و نرخ رشد مصرف انرژی بیشتر از رشد تولید است؛ WD، رشد تولید و نرخ رشد مصرف انرژی افزایشی و نرخ رشد مصرف انرژی کمتر از رشد تولید است.

شاخص ترکیبی تجزیه - جداسازی

$$\varepsilon = DI_t = \frac{\Delta E}{E} / \frac{\Delta GDP}{GDP} = \frac{\Delta E_{int}/E}{\Delta GDP/GDP} + \frac{\Delta E_{str}/E}{\Delta GDP/GDP} + \frac{\Delta E_{act}/E}{\Delta GDP/GDP} = \varepsilon_{int} + \varepsilon_{str} + \varepsilon_{act} \quad (8)$$

در این مطالعه، از روش زنجیره‌ای جهت تجزیه عوامل مؤثر بر مصرف انرژی بخش‌های صنعت و کشاورزی استفاده شد. همچنین پس از ارائه نتایج شاخص جداسازی Tapio، دو شاخص جداسازی و تجزیه ترکیب شد و نتایج آن ارائه و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

نتایج

بر اساس آمار و داده‌های مربوط به مصرف انرژی بخش‌های صنعت و کشاورزی در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۷ و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، ابتدا با استفاده از شاخص تجزیه، عوامل مؤثر بر تغییرات مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و سپس نتایج شاخص جداسازی و شاخص ترکیبی ارائه گردیده است.

در جدول ۲ نتایج تغییر مصرف انرژی بخش‌های صنعت و کشاورزی با استفاده از شاخص دیویزیای میانگین لگاریتمی ارائه شده است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، در سال‌های ۱۳۹۲، ۱۳۹۱، ۱۳۸۹، ۱۳۸۸ و ۱۳۹۷ اثر شدت انرژی سهم زیادی در افزایش مصرف انرژی در بخش صنعت داشته است. در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ اثر تولیدی باعث افزایش مصرف انرژی به میزان ۴۱/۸۲ و ۱۵/۵۷ میلیون بشکه معادل نفت خام شده است. در بخش کشاورزی، اثر ساختاری بیشترین نقش را در افزایش مصرف انرژی در سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۹۱ و ۱۳۹۳ داشته و این موضوع نشان‌دهنده استفاده از صنایع و تکنولوژی با انرژی‌بری بالا در این بخش بوده است. اثر تولیدی بیشترین سهم را در سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۶ داشته است. سهم اثر شدت انرژی در مصرف انرژی بخش کشاورزی که نشان‌دهنده

$$E_T = \sum_i E_i = \sum \frac{E_i}{GDP_i} \times \frac{GDP_i}{GDP} \times GDP = \sum I_T \times S_T \times GDP \quad (5)$$

که I_T سهم شدت انرژی و S_T سهم فعالیت بخش‌ها می‌باشد. بر اساس معادله (۶) داریم:

$$D_{tot} = E^T / E^0 = D_{int} D_{str} D_{act} D_{rsd} \quad (6)$$

اندیس‌های act ، str ، int و rsd به ترتیب دلالت بر سطح تولید، ساختار فعالیت اقتصاد و شدت انرژی بخش‌های اقتصادی و باقیمانده دارند. تجزیه عوامل مؤثر بر تغییرات مصرف به سه اثر شدت انرژی، اثر ساختاری، و اثر فعالیت، به معنی این است که در تکنیک جمعی با مثبت بودن هریک از آثار فوق، می‌توان نتیجه گرفت که مصرف انرژی از نظر تولیدی، یا به واسطه تغییر ساختار و یا از منظر افزایش شدت انرژی، افزایش یافته است و اعداد منفی عکس موضوع فوق را نشان می‌دهند. تجزیه مصرف انرژی می‌تواند به دو شکل تجزیه دو دوره‌ای یا دو زمانه^۱ و زنجیره‌ای یا سری زمانی^۲ باشد. روش دو زمانه نیاز به اطلاعات دو دوره زمانی دارد و تغییرات مصرف انرژی را بین سال مینا و سال مقصد، بدون در نظر گرفتن سال‌های میانی محاسبه میکند و این روش به دلیل فقدان آمار و اطلاعات سال‌های میانی تحلیل دقیقی ارائه نمی‌دهد. اما روش دوم شامل تجزیه سالانه تغییرات مصرف انرژی و در نهایت تجمیع این تغییرات است که در این روش به دلیل در نظر گرفتن اطلاعات تمامی سال‌ها، تحلیل تجزیه مصرف انرژی به شکل دقیق‌تری صورت می‌گیرد (Fotros and Barati, 2011).

شاخص جداسازی

در این مطالعه از شاخص جداسازی Tapio (Tapio, 2005) برای توضیح وضعیت جداسازی استفاده شد. برطبق مدل Tapio جداسازی مصرف انرژی از رشد اقتصادی توسط معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$DI_i = \frac{\Delta E_i}{E_i} / \frac{\Delta GDP_i}{GDP_i} \quad (7)$$

که، DI_i شاخص جداسازی برای رشد تولید و مصرف انرژی GDP_i ، ارزش تولید ناخالص داخلی در بخش صنعت و کشاورزی E_i ، مصرف انرژی در بخش صنعت و کشاورزی را نشان می‌دهد. همچنین متغیرهای ΔGDP و ΔE به ترتیب مقدار تغییر برای ارزش تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی را نشان می‌دهند. علاوه بر این، $\frac{\Delta E_i}{E_i}$ و $\frac{\Delta GDP_i}{GDP_i}$ به ترتیب نرخ تغییر ارزش تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت را نشان می‌دهند. در این مطالعه i نشان‌دهنده بخش‌های صنعت و کشاورزی می‌باشد. بر

- 1- Period-Wise Decomposition
- 2- Chain-linked Decomposition

بهینه‌سازی مصرف انرژی می‌باشد، در بیشتر سال‌های موردنظر، کاهشی و در سال ۱۳۹۷ باعث افزایش مصرف انرژی به میزان ۳/۸۹ میلیون بشکه معادل نفت خام شده است. در جدول ۳، نتایج تجمیعی تجزیه مصرف انرژی بخش‌های صنعت و کشاورزی ارائه شده است.

جدول ۲- نتایج تجزیه مصرف انرژی بخش‌های صنعت و کشاورزی در ایران

Table 2- Results of energy consumption decomposing of GDP of industrial and agricultural sectors in Iran

سال Yaer	۱۳۸۸ (2009)	۱۳۸۹ (2010)	۱۳۹۰ (2011)	۱۳۹۱ (2012)	۱۳۹۲ (2013)	۱۳۹۳ (2014)	۱۳۹۴ (2015)	۱۳۹۵ (2016)	۱۳۹۶ (2017)	۱۳۹۷ (2018)
بخش صنعت Industrial sector										
اثر شدت Intensity effect	1.44	12.81	-2.48	42.65	9.68	7.94	-11.18	-6.58	-20.86	32.64
اثر ساختاری Structural effect	0.66	-0.18	1.48	0.13	-2.40	0.22	0.74	-2.72	3.07	0.70
اثر تولیدی (فعالیت) Activity effect	0.37	11.19	-1.17	-26.38	7.44	7.05	-0.17	41.82	15.57	-17.57
تغییرات کل Total changes	2.48	23.82	-2.17	16.40	14.72	15.22	-12.10	32.52	-2.21	15.76
بخش کشاورزی Agricultural sector										
اثر شدت Intensity effect	-4.02	-1.21	-0.41	-1.11	-0.29	-1.89	-2.01	-0.30	0.75	3.89
اثر ساختاری Structural effect	5.36	1.18	1.40	6.99	1.01	1.38	3.34	-4.72	-1.69	2.15
اثر تولیدی (فعالیت) Activity effect	0.06	1.83	-0.18	-4.17	1.18	1.11	-0.02	6.93	2.53	-2.84
تغییرات کل Total changes	1.4	1.8	0.8	1.7	1.9	0.6	1.3	1.9	1.6	3.2

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research finding

جدول ۳- نتایج تجمیعی تجزیه مصرف انرژی بخش‌های صنعت و کشاورزی در ایران

Table 3- Cumulative results of energy consumption analysis from GDP of industrial and agricultural sectors in Iran

سال Yaer	۱۳۸۸ (2009)	۱۳۸۹ (2010)	۱۳۹۰ (2011)	۱۳۹۱ (2012)	۱۳۹۲ (2013)	۱۳۹۳ (2014)	۱۳۹۴ (2015)	۱۳۹۵ (2016)	۱۳۹۶ (2017)	۱۳۹۷ (2018)
اثر شدت Intensity effect	-2.58	11.60	-2.90	41.54	9.38	6.04	-13.19	-6.89	-20.10	36.54
اثر ساختاری Structural effect	6.02	1	2.88	7.12	-1.39	1.60	2.59	-7.45	1.38	2.85
اثر تولیدی (فعالیت) Activity effect	0.43	13.02	-1.35	-30.56	8.63	8.17	-0.20	48.76	18.10	-20.42
تغییرات کل Total changes	3.88	25.62	-1.37	18.10	16.62	15.82	-10.80	34.42	-0.61	18.96

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research finding

افزایش مصرف انرژی در این دو بخش شده است و بنابراین در این سال صنایع با تکنولوژی انرژی بر استفاده گردیده و در ال ۱۳۹۷، اثر شدت انرژی سهم زیادی در مصرف انرژی دو بخش مذکور داشته است و بنابراین سیاست‌های بهینه‌سازی مصرف انرژی مؤثر واقع

همان‌طور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ تغییرات کل مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت افزایشی بوده و از ۳/۸۸ میلیون بشکه نفت خام به ۱۸/۹۶ میلیون بشکه نفت خام افزایش یافته است. در سال ۱۳۸۸، اثر ساختاری باعث

نشده‌اند. علی‌رغم اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۸، مصرف انرژی در دو بخش صنعت و کشاورزی کاهشی نبوده است. از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۹ نرخ رشد مصرف انرژی در بخش صنعت، ۸/۸۵ درصد و در بخش کشاورزی ۴/۱۵ درصد بوده است.

جدول ۴- نتایج شاخص جداسازی مصرف انرژی از تولید ناخالص داخلی بخش‌های صنعت و کشاورزی در ایران
Table 4- Results of decoupling index of energy consumption from GDP of industrial and agricultural sectors in Iran

سال Year	شاخص جداسازی Decoupling index	وضعیت Status
۱۳۸۸ (2009)	0.72	جداسازی ضعیف Weak decoupling
۱۳۸۹ (2010)	1.90	جداسازی منفی گسترده Expansive negative decoupling
۱۳۹۰ (2011)	0.68	جداسازی ضعیف Weak decoupling
۱۳۹۱ (2012)	-0.93	جداسازی منفی قوی Strong negative decoupling
۱۳۹۲ (2013)	-0.90	جداسازی منفی قوی Strong negative decoupling
۱۳۹۳ (2014)	1.50	جداسازی منفی گسترده Expansive negative decoupling
۱۳۹۴ (2015)	-62.46	جداسازی قوی Strong decoupling
۱۳۹۵ (2016)	0.76	جداسازی ضعیف Weak decoupling
۱۳۹۶ (2017)	0.44	جداسازی ضعیف Weak decoupling
۱۳۹۷ (2018)	-1.75	جداسازی منفی قوی Strong negative decoupling

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

تحلیل نتایج شاخص جداسازی

نتایج شاخص جداسازی در جدول ۴ نشان می‌دهد، در سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۶ جداسازی ضعیف اتفاق افتاده است. در این سال‌ها، رشد مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در هر دو بخش صنعت و کشاورزی، مثبت بوده اما رشد مصرف انرژی کمتر از رشد تولید ناخالص داخلی بوده است. در سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ جداسازی منفی قوی و بدترین وضعیت شاخص جداسازی اتفاق افتاده است. در این سال‌ها، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی منفی و نرخ رشد مصرف انرژی مثبت بوده است. در سال ۱۳۹۴ بهترین وضعیت شاخص، حالت جداسازی قوی اتفاق افتاده و در حالی که نرخ رشد مصرف انرژی منفی بوده است، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بخش‌های صنعت و کشاورزی مثبت بوده است. شاخص جداسازی بخش‌های صنعت و کشاورزی در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۳ وضعیت جداسازی منفی گسترده را تجربه کرده است. در این سال‌ها نرخ رشد مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی دو بخش مثبت بوده اما نرخ رشد مصرف انرژی بیشتر از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بوده است.

تحلیل نتایج شاخص ترکیبی

در جدول ۵، نتایج شاخص ترکیبی جداسازی- تجزیه ارائه شده است.

نتایج نشان می‌دهد در سال‌های ۱۳۸۸-۹۲-۱۳۹۰ اثر ساختاری در جداسازی مصرف انرژی از تولید ناخالص داخلی بخش صنعت و کشاورزی نقش داشته است. در سال ۱۳۹۲، اثر فعالیت و اثر شدت باعث کاهش مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی شده‌اند و نقش مثبت در جداسازی مصرف انرژی از تولید ناخالص داخلی دو بخش مذکور داشته‌اند. در سال ۱۳۹۳، اثر فعالیت بر جداسازی مصرف انرژی از تولید ناخالص داخلی منفی بوده و دارای بیشترین اثر بر شاخص جداسازی بوده است. در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶، اثر ساختاری نقش مثبتی در جداسازی مصرف انرژی از تولید ناخالص داخلی داشته و در سال ۱۳۹۷ اثر شدت باعث کاهش مصرف انرژی شده و دارای بیشترین تأثیر در جداسازی مصرف انرژی از تولید ناخالص داخلی بوده است.

جدول ۵- شاخص Decoupling-IMDI در بخش‌های صنعت و کشاورزی
Table 5- Decoupling-LMDI index in industry and agricultural sectors

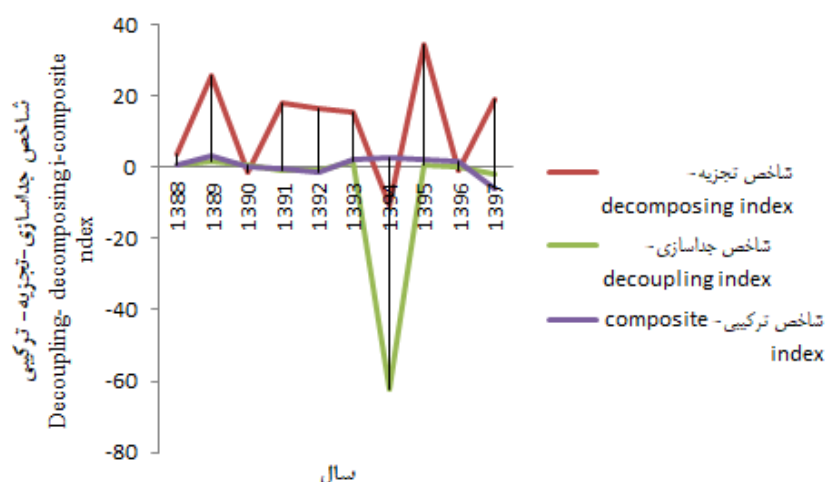
سال Year	کاهش اثر تولیدی ε_{act}	کاهش اثر ساختاری ε_{str}	کاهش شدت انرژی ε_{int}	شاخص ترکیبی Decoupling-IMDI
۱۳۸۸ (2009)	0.09	0.95	-0.37	0.67
۱۳۸۹ (2010)	1.73	0.38	0.90	3.02
۱۳۹۰ (2011)	-0.29	1.13	-0.64	0.18
۱۳۹۱ (2012)	-0.35	2.45	-2.18	-0.08
۱۳۹۲ (2013)	-0.44	0.46	-1.41	-1.39
۱۳۹۳ (2014)	1.28	0.54	0.20	2.03
۱۳۹۴ (2015)	0.02	0.98	1.68	2.70
۱۳۹۵ (2016)	4.76	-2.10	-0.39	2.26
۱۳۹۶ (2017)	3.46	-2.03	0.31	1.74
۱۳۹۷ (2018)	5.61	-3.19	-8.36	-5.94

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

و ایده‌آل ترین حالت ممکن، جداسازی قوی را داشته است و این نشان‌دهنده این است که نرخ رشد بخش کشاورزی از نرخ رشد مصرف انرژی بیشتر بوده است. در این سال، اثر شدت انرژی تأثیر مثبتی در کاهش مصرف انرژی داشته است. همان‌گونه که شکل نشان می‌دهد شاخص ترکیبی نوسانات خیلی زیادی را تجربه نکرده است.

در شکل ۲، شاخص‌های تجزیه، جداسازی و ترکیبی نشان داده شده‌اند. همان‌طور که مشخص است شاخص تجزیه، در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۵ دارای بیشترین و در سال ۱۳۹۴ دارای کم‌ترین میزان تغییرات مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی بوده است. در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۵، اثر تولیدی تأثیر منفی در مصرف انرژی داشته و باعث افزایش مصرف انرژی شده است. در سال ۱۳۹۴ شاخص جداسازی مصرف انرژی از رشد بخش کشاورزی نیز بهترین



شکل ۲- شاخص جداسازی، شاخص تجزیه و شاخص ترکیبی

Figure 2- Decoupling index, decomposing index and Decoupling- LMDI index

بحث و نتیجه گیری

بی‌توجهی به فعالیت‌های تحقیقاتی و پژوهشی در واحدهای صنعتی، استفاده از تجهیزات با کارایی کم، فرهنگ ناصحیح استفاده از انرژی، از عوامل مهم مصرف غیرمنطقی انرژی در بخش‌های مختلف کشور است.

نتایج شاخص جداسازی مصرف انرژی از رشد بخش کشاورزی نشان داد، در سال ۱۳۹۴ شاخص جداسازی مصرف انرژی از رشد بخش کشاورزی، بهترین و ایده‌آل‌ترین حالت ممکن، جداسازی قوی را داشته است و این نشان‌دهنده این است که نرخ رشد بخش کشاورزی از نرخ رشد مصرف انرژی بیشتر بوده است. در این سال، اثر شدت انرژی تأثیر مثبتی در کاهش مصرف انرژی داشته و بنابراین سیاست‌های بهینه‌سازی مصرف انرژی بوده‌اند. حالت‌های مختلف شاخص جداسازی و تجزیه سهم اثر ساختاری، فعالیت و تولید در مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی می‌تواند به‌عنوان شواهدی برای تلاش کشورها در جهت جداسازی قوی و ذخیره انرژی بخش صنعت و کشاورزی مورد استفاده قرار گیرند. پیشرفت تکنولوژی و نوآوری می‌تواند وابستگی رشد بخش‌ها به مصرف انرژی را کاهش دهد. همچنین، توجه به بهینه‌سازی ساختار اقتصادی برای ایجاد پایداری اقتصاد و رسیدن به حالت ایده‌آل شاخص جداسازی باید مدنظر قرار گیرد. لازم است با ورود فناوری و تجهیزات جدید، به مصرف انرژی آنها نیز توجه شده و از فناوری‌های با مصرف انرژی کمتر به جای فناوری‌های با مصرف بالا استفاده شود. دولت نیز باید به تأمین درست و به موقع انرژی بخش کشاورزی، به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در این بخش، توجه نماید. حمایت برای توسعه فناوری‌های نوین، بهینه‌سازی مصرف انرژی، توسعه و حمایت از شرکت‌های خدمات انرژی، اعمال سیاست‌های تشویقی و تنبیهی در بخش مصرف‌کننده نهایی، پیاده‌سازی سیستم مدیریت انرژی، تدوین و اجرای معیارها و استانداردهای مصرف انرژی، و آموزش، فرهنگسازی و اطلاع‌رسانی گسترده با هدف مدیریت و بهبود شدت انرژی از طریق افزایش کارایی و بازده با استفاده از فناوری‌های نوین در بخش‌های مختلف کشور، از جمله عوامل مهم در تحقق اهداف تعیین شده در راستای کاهش مصرف انرژی می‌باشند.

این مطالعه جداسازی مصرف انرژی از تولید ناخالص داخلی بخش‌های صنعت و کشاورزی و سهم اثرهای ساختاری، تولید و شدت انرژی در مصرف انرژی را برای هربخش در ایران مورد بررسی قرار داد. نتایج تحلیل تجزیه نشان داد در بخش صنعت، ۱۳۹۶، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۰ اثر شدت باعث کاهش مصرف انرژی در بخش صنعت شده است و بنابراین سیاست‌های بهینه‌سازی مصرف انرژی در بخش مؤثر بوده‌اند. در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۱ اثر تولیدی بیشترین سهم را در کاهش مصرف انرژی و در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۲ اثر ساختاری باعث کاهش در مصرف انرژی بخش صنعت شده است. نتایج شاخص تجزیه در بخش کشاورزی نشان داد در سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۸ اثر شدت انرژی باعث کاهش مصرف انرژی در بخش کشاورزی شده است و این نشان‌دهنده موفقیت سیاست‌های صرفه‌جویی مصرف سوخت‌های فسیلی در بخش کشاورزی است و در سال ۱۳۹۶ اثر ساختاری و در سال ۱۳۹۷ اثر تولیدی باعث کاهش مصرف انرژی در بخش کشاورزی شده است. بنابراین در سال ۱۳۹۶، از فناوری‌های با انرژی کم‌تر در بخش کشاورزی استفاده شده است. از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ تغییرات کل مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت افزایشی بوده است. در سال ۱۳۸۸، اثر ساختاری باعث افزایش مصرف انرژی در این دو بخش شده است و بنابراین در این سال صنایع با تکنولوژی انرژی‌بر استفاده گردیده و در ال ۱۳۹۷، اثر شدت انرژی سهم زیادی در مصرف انرژی دو بخش مذکور داشته است و بنابراین سیاست‌های بهینه‌سازی مصرف انرژی مؤثر واقع نشده‌اند. علی‌رغم اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۸، مصرف انرژی در دو بخش صنعت و کشاورزی کاهشی نبوده است. از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۹ نرخ رشد مصرف انرژی در بخش صنعت، ۸/۸۵ درصد و در بخش کشاورزی ۴/۱۵ درصد بوده است. با نگاهی به آمار و داده‌های کشورهای توسعه‌یافته در زمینه شدت مصرف انرژی، مصرف ناکارای انرژی در کشور ما بیشتر به چشم می‌آید که از مهم‌ترین علل آن بازده پایین فناوری‌های تبدیل انرژی و فرهنگ غیرصحيح مصرف انرژی است. به‌علاوه فرسودگی تجهیزات، قدیمی بودن فرایندهای تولید،

منابع

1. Abounoori, A.A., & Nikban, A. (2009). A research on factors, affecting Intensity of energy use, based on divisia Model 1(7): 77-92.
2. Amadeh, H., Ghazi M., & Abbasifar, Z. (2009). Causality relation between energy consumption and economic growth and employment in Iranian economy. *Journal Economic Research (TAHGHIGHAT-E-EGHTESADI)*. 44(86): 1-38. <https://doi.org/20.1001.1.00398969.1388.44.1.1.5>.
3. Amadeh, H., & Hashemi, M. (2020). Using combined approach of logarithmic mean divisia Index and decoupling Index for Decomposition of Energy Consumption in Agricultural Sector of Iran. *Iranian Energy Economics* 9(33): 19-39. <https://doi.org/20.1001.1.24235954.1398.9.33.2.0>.

4. Ang, B.W., & Zhang, F.Q. (2006). A survey of index decomposition analysis in energy and environmental studies. *Energy* 25: 1145-1176. [https://doi.org/10.1016/S0360-5442\(00\)00039-6](https://doi.org/10.1016/S0360-5442(00)00039-6).
5. Bagherzadeh, A. (2019). Investigating the trend of energy consumption in the agricultural sector during 5 development programs in the country. Tehran: Ministry of Jihad Agriculture, Planning Research Institute, Agricultural Economics and Rural Development.
6. Barati Malaieri, A., Hoori Jaafari, H. (2008). Investigating the energy consumption in marginal consumer sectors. *Energy Economics Issues* 1: 56-97.
7. Chen, X., Shuai, Ch., Zhang, Y., & Wu, Y. (2020). Decomposition of energy consumption and its decoupling with economic growth in the global agricultural industry. *Environmental Impact Assessment Review* 81: 1-10.8. Energy Balance, Ministry of Energy, 1395-1397. <https://doi.org/10.1016/j.eiar.2019.106364>.
8. Engo, J. (2018). Decomposing the decoupling of CO₂ emissions from economic growth in Cameroon. *Environmental Science and Pollution Research* 25: 35451-35463. <https://doi.org/10.1007/s11356-018-3511-z>.
9. Faridzad, A. (2015). Energy Intensity decomposition analysis in Iranian Energy-intensive industries using the Logarithmic Mean Divisia Index with Emphasis on the Chain-Linked and Period-Wise Approach. *Iranian Energy Economics* 15: 87-117. <https://doi.org/10.22054/jiee.2016.1881>.
10. Fotros, M.H., & Barati, J. (2011). Decomposition of Iranian energy consumption-related CO₂ emissions in economic Sectors, an index decomposition Analysis. *Energy Economics Review* 8(28): 49-73.
11. Hashemi, M., & Amadeh, H. (2020). Analysis of energy consumption in sectors of industry and transportation (Integrated Approach LMDI methods and indicators. *Quarterly Journal of New Economy and Trade* 14(7): 125-148.
12. Khalili Araghi, A., Sharzei, G.A., & Barkhordari, S. (2012). A decomposition analysis of CO₂ emissions related energy consumption In Iran. *Journal of Environmental Studies* 38(61): 93-103. <https://doi.org/10.22059/JES.2012.29015>.
13. Long, L., & Wang, X. (2017). A study on the relationship among ecological loss growth and welfare level in the process of urbanization in China: based on Tapio decoupling analysis and Granger Causality test. *Inquiry Into Economics* 3: 98-106.
14. Luo, Y., Long, X., Wu, C., & Zhang, J. (2017). Decoupling CO₂ emissions from economic growth in agricultural sector across 30 Chinese provinces from 1997 to 2014. *Journal of Cleaner Production* 159: 220-228. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.05.076>.
15. Mobini Dehkordi, A., & Houri Jafari, H. (2017). Analytical review on energy consumption pattern policies and plans effect on the energy intensity of Iran. *Journal of Science and Technology Policy Letters (JSTPL)* 7(20): 45-60. <https://doi.org/10.1001.1.24767220.1396.07.3.4.8>.
16. OECD (Organization for Economic Co-operation and Development). Indicators to measure decoupling of environmental pressure from economic growth. Sustainable Development. SG/SD (2002), 1/Final. Website: [http://www.olis.oecd.org/olis/2002doc.nsf/LinkTo/sg-sd\(2002\)1-final](http://www.olis.oecd.org/olis/2002doc.nsf/LinkTo/sg-sd(2002)1-final) accessed on August 28, 2010.
17. Pourebadollahan Covich, M., Panahi, H., Homonlo, SH., & Salehi Aba, K. (2016). Decomposing Influencing Factors of Energy Consumption Changes in the Iranian Industrial Subsectors: The lomparison of laspeyres and divisia Methods. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics* 2(4): 49-70.
18. Ren, Sh., Yin, H., & Chen, X. (2014). Using LMDI the decoupling of carbon dioxide Emissions by Industry, *Environmental Development* 9: 61-75. <https://doi.org/10.1016/j.envdev.2013.11.003>.
19. Naghavi, S., Ebrahimi-Khusfi, Z., & Mirzaei, A. (2021). Decoupling pollution-agricultural growth and predicting climate change impacts on decoupling index using Bayesian network in different climatic regions. *Environmental Science Pollution Research*. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-16662-9>.
20. Sadeghi, Z., Jalaee Seyed, A., & Nikraves, M. (2019). Investigating energy consumption performance in Iranian provinces: index decomposition analysis. *Regional Development (Knowledge and Development)* 25(16): 57-86. <https://doi.org/10.22067/erd.v25i16.68848>.
21. Tapio Petri. (2005). Towards a Theory of Decoupling: Degrees of Decoupling in the EU and the Case of Road in Finland Between 1970 and 2001, *Transport Policy* 12: 137-151.
22. Tavana Najar, A., & Feizi, M. (2015). Investigating the factors affecting the changes in the consumption of petroleum products in the domestic sector of Iran. 10th International Conference of Energy.
23. Wang, W., Liu R., Zhang, M., & Li, H. (2013). Decomposing the decoupling of energy- Related CO₂ Emissions and Economic Growth in Jiangsu Province, *Energy for Sustainable Development* 17(1): 62-71. <https://doi.org/10.1016/j.esd.2012.11.007>.
24. Wang, Q., & Wang, S. (2019). A comparison of decomposition the decoupling carbon emissions from economic growth in transport sector of selected provinces in eastern, central and western China. *Journal of Cleaner Production* 229: 570-581. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.375>.
25. Zhang, M., Song, Y., Su, B., & Suni, X. (2015). Decomposition the decoupling indicator between the economic growth and energy consumption in China. *Energy Efficiency* 8: 1231-1239. <https://doi.org/10.1007/s12053-015-9348-0>.
26. Zhang, Z.X. (2000). Decoupling China's carbon emissions increase from economic growth: an economic analysis

- and policy implications. *World Development* 28: 739–75. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(99\)00154-0](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(99)00154-0).
27. Zhou, Y., & Bai, Y. (2016). Decoupling economic growth from energy consumption: an analysis of Beijing, China, *Journal of Residuals Science & Technology* 13(7).
28. Zhou, M., & Hu, B. (2020). Decoupling of carbon emissions from agricultural land utilization from economic growth in China. *Agricultural Economics-Czech* 66(11): 510-518. <https://doi.org/10.17221/290/2020-AGRICECON>.



The Effect of Drought on Rural Farmers Households Resilience Index

Sh. Zarif Moradian¹, M. Daneshvar Khakhki^{2*}, M. Sabouhi Sabouni³

Received: 19-03-2022

Revised: 16-04-2022

Accepted: 02-05-2022

Available Online: 06-10-2022

How to cite this article:

Zarif Moradian, Sh., Daneshvar Khakhki, M., & Sabouhi Sabouni, M. (2022). The Effect of Drought on Rural Farmers Households Resilience Index. *Journal of Agricultural Economics & Development* 36(3): 301-315. (In Persian with English abstract)

DOI: [10.22067/JEAD.2022.75508.1124](https://doi.org/10.22067/JEAD.2022.75508.1124)

Introduction

Given the growing global hunger in recent years, creating and increasing resilience among disadvantaged and impoverished communities, emphasized in the 2030 Sustainable Development Agenda, is a significant concern to most countries. The term resilience is generally considered as the capacity of a system to withstand various risks, and household resilience can be defined as the ability to return to the previous level of living conditions after a shock. Since one of the most critical shocks that farmers have faced in Iran is drought, the present study aimed to estimate the effect of drought on rural farmers' household resilience in a selected village in Qalandar Abad district in Iran.

Materials and Methods

The factor analysis method was used to estimate the components of the Resilience Index Measurement and Analysis (RIMA) of the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), and the Mimic (Multiple indicators_ multiple causes) method was used to estimate the latent variable of resilience. RIMA, which considers resilience as a latent variable, includes four main components of Access to Basic Services (ABS), Assets (AST), Social Safety Nets (SSN), and Adaptive Capacity (AC). Also, according to the purpose of the study on estimating the resilience of rural households with the MIMIC method, at least two food security indicators at the household level, as multiple indicators of resilience, are required. The food security indices used in the calculations of this study include the Household Hunger Scale Index and the household Food Consumption Score. The samples included 149 farmers randomly selected from Hossein Abad Rekhneh Gol village, and data were collected through interviews with the household head. To reveal the effect of different shocks on the rural resilience households, self-reported information such as drought, livestock loss, and the characteristics of the households were used through an Ordinary Last Square regression.

Results and Discussion

In the first stage, each of the pillars of resilience, including Access to Basic Services, Assets, Social Safety Nets, and Adaptive Capacity, which are considered latent variables, shows a higher correlation between the variables, and the calculated pillars indicate the greater importance of that variable in each of the resilience components. According to the results, among the variables that constitute the pillar of access to basic services, "the distance from the household to the health center" variable correlates with this pillar, which indicates its high importance. In addition, the "attending school years" is one of the most important variables in forming and creating the adaptive capacity of a household to the crises ahead. The agricultural water availability and the total yield during a year play an important role in creating the asset pillar. Regarding creating the social safety nets pillar, as we expected, the governmental cash transfers, through monthly subsidies, the Imam Khomeini Relief

1, 2 and 3- Ph.D. Student of Agricultural Policies and Rural Development and Professors, Agricultural Economics Department, Ferdowsi University of Mashhad, Iran, respectively.

(* - Corresponding Author Email: daneshvar@um.ac.ir)

Foundation, and the State Welfare Organization of Iran, is the most crucial variable. The results obtained from the food consumption (FCS) score index showed that 117 out of 149 studied households are within the acceptable threshold, 28 households are on the borderline, and four households are in a poor food consumption situation. The Hunger Scale Index showed that out of 149 households, 62 households are on the little to no hunger threshold, while 81 households are on the moderate hunger and six households are on the severe hunger threshold. Also, based on the results of the MIMIC model, among the calculated pillars, household assets is the most important. The increase of one standard deviation unit in AST will increase 0.06 standard deviation units in the resilience capacity index. Adaptive capacity and social safety nets pillars also play a significant role in creating resilience for rural households. Thus, increasing one standard deviation in the AC and SSN led to an increase in the magnitude of the resilience by 0.04 and 0.03 standard deviations, respectively. Finally, the effect of different shocks on the rural resilience households showed that variables such as drought, livestock loss, and gender of household head (being female) have a negative effect on their resilience. The size of the household has a positive impact, which means that the more family members, the more resilience.

Conclusion

One of the critical goals of underdeveloped and developing countries, is to eradicate poverty and achieve sustainable development. In Iran, like other developing countries, smallholder farmers are known to be vulnerable to environmental and economic changes such as climate change, rising prices of agricultural inputs, etc. Therefore, adopting and implementing policies that lead to a fair income distribution for vulnerable people is essential. Estimating the RIMA makes it possible to rank households based on their strengths, weaknesses, and current needs. Budget allocation and the policy time duration are two limiting factors that may optimize using the RIMA results. The present study examined the RIMA and the effect of drought on the calculated index for the first time in Iran for a specific region. Since the ranking of households based on resilience requires awareness of all vulnerable households' situations, the definition of short-term and long-term projects in the future development plans is essential. To identify "the most vulnerable groups" and "the most important challenges and shocks," these scheduled projects are vital for budget allocation prioritization.

Keywords: Drought, MIMIC model, Resilience, Rural farmers, Structural Equation Model

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۳۰۱-۳۱۵

اثر خشکسالی بر شاخص تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی

شیرین ظریف مرادیان^۱ - محمود دانشور کاخکی^{۲*} - محمود صیوحی صابونی^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۱۲

چکیده

خشکسالی به عنوان یکی از مخاطرات طبیعی، دارای پیامدهای متفاوتی بوده که از جمله‌ی آن‌ها می‌توان به وضعیت معیشتی و تاب‌آوری بهره‌برداران کشاورزی به خصوص خرده‌مالکان روستایی اشاره نمود. با توجه به اینکه تاب‌آوری خانوارها به معنای توانایی بازگشت به شرایط قابل قبول زندگی خود پس از وقوع شوک‌های مختلف می‌باشد، هدف از این مطالعه بررسی اثر خشکسالی بر میزان تاب‌آوری خانوارهای روستایی در روستای حسین آباد رخنه گل واقع در شهرستان فریمان می‌باشد. برای برآورد شاخص تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی از شاخص تاب‌آوری ریما^۴ که توسط سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (فائو) ارائه گردیده استفاده شده است و همچنین بررسی اثر خشکسالی بر شاخص تاب‌آوری توسط روابط رگرسیونی حداقل مربعات معمولی صورت پذیرفته است. جهت برآورد مولفه‌های تاب‌آوری از روش تحلیل عاملی و برای برآورد متغیر پنهان تاب‌آوری از روش میمیک^۵ استفاده گردیده است. نمونه‌ی مورد مطالعه شامل ۱۴۹ بهره‌بردار زراعی می‌باشد که از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده از روستای حسین آباد رخنه گل انتخاب گردیده است. جمع‌آوری داده‌ها در سال ۱۴۰۰ از طریق مصاحبه با سرپرست خانوار و تکمیل پرسشنامه‌ی فائو صورت پذیرفته است. نتایج نشان داد که مولفه‌های دارایی و ظرفیت تطبیق در افزایش تاب‌آوری خانوارهای روستایی منطقه مورد مطالعه نقش قابل توجهی داشته و متغیرهای خشکسالی، از دست دادن دام و زن بودن سرپرست خانوارهای مورد بررسی دارای اثر منفی بر میزان تاب‌آوری آن‌ها می‌باشد. از این رو با توجه به محدودیت‌های زمانی و بودجه‌ای در سیاست‌گذاری‌های کلان مربوطه و همچنین با در نظر گرفتن نتایج بدست آمده از مطالعه در خصوص تبعات وقایعی همچون خشکسالی بر میزان تاب‌آوری خانوارهای روستایی، اتخاذ سیاست‌های کشاورزی مربوطه همچون تعیین الگوی کشت متناسب با شرایط اقلیمی هر منطقه، می‌تواند در کاهش آسیب‌پذیری خانوارهای روستایی در مواجهه با بحران‌های مختلف موثر واقع گردد.

واژه‌های کلیدی: تاب‌آوری خانوارها، خشکسالی، کشاورزان روستایی، مدل میمیک، معادلات ساختاری

مقدمه

شوک‌ها و ریسک‌های مختلف در نظر گرفته شده و در حوزه‌های مختلف مطالعات علمی همچون اکولوژی، روانشناسی و اپیدمیولوژی، مهندسی و غیره مورد استفاده قرار می‌گیرد (D'errico *et al.*, 2018). ورود مفهوم تاب‌آوری به مبانی توسعه اولین بار توسط مطالعاتی که به بررسی روابط بین اکوسیستم و بشر پرداختند صورت گرفت و پس از آن بسیاری از پژوهشگران و سیاست‌گذاران به بررسی میزان تاب‌آوری جوامع آسیب‌پذیر در برابر شوک‌ها و چالش‌های مختلف پرداختند (Folke *et al.*, 2002) و (Walker *et al.*, 2004). با توجه به گزارش‌های موجود در سند توسعه‌ی پایدار سال ۲۰۱۷ (Guterres, 2017)، حدود ۸۰ درصد جمعیت جهان را افراد فقیر و ساکنین کم‌بضاعت روستاها تشکیل می‌دهند. با در نظر گرفتن این موضوع که ساکنین روستاها در مقایسه با شهرنشینان به لحاظ عدم برخورداری از امکانات مختلف بیشتر در معرض آسیب‌های اقتصادی،

تاب‌آوری مفهوم نوینی از توسعه است که در طول سال‌های اخیر با توجه به افزایش گرسنگی جهانی و تقاضای روز افزون جوامع برای مواد غذایی، در سند توسعه‌ی پایدار ۲۰۳۰ در دستور کار تمامی کشورها قرار گرفته است (D'errico *et al.*, 2021). مفهوم تاب‌آوری به طور کلی به عنوان ظرفیت یک سیستم برای مقاومت در برابر

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی و استادان گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

(Email: daneshvar@um.ac.ir)

(*) نویسنده مسئول:

DOI: 10.22067/JEAD.2022.75508.1124

4- RIMA (Resilience Index Measurement Analysis)

5- Mimic (Multiple indicator_ multiple causes)

مقاومت، انعطاف‌پذیری و تغییر در برابر شوک‌ها و چالش‌های مختلف در طول زمان می‌باشد که هر یک از ابعاد فوق به ترتیب به توانایی جذب، توانایی تطبیق و توانایی انتقال خانوارها در مواجهه با بحران‌ها مربوط می‌شود (شکل ۱).

با توجه به مطالب مورد بررسی در خصوص وضعیت اقلیمی کنونی استان خراسان رضوی و همچنین با در نظر گرفتن اهمیت تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی که می‌تواند تحت تاثیر خشکسالی قرار گیرد و باعث افزایش مهاجرت‌های روستایی به شهری و حاشیه نشینی گردند، هدف از انجام این پژوهش بررسی اثر خشکسالی بر تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی در روستای حسین آباد رخنه گل واقع در شهرستان فریمان می‌باشد. از جمله دلایل انتخاب شهرستان فریمان به عنوان منطقه‌ی مورد مطالعه می‌توان به نرخ رشد مثبت سالانه جمعیت روستایی فریمان در مقایسه با استان خراسان رضوی و همچنین نسبت بالای جمعیت روستایی در مقایسه با سایر شهرستان‌های استان در طول سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ اشاره نمود. از آنجا که بر اساس سرشماری مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۵ نرخ رشد سالانه جمعیت روستایی در شهرستان فریمان در طول سال‌های مذکور برابر با ۰/۶۶ بوده و برای استان خراسان رضوی برابر با ۰/۶۳- می‌باشد و همچنین با توجه به توزیع جمعیت روستایی و شهری شهرستان فریمان که به ترتیب برابر با ۴۰ درصد و ۶۰ درصد می‌باشد، می‌توان دریافت که همچنان بافت روستایی در این شهرستان حفظ گردیده و پتانسیل انجام اقدامات موثری که منجر به جلوگیری از مهاجرت روستاییان به شهرستان‌ها شود در این منطقه موجود می‌باشد (Ministry of Agriculture Jihad, 2021).

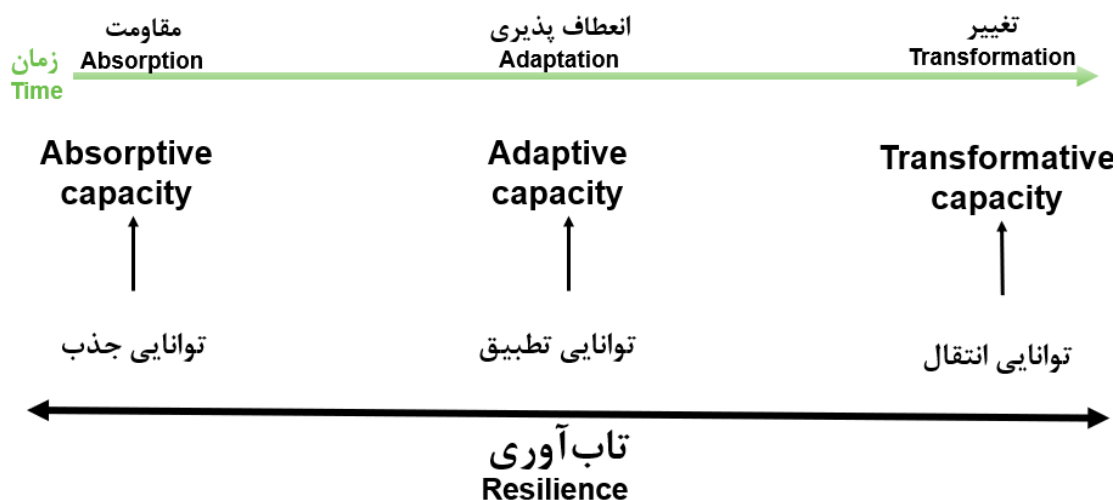
علاوه بر این موارد، شهرستان فریمان به عنوان یکی از مهمترین شهرستان‌ها در خصوص کشاورزی در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس در سال زراعی ۹۸-۱۳۹۹ فریمان ۲۳۰۱۹۸ تن از محصولات زراعی، ۲۹۲۴۴ تن محصولات باغی و ۴۰۶۵۵ تن از محصولات دامی تولید شده در استان خراسان رضوی را به خود اختصاص داده است. به گونه‌ای که از مجموع ۶۵۵۲۸۹ تن گندم تولید شده در استان خراسان رضوی در سال مذکور، ۴۵۰۳۸ تن گندم متعلق به شهرستان فریمان می‌باشد و همچنین علاوه بر گندم آبی و دیم در تولید سایر محصولات محصولات همچون سیب زمینی، گوجه فرنگی و هندوانه بذری و دیم دارای رتبه‌های اول تا سوم در استان خراسان رضوی می‌باشد (Ministry of Agriculture Jihad, 2021). بنابراین با در نظر گرفتن جمعیت قابل توجه در مناطق روستایی این شهرستان و نیز اهمیت آن به عنوان یکی از قطب‌های مهم تولید محصولات زراعی، توجه به وضعیت تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی شهرستان فریمان به لحاظ توسعه‌ی پایدار بخش کشاورزی، حیات و بقا جمعیت روستایی و جلوگیری از مهاجرت و حاشیه نشینی حائز اهمیت خواهد بود.

زیست‌محیطی و اجتماعی می‌باشند بنابراین توجه به میزان تاب‌آوری خانوارهای روستایی و همچنین در نظر گرفتن روش‌های مقابله در مواجهه با شوک‌های مختلف توسط خانوارها امری اجتناب‌ناپذیر تلقی می‌گردد.

بر اساس آخرین آمار منتشر شده از سرشماری مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۵ حدود ۲۴ میلیون نفر از ۸۵ میلیون جمعیت کشور، ساکن روستاها هستند که این نسبت در طول ۴۰ سال گذشته از ۶۶/۲۶ درصد به ۲۴/۱۳ درصد کاهش یافته است (Statistical Center of Iran, 2021)، که این کاهش جمعیت روستایی را می‌توان ناشی از عواملی همچون توسعه‌ی بخش صنعت، رشد و گسترش شهرنشینی و کاهش اشتغال در بخش کشاورزی در نظر گرفت.

خشکسالی از پدیده‌های محیطی و بخش جدایی‌ناپذیری از تغییرات اقلیمی محسوب می‌گردد که به لحاظ شدت، مدت و اندازه در مناطق مختلف، متفاوت می‌باشد. در مناطق خشک و نیمه خشک کمبود بارندگی آثار شدیدی بر منابع آبی بر جای می‌گذارد که در اکثر موارد خشکسالی‌های کشاورزی را در پی خواهد داشت. بحران‌ها و چالش‌های ناشی از وقوع خشکسالی با توجه به میزان شدت و گستره‌ی آن متفاوت خواهد بود (Roknedin eftekhari et al., 2014). با وجود اینکه کشور ایران دارای اقلیم‌های متنوعی می‌باشد، قرارگیری آن در کمربند خشک و نیمه خشک جهان باعث شده همواره با کم‌آبی و خشکسالی‌های متناوب مواجه باشد. در میان استان‌های مختلف کشور، استان خراسان رضوی واقع در شمال شرقی ایران، دارای اقلیم نسبتاً خشک و نیمه خشکی می‌باشد به طوری که ۷۴ درصد از مساحت آن خشک و ۲۶ درصد مساحت نیمه خشک محسوب می‌گردد، علاوه بر آن ۳۴ دشت از مجموع ۳۷ دشت استان، سطح آب‌های زیر زمینی در حال افت می‌باشد (Mashhad chamber of commerce, 2020). بنابر آنچه ذکر گردید وضعیت معیشتی کشاورزان روستایی در مناطقی که در معرض خشکسالی و کاهش ذخایر آبی قرار دارند در مقایسه با سایر مناطق آسیب‌پذیرتر خواهد بود از این رو توجه به وضعیت تاب‌آوری خانوارهای مذکور جهت جلوگیری از افزایش مهاجرت‌های روستایی به شهری حائز اهمیت خواهد بود.

از آنجا که تاب‌آوری یک مفهوم تعریف محور^۱ است (D'errico and Giuseppe, 2018) و به طور مستقیم قابل اندازه‌گیری نمی‌باشد، مطالعات گوناگونی با ارایه‌ی تعاریف متنوع از تاب‌آوری، به برآورد این شاخص در برابر شوک‌های متفاوت پرداخته‌اند که در میان آنان، مطالعه‌ی بنه در سال ۲۰۱۲ (Bene et al., 2012) به عنوان یکی از مهمترین مطالعات تاب‌آوری در مباحث توسعه‌ی پایدار در نظر گرفته می‌شود. بر اساس آن مفهوم تاب‌آوری دارای سه بعد اساسی



شکل ۱- ابعاد تاب‌آوری بر اساس مطالعه‌ی (Béné et al., 2012)

Figure 1- The elements of resilience (based on Bénéd et al., 2012)

ادبیات تحقیق

در خصوص بررسی تاب‌آوری در ابعاد خانوار تا کنون مطالعات مختلفی در خارج صورت پذیرفته است که از جمله‌ی آنان می‌توان به مطالعه‌ی الینویی (Alinovi et al., 2009) اشاره نمود که جهت برآورد شاخص تاب‌آوری در فلسطین از متغیرهای درآمد و دسترسی به غذا، دسترسی به خدمات عمومی، شبکه‌های رفاه اجتماعی و دارایی‌های کشاورزی و غیر کشاورزی استفاده نموده است. روش به کار گرفته شده جهت محاسبه‌ی ستون‌های اصلی تاب‌آوری شامل ماتریس تصمیم و روش‌های چند متغیره از جمله تجزیه و تحلیل عاملی و معادلات ساختاری می‌باشد که برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده گردیده است.

درایف و همکاران (Dhraief et al., 2019) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان استراتژی‌های معیشتی و تاب‌آوری خانوارها در برابر نا امنی غذایی: مطالعه‌ی موردی از روستاهای تونس، تاب‌آوری خانوارهای روستایی را در برابر نا امنی غذایی در دو روستای سلتا و زوقمار^۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که تنها حدود ۳۶ درصد خانوارهای روستایی در برابر نا امنی غذایی تاب آور هستند به طوری که خانوارهای روستای سلتا، ۶۲/۸ درصد و روستای زوقمار ۶۶/۷ درصد آسیب پذیر می‌باشند. اریکو و گیوسپ (D'errico and Giuseppe, 2018) در مطالعه‌ی خود با عنوان تحرک تاب‌آوری در اوگاندا- تجزیه و تحلیل پویا، روش‌های اقتصادسنجی را برای برآورد تاب‌آوری خانوار ارائه کردند و همچنین با ایجاد ماتریس‌های ساختاری تغییرات تاب‌آوری را در طول زمان مورد بررسی قرار دادند. نتایج

مطالعه نشان داد که خانوارهایی که زنان سرپرست آنان هستند بیشتر در معرض آسیب پذیری و سطح تاب‌آوری کمتری دارند. اشکنازی و همکاران (Ashkenazy et al., 2018) در مطالعه‌ی خود با عنوان عملیاتی کردن تاب‌آوری در مزارع و مناطق روستایی، به مفاهیمی فراتر از تاب‌آوری اجتماعی-زیست محیطی پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد مقیاس‌های زمانی و مکانی متفاوت مورد استفاده جهت تقویت تاب‌آوری می‌تواند منجر به اهداف و نتایج متناقض گردد بدین صورت که سیاست‌هایی که به منظور افزایش تاب‌آوری در شرایط سخت اقتصادی و زیست محیطی اتخاذ می‌شوند می‌تواند منجر به تضعیف تاب‌آوری کشاورزان در آینده شود.

بوکاری و همکاران (Boukary et al., 2016) به بررسی عوامل تاثیرگذار بر تاب‌آوری خانوارها در برابر نا امنی غذایی در نیجر پرداختند. بدین منظور ابتدا شاخص تاب‌آوری را با استفاده از روش آنالیز مولفه‌ی اصلی^۲ محاسبه و برای بدست آوردن عوامل تاثیرگذار بر آن از روش معادلات ساختاری استفاده نمودند. متغیرهای تشکیل دهنده‌ی تاب‌آوری شامل دارایی‌ها، ظرفیت تطبیق، شبکه‌های رفاه اجتماعی و تغییرات آب و هوایی می‌باشد. نتایج نشان داد که در بین هفت منطقه مورد بررسی، منطقه دیفا^۳ دارای بیشترین میزان تاب‌آوری می‌باشد همچنین نتایج نشان داد که دارایی‌ها و شبکه‌های امنیت اجتماعی اثر مثبت و معنی‌دار و تغییرات آب و هوایی اثری منفی و معنی‌دار بر تاب‌آوری خانوارهای نیجر در برابر نا امنی غذایی به همراه داشته است. همچنین اریکو و همکاران (D'errico et al., 2018) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان تاب‌آوری خانوارها در برابر نا

2- Principal Component Analysis

3- Difaa

1- Selta and Zoghmar

امنیت غذایی - مطالعه موردی از تونس و اوگاندا، با استفاده از داده‌های پانلی، ابتدا روشی جهت برآورد تاب‌آوری خانوارها و تعیین مهمترین مولفه‌ی آن پیشنهاد دادند، سپس به بررسی اینکه آیا شاخص تاب‌آوری می‌تواند پیش‌بینی‌کننده‌ی خوبی برای بررسی وضعیت آینده‌ی امنیت غذایی باشد پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که اولاً ظرفیت تطبیق در هر دو کشور مهمترین مولفه‌ی تاب‌آوری است، ثانیاً شاخص تاب‌آوری اثر معنی‌دار و مثبتی بر وضعیت امنیت غذایی خانوارها در آینده دارد و نهایتاً شوک‌های مختلف می‌تواند اثر منفی بر وضعیت امنیت غذایی خانوارها داشته باشد.

در میان مطالعات داخلی، قاسمی و همکاران (Ghasemi et al., 2020) در مطالعه‌ی خود تحت عنوان شناسایی راهبردهای تاب‌آوری معیشت در برابر مخاطره خشکسالی از دیدگاه خانوارهای روستایی با استفاده از روش تحقیق توصیفی و واحد تحلیل به شناسایی راهبردهای افزایش تاب‌آوری معیشتی در مواجهه به خشکسالی پرداختند. نتایج ماتریس سوات^۱ نشان داد که مهمترین راهبرد تاب‌آوری معیشت خانوارهای روستایی، تنوع بخشی اقتصاد نواحی روستایی در معرض خشکسالی است. ساربان و مجنون (Sareban and Majnoui, 2017) در مطالعه‌ای تحت عنوان نقش تنوع معیشتی در تاب‌آوری خوارهای روستایی پیرامون دریاچه ارومیه در برابر خشکسالی با استفاده از روش تحقیق کمی پیمایشی تعداد ۳۸۰ خانوار از ۴۳ روستا واقع در کرانه شرقی دریاچه ارومیه با درجات مختلفی از خشکسالی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که اتخاذ رویکرد معیشتی منجر به تاب‌آوری بیشتر خانوارها در شرایط خشکسالی شده است. همچنین سواری و خسروی پور (Savari and Khosravipour, 2018) در مطالعه‌ی تحلیل آثار تاب‌آوری بر سرزندگی خانوارهای روستایی در شرایط خشکسالی در شهرستان دیواندره با استفاده از روش توصیفی از نوع همبستگی، تعداد ۱۸۰ خانوار را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که خانوارهای مورد مطالعه از نظر سرزندگی و تاب‌آوری وضعیت مناسبی ندارند و همچنین بر اساس نتایج حاصل از تحلیل همبستگی بین تمامی ابعاد تاب‌آوری (آمادگی، واکنش، بازتوانی و بازسازی و پیشگیری) و سرزندگی رابطه‌ای مثبت و معنادار وجود دارد.

به طور کلی، بررسی مطالعات صورت پذیرفته داخلی نشان داد که مطالعاتی که تا کنون در خصوص تاب‌آوری خانوارهای روستایی صورت گرفته عمدتاً بر اساس روش‌های توصیفی و تحلیلی در حوزه‌ی مطالعات برنامه‌ریزی روستایی و جغرافیایی می‌باشد. از این رو برآورد کمی شاخص تاب‌آوری در سطح خانوارهای روستایی که دربرگیرنده‌ی ابعاد تاب‌آوری به لحاظ اقتصادی و اجتماعی و زیست‌محیطی می‌باشد، به عنوان نوآوری این مطالعه در بین مطالعات

داخلی در نظر گرفته شده است.

با توجه به مطالعات مورد بررسی در خصوص ارزیابی تاب‌آوری خانوارها می‌توان دریافت که تا کنون شاخص‌های متفاوتی در این راستا مورد استفاده قرار گرفته است که یکی از مهم‌ترین آنان شاخص پیشنهاد شده توسط سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (فائو)^۲ می‌باشد. شاخص مذکور ظرفیت تاب‌آوری در برابر نا امنی غذایی و بررسی میزان اثربخشی مداخلات ارزیابی نموده و به دلیل در نظر گرفتن تمامی ابعاد تاب‌آوری اخیراً مورد توجه محققان در مطالعات مختلف گرفته است که از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه‌ی الینوی (Alinovi et al., 2009)، اریکو و همکاران (Boukary et al., 2021) (D'errico et al., 2021) بوکاری و همکاران (2016)، فائو (FAO, 2016) و ... اشاره نمود. لازم به ذکر است که شاخص اندازه‌گیری و تجزیه و تحلیل تاب‌آوری فائو تحت عنوان ریما^۳ ابتدا توسط الینوی (Alinovi et al., 2009) معرفی گردید و در سال ۲۰۱۶ تغییر، بسط و توسعه یافت (FAO, 2016).

با در نظر گرفتن اینکه تا کنون در ایران شاخص ظرفیت تاب‌آوری خانوارها به روش ریما صورت پذیرفته است و همچنین با توجه به اهمیت بررسی آثار شوک‌های مختلف همچون خشکسالی بر میزان تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی، هدف از انجام این مطالعه بررسی اثر خشکسالی سال‌های اخیر بر میزان تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی در یکی از روستاهای منتخب شهرستان فریمان می‌باشد.

مواد و روش‌ها

روش مورد استفاده در پژوهش حاضر شامل دو بخش کلی می‌باشد. در بخش اول شاخص ظرفیت تاب‌آوری ریما که به صورت یک متغیر پنهان در نظر گرفته شده است توسط یکی از روش‌های مدل‌سازی معادلات ساختاری برای خانوارهای روستایی منطقه مورد مطالعه برآورد گردیده و سپس در بخش دوم از طریق روابط رگرسیونی، اثر شوک‌های مختلف از جمله خشکسالی بر شاخص محاسبه شده‌ی تاب‌آوری ارزیابی می‌گردند.

برآورد شاخص ظرفیت تاب‌آوری (RCI)^۴ ریما

در میان روش‌های مختلف مدل‌سازی معادلات ساختاری، یکی از متداول‌ترین روش‌های برای برآورد متغیر پنهان روش میمیک^۵ می‌باشد. در روش میمیک برای تخمین ضرایب نامشخص از

2- Food and Agriculture Organization

3- RIMA (Resilience Index Measurement and Analysis)

4- Resilience Capacity Index

5- MIMIC (Multiple indicator- multiple causes)

1- SWOT

$$\eta = \gamma'x + \varepsilon \quad (4)$$

با در نظر گرفتن فروض مربوط به عدم وجود همبستگی بین جملات خطا، فرم خلاصه شده مدل میمیک و همچنین مدل میمیک در فرم دستگاه معادلات ماتریسی به ترتیب به صورت روابط شماره ۵ و ۶ خواهند بود:

$$Y = \lambda\gamma'x + \varepsilon + v = \Pi'X + w \quad (5)$$

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} [\eta] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

با توجه به روابط فوق می‌توان دریافت که بخش یا معادله‌ی ساختاری به بررسی ارتباط بین متغیر پنهان و متغیرهای ایجادکننده‌ی آن می‌پردازد (که می‌تواند شامل متغیرهای برون‌زا و درون‌زا باشد) و در معادله‌ی اندازه‌گیری به بررسی چگونگی اثرپذیری شاخص‌های مختلف همچون شاخص‌های امنیت غذایی از متغیر پنهان ظرفیت تاب‌آوری پرداخته می‌شود. بر اساس توضیحات فوق چهارچوب تحلیلی جهت برآورد شاخص تاب‌آوری ریما به صورت شکل ۲ می‌باشد.

همانطور که از چارچوب تحلیلی مطالعه در شکل ۲ پیداست، جهت دستیابی به متغیر پنهان تاب‌آوری ابتدا باید مولفه‌های اصلی تشکیل دهنده‌ی تاب‌آوری در مدل ساختاری و همچنین شاخص‌های امنیت غذایی در معادله‌ی اندازه‌گیری برآورد شوند که این امر از طریق اطلاعات جمع‌آوری شده در پرسشنامه و با استفاده از روش تجزیه و تحلیل عاملی صورت می‌پذیرد. در واقع متغیرهای تشکیل دهنده‌ی تاب‌آوری که خود به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نمی‌باشند، از طریق روش تجزیه و تحلیل عاملی برآورد خواهند گردید. بر اساس روش فاکتور، اطلاعات مورد نیاز جهت محاسبه‌ی هر یک از متغیرهای دسترسی به خدمات عمومی، دارایی‌ها، شبکه‌های امنیت اجتماعی و ظرفیت تطبیق و همچنین برآورد شاخص‌های امنیت غذایی از طریق مجموعه‌ای از متغیرهای قابل مشاهده توسط مصاحبه و پر کردن پرسشنامه برای سرپرست خانوارهای مورد بررسی بدست آمده است. در ادامه چهار جزء تشکیل دهنده‌ی تاب‌آوری و همچنین متغیرهای مورد نیاز جهت برآورد آنها معرفی می‌گردد.

دسترسی به خدمات عمومی (ABS)^۲، از طرق مختلف از جمله افزایش اثر بخشی دسترسی به دارایی‌ها به عنوان یکی از عوامل کلیدی افزایش تاب‌آوری خانوارها در نظر گرفته می‌شود. بنابراین دسترسی به خدمات عمومی بر توانایی خانوارها در مواجهه با شوک‌های مختلف موثر می‌باشد (Alinovi et al., 2010). در مطالعه‌ی حاضر فاصله تا مراکز همچون مرکز بهداشت، مدرسه و ایستگاه تاکسی و همچنین شاخصی به عنوان کیفیت آب، برق و گاز در دسترس خانوارها در ایجاد متغیر دسترسی به خدمات عمومی به کار برده شده‌اند (FAO, 2016).

مجموعه‌ای از معادلات ساختاری استفاده می‌شود که در آن‌ها متغیر مشاهده نشده مستقیماً قابل اندازه‌گیری نیست. از این رو با استفاده از الگوسازی معادلات ساختاری و بررسی علل و آثار متغیر پنهان به اندازه‌گیری آن پرداخته می‌شود. مدل مذکور شامل یک متغیر پنهان (ظرفیت تاب‌آوری خانوارهای روستایی)، چند متغیر علی به عنوان علل ایجادکننده و یا اثرگذار بر متغیر پنهان و چند شاخص اثرپذیر از متغیر پنهان ظرفیت تاب‌آوری خانوارهای روستایی می‌باشد. به طور کلی روش میمیک با حداقل سازی فاصله بین ماتریس کوواریانس نمونه و ماتریس پیش‌بینی شده توسط مدل، رابطه‌ی بین متغیر غیرقابل مشاهده و متغیرهای قابل مشاهده (شامل علل متغیر پنهان و شاخص آن) را توضیح می‌دهد (FAO, 2016).

یک الگوی کامل معادلات ساختاری همچون مدل میمیک از دو جزء تشکیل می‌شود که شامل معادله ساختاری و معادله اندازه‌گیری^۱ است. جزء اول شامل متغیرهای تشکیل دهنده‌ی متغیر پنهان تاب‌آوری بوده و بخش دوم متغیرهای تحت تاثیر شاخص تاب‌آوری را در بر می‌گیرد. بر اساس روش ریما متغیر پنهان ظرفیت تاب‌آوری خانوارهای روستایی شامل چهار بعد اصلی دسترسی به خدمات عمومی، دارایی‌ها، شبکه‌های امنیت اجتماعی و ظرفیت تطبیق می‌باشد، همچنین متغیرهای تحت تاثیر تاب‌آوری خانوارها در روش پیشنهادی ریما، شاخص‌های امنیت غذایی در نظر گرفته شده‌اند (FAO, 2016) که در پژوهش حاضر نیز متغیرهای امنیت غذایی خانوارها برای بخش معادله‌ی اندازه‌گیری مورد استفاده قرار خواهند گرفت. بر این اساس معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

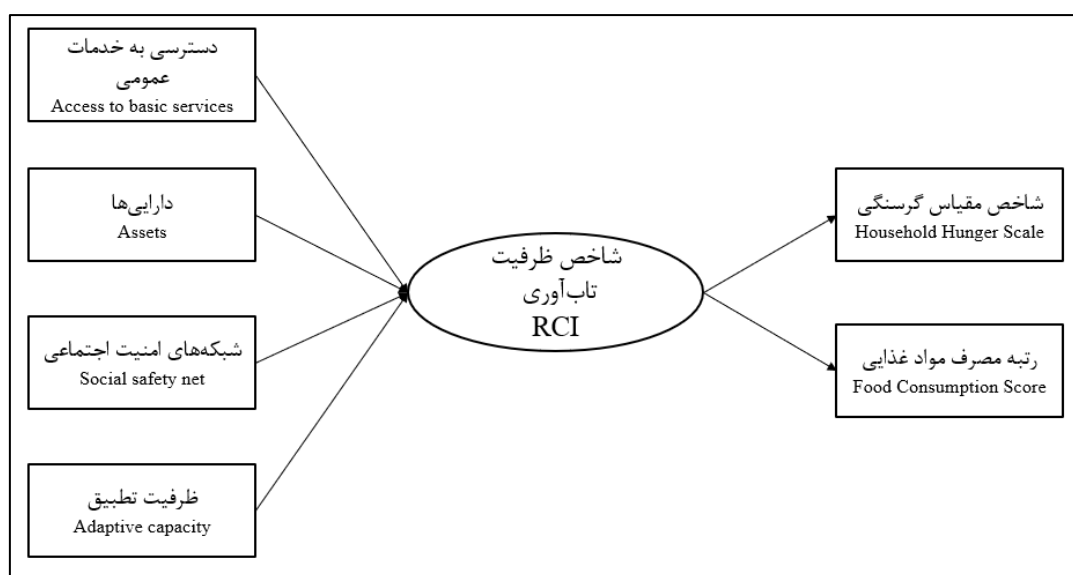
$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i \quad (1)$$

که در آن Y_i نشان دهنده‌ی متغیرهای تشکیل دهنده‌ی تاب‌آوری (دسترسی به خدمات عمومی، دارایی‌ها، شبکه‌های امنیت اجتماعی و ظرفیت تطبیق)، η متغیر پنهان ظرفیت تاب‌آوری، u_i ها خطاهای تصادفی، و λ_i ها برابر با پارامترهای ساختاری می‌باشند. همچنین معادله‌ی اندازه‌گیری در مدل میمیک به صورت رابطه ریاضی شماره ۲ می‌باشد:

$$\eta = \gamma_p x_p + v \quad (2)$$

در رابطه‌ی ریاضی فوق، x_p نشان دهنده‌ی مجموعه‌ای از متغیرهای اثر پذیر از متغیر پنهان ظرفیت تاب‌آوری (شاخص‌های امنیت غذایی)، γ_p پارامترهای ساختاری مدل اندازه‌گیری، v جمله خطا و η نشان دهنده‌ی متغیر پنهان مدل می‌باشد. معادلات ساختاری و اندازه‌گیری مدل میمیک در روابط (۱) و (۲) را می‌توان به صورت ماتریسی بازنویسی نمود:

$$Y = \lambda \eta + v \quad (3)$$



شکل ۲- مدلسازی مدل میمیک برای برآورد شاخص ظرفیت تاب‌آوری

Figure 2- The MIMIC model for evaluating RCI

ظرفیت تطبیق (AC)^۵، به عنوان یک مفهوم چندبعدی و به معنای توانایی خانوارها در جهت تطابق با تغییرات محیطی، بحران‌ها و شوک‌های مختلف، تحت تاثیر عواملی همچون توانایی یادگیری و کسب مهارت‌های فنی مختلف نمود پیدا می‌کند. به عنوان مثال نرخ باسوادی بالاتر به عنوان معیاری برای دانش، آگاهی و مهارت‌ها منجر به ظرفیت تطبیق بالاتر می‌گردد و نرخ وابستگی بالا در خانوارها، سطوح حداقل سواد، تعداد منابع درآمدی محدود و غیره آسیب‌پذیری خانوار را در برابر بحران‌ها افزایش می‌دهد. در مطالعه‌ی حاضر توانایی خواندن و نوشتن سرپرست خانوار، سال‌های حضور در مدرسه سرپرست خانوار، بالاترین سطح سواد در میان اعضای خانوار، آموزش‌های کشاورزی و فنی مختلف و نیز تعداد محصولات کشت شده در طول یک سال زراعی به عنوان متغیرهای تشکیل دهنده‌ی ظرفیت تطبیق در نظر گرفته شده‌اند (D'errico and Giuseppe, 2018) و (FAO, 2016).

همانگونه که پیش‌تر در خصوص ارزیابی متغیر پنهان تاب‌آوری از طریق مدل میمیک مطرح گردید، جهت استفاده از این نوع مدلسازی معادلات ساختاری، علاوه بر اجزای تشکیل دهنده‌ی متغیر پنهان در بخش معادله‌ی ساختاری در نظر گرفتن متغیرهای تحت تاثیر متغیر پنهان در بخش معادله‌ی اندازه‌گیری نیز مورد نیاز است. از این رو با توجه به اثر قابل توجه تاب‌آوری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در مطالعات مورد بررسی در این پژوهش از شاخص نا امنی غذایی مقیاس گرسنگی خانوار^۶ و شاخص امنیت غذایی رتبه مصرف مواد

دارایی‌ها (AST)^۱، در روش ریما شامل دو گروه مولد و غیر مولد می‌شود. گروه مولد به لحاظ کسب درآمد خانوارها در تهیه‌ی کالاها و خدمات موثر است و گروه غیر مولد نیز می‌تواند در صورت نیاز در معرض فروش قرار بگیرند. در مجموع مولفه‌ی دارایی‌ها (شامل مولد و غیر مولد) می‌تواند به عنوان یکی از مهم‌ترین معیارهای اندازه‌گیری استانداردهای زندگی افراد در نظر گرفته شود (FAO, 2016). از آنجا که نمونه‌ی مورد مطالعه در این پژوهش از کشاورزان تشکیل شده است، متغیر دارایی‌ها شامل شاخص ثروت^۲، نهاده‌ها، زمین و آب در دسترس کشاورزی، شاخص واحدهای دامی^۳ و مجموع عملکرد بدست آمده در دوره‌ی یک ساله‌ی زراعی می‌باشد.

شبکه‌های امنیت اجتماعی (SSN)^۴، که شامل نقل و انتقالات مستقیم (نقدی) و یا غیر مستقیم می‌باشد، در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به عنوان یکی از مهمترین اشکال حمایت در راستای ایجاد امنیت اجتماعی و کاهش فقر خانوارها تلقی می‌شود (FAO, 2016). در این راستا میزان دریافتی‌های نقدی رسمی و غیر رسمی و میزان وام دریافتی خانوارها در طول یک سال به صورت سه متغیر پیوسته و همچنین تعداد افرادی که هر خانوار می‌تواند در صورت نیاز روی کمک آن‌ها حساب کند، در محاسبه‌ی ستون شبکه‌های امنیت اجتماعی در نظر گرفته شده است.

- 1- Assets
- 2- Wealth index
- 3- Tropical Livestock Units
- 4- Social Safety Nets

- 5- Adaptive Capacity
- 6- Household Hunger Scale

قرار دهند. به عنوان یک نمونه‌ی قابل ذکر از این شوک‌ها می‌توان به از دست دادن دام، بیماری و ... اشاره نمود. بررسی اثر شوک‌های جمعی به طور معمول از طریق داده‌های سری زمانی صورت می‌پذیرد (FAO, 2018). به عنوان مثال جهت ارزیابی اثر شوک‌های آب و هوایی بر تاب‌آوری خانوارهای مناطق مختلف می‌توان از اطلاعات سری زمانی موجود در سیستم‌های اطلاعاتی جغرافیایی (GIS)^۴ همچون شاخص پوشش گیاهی نرمال شده (NDVI)^۵ و شاخص تنش کشاورزی (ASIF)^۶ استفاده نمود (FAO, 2018). در مقابل اطلاعات مورد نیاز برای ارزیابی آثار شوک‌های فردی و یا اصطلاحاً "خود گزارش شده" بر شاخص ظرفیت تاب‌آوری از طریق اطلاعات موجود در پرسشنامه‌ها بدست می‌آید (FAO, 2018). با توجه به اینکه مطالعه‌ی حاضر در یکی از روستاهای شهرستان فریمان به عنوان نمونه^۷ صورت پذیرفته و داده‌های سری زمانی جغرافیایی مربوط به ایران به سطح استان محدود شده است، جهت ارزیابی آثار شوک‌های مختلف بر شاخص ظرفیت تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستای منتخب از اطلاعات مربوط به شوک‌های فردی و روش رگرسیونی حداقل مربعات معمولی (OLS)^۸ استفاده گردیده است (رابطه‌ی ۷).

$$Resilience Capacity index_h = \alpha + \beta S_h + \delta X_h + \varepsilon_h \quad (7)$$

بر اساس رابطه‌ی فوق متغیر وابسته نشان دهنده‌ی شاخص تاب‌آوری خانوارهای مورد مطالعه، βS_h نشان دهنده‌ی مجموعه‌ی متغیرهای دامی^۹ شوک‌های فردی شامل (اثر خشکسالی بر وضعیت کشاورزی خانوارهای $h_1, \dots, h_n$ ، از دست دادن دام‌های متعلق به خانوارهای $h_1, \dots, h_n$) و نهایتاً δX_h نشان دهنده‌ی ویژگی‌های شخصیتی خانوارهای مد نظر (همچون تعداد اعضای خانوار و جنسیت سرپرست خانواده) می‌باشد (FAO, 2018).

منطقه‌ی مورد مطالعه و روش نمونه‌گیری

اگرچه درک و آگاهی از وضعیت تاب‌آوری و معیشتی روستاییان جهت اتخاذ سیاست‌های مربوطه در راستای نیل به اهداف کلان توسعه‌ی روستایی در یک کشور نیازمند بررسی جامع و کامل خانوارهای روستایی کشور می‌باشد، لیکن در مطالعه‌ی حاضر روستای حسین آباد رخنه گل واقع در دهستان قلندر آباد - در بین ۵ دهستان موجود در شهرستان فریمان، دهستان قلندرآباد بیش از ۷۰٪ فعالیت‌های کشاورزی شهرستان فریمان را به خود اختصاص داده

غذایی^۱ به عنوان شاخص‌های تحت تاثیر تاب‌آوری استفاده گردیده است. در خصوص انتخاب شاخص‌های امنیت غذایی جهت برآورد مدل میمیک توجه به این نکته ضروری است که شاخص‌هایی باید انتخاب گردند که اولاً میزان امنیت غذایی را در سطح خانوار بررسی نمایند، ثانیاً داده‌های مورد نیاز از طریق پرسشنامه قابل جمع‌آوری باشند. چرا که تجزیه و تحلیل شاخص تاب‌آوری و امنیت غذایی بر در راستای خانوارهای موجود در نمونه صورت می‌پذیرد.

لازم به ذکر است در میان شاخص‌های امنیت غذایی موجود، شاخص مقیاس گرسنگی خانوار، یک مقیاس ساده جهت اندازه‌گیری گرسنگی خانوارها در مناطق آسیب‌پذیر می‌باشد که از طریق پاسخ به سؤالاتی بر اساس وقوع و فراوانی دفعات گرسنگی اعضای خانوار در بازه زمانی مشخص بدست می‌آید. رتبه‌ی بدست آمده جهت میزان گرسنگی خانوارها در سه گروه گرسنگی کم، گرسنگی متوسط و گرسنگی شدید قرار می‌گیرند به صورتی که درجات بالاتر رتبه‌ی گرسنگی خانوارها، نشان دهنده‌ی نا امنی غذایی بیشتر خانوارها می‌باشد (Ballard et al., 2011).

شاخص رتبه مصرف مواد غذایی، بر اساس تنوع و تکرار گروه‌های مختلف مواد غذایی مصرفی و ارزش غذایی نسبی گروه‌های مختلف مواد غذایی تجمیع و وزن‌دهی می‌شود که دارای سه آستانه قابل قبول، متوسط و ضعیف می‌باشد (ININDEX Project, 2018). پس از برآورد متغیرهای تشکیل دهنده‌ی تاب‌آوری شامل دسترسی به خدمات عمومی، دارایی‌ها، شبکه‌های امنیت اجتماعی و ظرفیت تطبیق از طریق روش تجزیه و تحلیل عاملی و همچنین محاسبه‌ی دو شاخص امنیت غذایی مذکور از طریق داده‌های موجود در پرسشنامه اثر شوک‌های مختلف از جمله خشکسالی بر شاخص ظرفیت تاب‌آوری خانوارهای روستایی بررسی می‌گردد.

بررسی اثر شوک‌های مختلف بر شاخص ظرفیت تاب‌آوری خانوارهای روستایی

شوک‌های اثر گذار بر تاب‌آوری خانوارهای روستایی را می‌توان به دو دسته‌ی کلی شوک‌های جمعی^۲ و شوک‌های فردی^۳ تقسیم نمود (FAO, 2018). شوک‌های جمعی شوک‌هایی هستند که گروهی از خانوارهای ساکن یک منطقه را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عنوان مثال در این خصوص می‌توان به تغییرات آب و هوایی اشاره نمود. شوک‌های فردی شامل مواردی هستند که بدون در نظر گرفتن منطقه‌ی مشترک زندگی می‌توانند یک خانوار را به تنهایی تحت تاثیر

4- Geographic information system

5- Normalized Difference Vegetation Index

6- Agricultural Stress Index

7- Pilot

8- Ordinary Last Square

9- Dummy variables

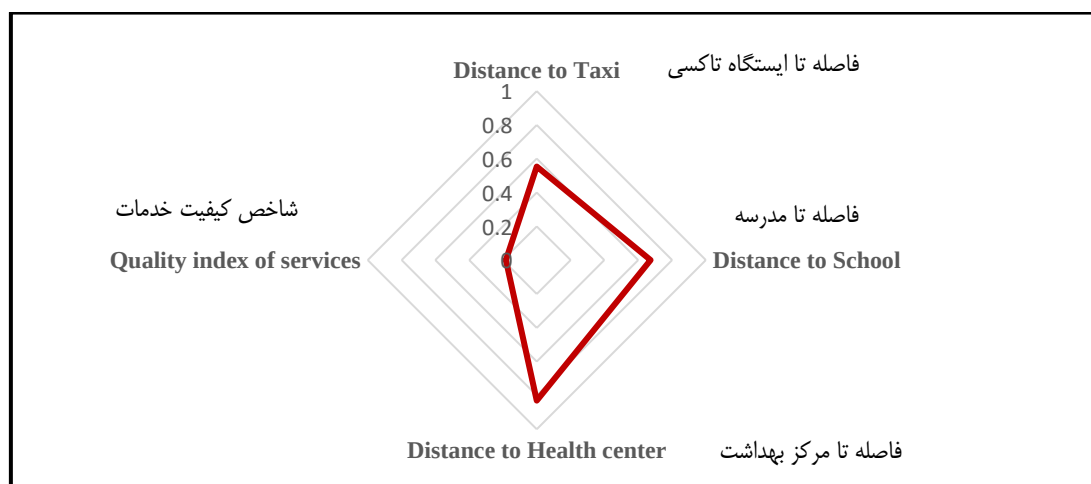
1- Food Consumption Score

2- Covariate Shocks

3- Self-reported shocks

گل انتخاب گردیده است. برای تحقق هدف فوق و با در نظر گرفتن حداقل نمونه‌ی مورد نیاز بر اساس جدول مورگان از مجموع ۳۳۰ بهره‌بردار زراعی در منطقه، تعداد ۱۴۹ کشاورز از طریق جدول اعداد تصادفی در پژوهش حاضر شرکت نمودند. جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز از طریق مصاحبه با سرپرست خانوار و تکمیل پرسشنامه‌ی بومی سازی شده‌ی فانو (FAO, 2020)، صورت پذیرفته است.

است - به صورت نمونه جهت برآورد میزان تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی انتخاب گردیده است چرا که در روستای مذکور بر خلاف سایر مناطق روستایی موجود در دهستان قلندرآباد، به دلیل دسترسی روستاییان به چاه‌های کشاورزی اجاره‌ای، معیشت اصلی خانوارها کشاورزی می‌باشد. نمونه‌ی مورد مطالعه به روش تصادفی ساده از جامعه‌ی آماری بهره‌برداران زراعی روستای حسین آباد رخنه

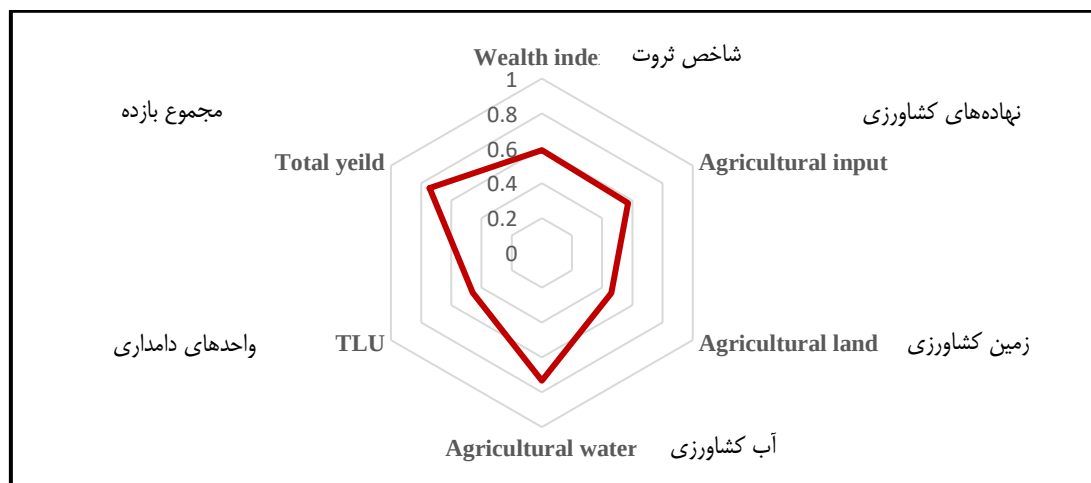


نمودار ۱- نتایج همبستگی بین متغیرهای تشکیل دهنده‌ی دسترسی به خدمات عمومی

Figure 1- Variables correlation with the ABS pillar

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings



نمودار ۲- نتایج همبستگی بین متغیرهای تشکیل دهنده‌ی دارایی

Figure 2- Variables correlation with the AST pillar

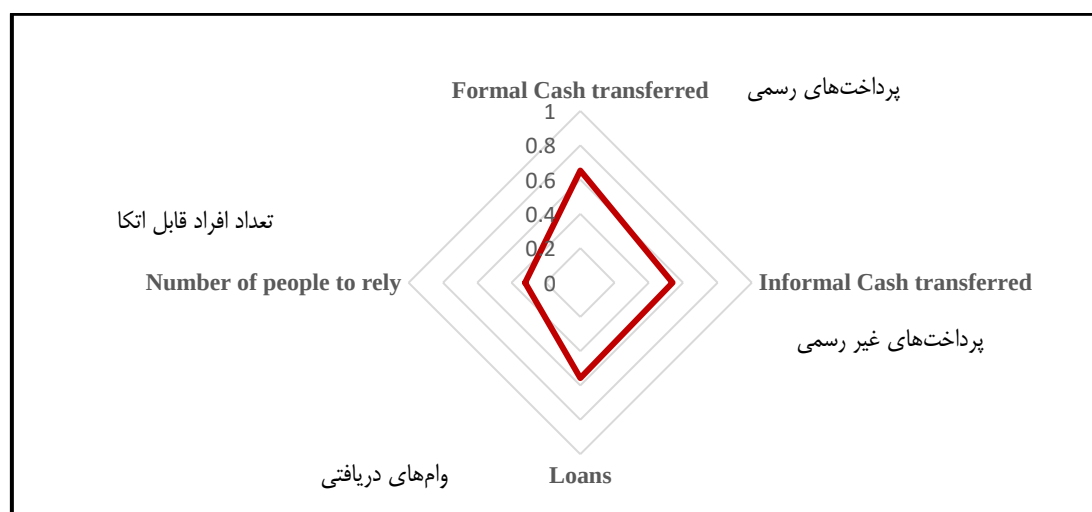
ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

نتایج و بحث

تطبیق، که خود به صورت یک معیار غیر قابل مشاهده در نظر گرفته می‌شوند از طریق متغیرهای قابل مشاهده‌ی موجود در پرسشنامه با استفاده از روش تحلیل عاملی برآورد گردید.

در مرحله‌ی اول، هر یک از ستون‌های تاب‌آوری شامل دسترسی به خدمات عمومی، دارایی‌ها، شبکه‌های امنیت اجتماعی و ظرفیت

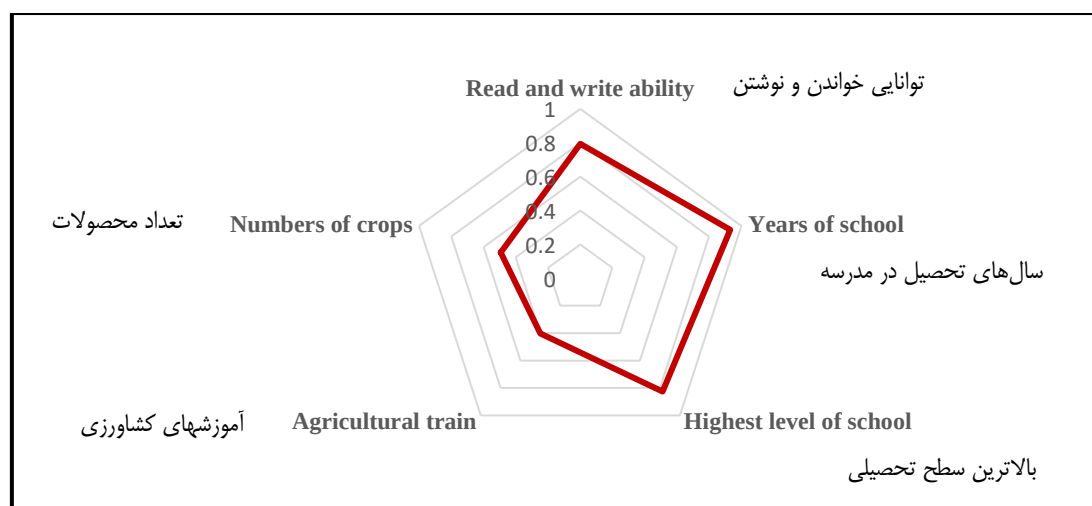


نمودار ۳- نتایج همبستگی بین متغیرهای تشکیل دهنده شبکه‌های رفاه اجتماعی

Figure 3- Variables correlation with the SSN pillar

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings



نمودار ۴- نتایج همبستگی بین متغیرهای تشکیل دهنده ظرفیت تطبیق

Figure 4- Variables correlation with the AC pillar

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

همانگونه که نتایج بدست آمده نشان می‌دهند، در میان متغیرهای تشکیل دهنده ستون دسترسی به خدمات عمومی، فاصله‌ی محل سکونت خانوار تا مرکز بهداشت نسبت به سایر متغیرها همبستگی بالاتری دارد که نشان‌دهنده‌ی اهمیت بالای این متغیر در میان خدمات اساسی و عمومی خانوار می‌باشد. همچنین سطح سواد سرپرست خانوار به معنای مجموع سال‌های حضور در مدرسه یکی از مهمترین متغیرها در تشکیل و ایجاد ظرفیت تطبیق یک خانوار در مقابل بحران‌های پیش رو می‌باشد. در ایجاد ستون دارایی متغیر

نتایج بدست آمده در خصوص همبستگی بین متغیرها و ستون‌های دسترسی به خدمات عمومی، ظرفیت تطبیق، دارایی‌ها و شبکه‌های امنیت اجتماعی در نمودارهای ۱ تا ۴ قابل مشاهده هستند. همبستگی^۱ بالاتر میان متغیرهای تشکیل دهنده و ستون محاسبه شده نشان دهنده‌ی اهمیت بیشتر آن متغیر در هریک از مولفه‌های تاب‌آوری می‌باشد.

1- Correlation

(Innocenti Research, 2018 ; Boukary, 2016, FAO, 2018; اشاره نمود که بر اساس نتایج آن‌ها شاخص‌های دارایی و ظرفیت تطبیق و شبکه‌های رفاه اجتماعی خانوارها در ایجاد شاخص تاب‌آوری نقش قابل توجهی دارند.

جدول ۱- نتایج برآورد مدل میمیک

Table 1- the MIMIC regression results

مدل ساختاری Structural model	ضرایب Coefficients
(دسترسی به خدمات عمومی) ABS	-0.005 (-0.03)
(دارایی‌ها) AST	0.063** (3.04)
(شبکه‌های امنیت اجتماعی) SSN	0.036** (2.02)
(ظرفیت تطبیق) AC	0.044** (2.13)
مدل اندازه‌گیری Measurement model	ضرایب Coefficients
شاخص رتبه مصرف مواد غذایی Food consumption score	1
مقیاس گرسنگی خانوار Household hunger scale	-1.87** (-2.71)
آماره‌ها Statistics	ML
مشاهدات Observation	149
Chi-square	58.43
(P- value)	0.00
RMSEA	0.00
Probability RMSEA < 0.05	0.89
CFI	1.00
TLI	1.12

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

علاوه بر بررسی‌های مذکور در خصوص انطباق نتایج مدل با تئوری‌های موجود، آزمون‌های نکویی برازش متناسب با مدل علل چندگانه- شاخص‌های چندگانه نیز در **جدول ۱** قابل مشاهده است. بر اساس نتایج مذکور، معنی دار شدن آماره کی-دو به معنای معنی دار بودن کلی مدل می‌باشد. همچنین آماره RMSEA هر چه به صفر نزدیک‌تر و آماره‌های CFI و TLI هر چه به واحد نزدیک‌تر باشند به معنای نتایج قابل قبول و قرارگیری صحیح متغیرهای مورد نظر در مدل میمیک می‌باشد. از این رو با توجه به مطالب مذکور در خصوص آماره‌های آزمون خوبی برازش می‌توان به صحت و اعتبار مدلسازی و نتایج پی برد (FAO, 2016).

پس از بررسی نتایج مربوط با برآورد شاخص ظرفیت تاب‌آوری، نتایج حاصل از ارزیابی آثار شوک‌های مختلف و ویژگی‌های خانوارها

پنهان تاب‌آوری میزان آب در دسترس جهت کشاورزی و نیز مجموع محصول برداشت شده در طول یک سال زراعی نقش مهمی را ایفا می‌نماید. در خصوص ایجاد ستون شبکه‌های امنیت اجتماعی، بر اساس انتظار میزان دریافتی‌های نقدی رسمی که شامل دریافت‌های دولتی به صورت یارانه، کمیته امداد و بهزیستی می‌باشد، مهمترین متغیر در نظر گرفته شده است.

همچنین نتایج بدست آمده از شاخص رتبه‌ی مصرف مواد غذایی نشان دهنده‌ی این است که ۱۱۷ خانوار از مجموع ۱۴۹ خانوار مورد مطالعه در آستانه‌ی قابل قبول، ۲۸ خانوار در وضعیت مرزی و ۴ خانوار در وضعیت ضعیف مصرف مواد غذایی قرار دارند. همچنین نتایج حاصل از شاخص مقیاس گرسنگی نشان می‌دهد که از مجموع ۱۴۹ خانوار مورد مطالعه، ۶۲ خانوار در آستانه‌ی بدون گرسنگی تا گرسنگی کم، ۸۱ خانوار در آستانه‌ی متوسط و ۶ خانوار در وضعیت گرسنگی شدید به سر می‌برند. **جدول ۱** نتایج حاصل از برآورد مدل میمیک را در خصوص ارزیابی شاخص ظرفیت تاب‌آوری با استفاده از ستون-های دسترسی به خدمات عمومی، دارایی‌ها، شبکه‌های امنیت اجتماعی و ظرفیت تطبیق به عنوان عوامل اثرگذار بر تاب‌آوری و نیز شاخص‌های امنیت غذایی به عنوان شاخص‌های تاثیرپذیر از تاب‌آوری را نمایش می‌دهد. بر اساس نتایج حاصله، در بین اجزا یا ستون‌های تشکیل‌دهنده‌ی تاب‌آوری، دارایی خانوارها بیشترین اهمیت را دارد. از آنجا که در پژوهش حاضر ستون دارایی‌ها شامل نهاده‌های مهم کشاورزی از جمله زمین و آب کشاورزی می‌شود و به تبع افزایش عملکرد و برداشت محصولات منجر به افزایش درآمد و بهبود وضعیت معیشتی کشاورزان می‌گردد، می‌تواند نقش مهمی را در افزایش تاب‌آوری خانوارهای روستایی ایفا نماید به طوری که افزایش یک واحد انحراف استاندارد در دارایی‌ها منجر به افزایش ۰/۰۶ واحد انحراف استاندارد در شاخص ظرفیت تاب‌آوری می‌گردد.

پس از دارایی‌ها، ستون‌های ظرفیت تطبیق و شبکه‌های رفاه اجتماعی در ایجاد تاب‌آوری خانوارهای روستایی مورد مطالعه نقش قابل توجهی ایفا می‌نمایند. بدین صورت که افزایش یک واحد انحراف استاندارد در ستون‌های ظرفیت تطبیق و شبکه‌های رفاه اجتماعی به ترتیب منجر به افزایش ۰/۰۴ و ۰/۰۳ واحد انحراف استاندارد در تاب‌آوری خانوارهای روستایی خواهد گردید. همچنین بر اساس نتایج حاصله از بخش اندازه‌گیری مدل میمیک در **جدول ۱**، افزایش یک واحد انحراف استاندارد در شاخص ظرفیت تاب‌آوری کشاورزان روستایی، نا امنی غذایی خانوارها را ۱/۸۷ واحد انحراف استاندارد کاهش می‌دهد. به بیان دیگر افزایش تاب‌آوری خانوارهای روستایی در کاهش نا امنی غذایی آن‌ها موثر می‌باشد. نتایج بدست آمده در این مطالعه با نتایج مطالعات گوناگونی که تا کنون بر اساس روش ریما در خصوص برآورد شاخص تاب‌آوری خانوارها صورت پذیرفته قابل انطباق است. از جمله‌ی آن‌ها می‌توان به مطالعه‌های (FAO, 2016;

بر شاخص ظرفیت تاب‌آوری در جدول ۲ قابل مشاهده می‌باشد.

جدول ۲- نتایج برآورد مدل رگرسیونی

Table 2- the regression results

متغیرها Variables	ضرایب Coefficients
متغیر وابسته (شاخص ظرفیت تاب‌آوری) RCI	
از بین رفتن دام Animal Loss	-0.097** (3.04)
خشکسالی Drought	-3.065** (2.02)
تعداد افراد خانوار HH size	3.90** (4.23)
جنسیت سرپرست خانوار HH gender	-7.71** (2.60)
Wald chi2	44.48
p-value	0.00

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

بر اساس نتایج حاصل از جدول ۲ می‌توان دریافت که افزایش خشکسالی و همچنین از بین رفتن دام‌های متعلق به خانوارهای کشاورزان روستای مورد بررسی موجب کاهش تاب‌آوری آنان به ترتیب به اندازه‌ی ۳/۰۶ و ۰/۰۹ واحد می‌گردد. همچنین نتایج حاصل از ارزیابی مدل نشان دهنده‌ی این است که افزایش جمعیت خانوار موجب افزایش تاب‌آوری آن‌ها گردیده و خانوارهایی که سرپرست آنان زنان هستند در مقایسه با خانوارهایی با سرپرست مرد دارای تاب‌آوری کمتری در مقایسه با شوک‌های مختلف می‌باشند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

برآورد شاخص تاب‌آوری ریما و بررسی ساختار تشکیل دهنده‌ی آن امکان رتبه‌بندی خانوارها بر اساس نیاز آن‌ها و همچنین امکان شناخت نقاط ضعف هر خانوار را فراهم می‌آورد که این شناخت در تخصیص بهینه‌ی بودجه و زمان به عنوان دو عامل محدود کننده در سیاست‌گذاری‌ها موثر خواهد بود. مطالعه‌ی حاضر شاخص ظرفیت تاب‌آوری ریما و همچنین اثرات شوک‌های مختلف بر تاب‌آوری خانوارهای روستایی را برای اولین بار در ایران برای یک منطقه مشخص، به صورت نمونه مورد بررسی قرار داده است. از آن‌جا که رتبه‌بندی خانوارها بر اساس تاب‌آوری در راستای دستیابی به اهداف سیاست‌گذاری نیازمند آگاهی از وضعیت تمامی خانوارهای آسیب‌پذیر

می‌باشد، تعریف پروژه‌های کوتاه مدت و بلندمدت جهت بررسی میزان تاب‌آوری خانوارها در برنامه‌های توسعه‌ی پیش رو، امکان اولویت بندی در سیاست‌گذاری‌های مربوطه را فراهم می‌نماید. در واقع اولویت‌بندی سیاست‌های قابل اجرا و تخصیص بودجه‌های مرتبط از طریق شناخت آسیب‌پذیرترین گروه‌های جامعه و نیز مهمترین چالش‌ها و شوک‌های پیش روی خانوارها با در نظر گرفتن ساختار تشکیل دهنده‌ی تاب‌آوری، می‌تواند نقش چشم‌گیری در کاهش فقر و گرسنگی ایفا نماید چرا که یکی از اهداف مهم جوامع به خصوص کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه ریشه‌کن کردن فقر و گرسنگی می‌باشد. از طرفی رشد روز افزون شوک‌های اقتصادی، زیست‌محیطی و سیاسی قشر آسیب‌پذیر جوامع مختلف را به طور فزاینده با چالش‌های گوناگونی مواجه نموده است که سیاست‌گذاری و برنامه ریزی از جانب دولت‌ها جهت ایجاد آمادگی، رویارویی و مدیریت بحران‌های پیش رو امری اجتناب ناپذیر است.

با توجه به اینکه در ایران کشاورزان خرده مالک روستایی در معرض عواملی همچون تغییرات اقلیمی، افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی، کوچک بودن و پراکندگی اراضی و عدم اطمینان از دسترسی به درآمد مشخص تولیدی حاصل از کشاورزی قرار دارند، جزء اقشار آسیب‌پذیر جامعه در نظر گرفته شده و توجه به وضعیت معیشتی و تاب‌آوری آنان و همچنین عوامل اثر گذار بر تاب‌آوری خانوارهای مذکور بسیار حائز اهمیت می‌باشد. از این رو نتایج مطالعه‌ی حاضر که با هدف بررسی میزان تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی و اثر خشکسالی بر میزان تاب‌آوری آن‌ها صورت گرفته نشان دهنده‌ی این است که سیاست‌گذاری‌های موثر در زمینه‌ی افزایش متغیرهایی همچون دارایی‌ها، ظرفیت تطبیق و شبکه‌های امنیت اجتماعی با افزایش تاب‌آوری خانوارهای روستایی، منجر به کاهش نا امنی غذایی خانوارهای مذکور می‌گردد. پیرو نتایج حاصل از مطالعه‌ی حاضر سه عامل مهم و اثر گذار در خصوص دارایی‌ها، زمین در اختیار کشاورزان، منابع آبی در دسترس و همچنین عملکرد محصولات زارعی می‌باشد از این رو در اختیار قرار دادن حلقه‌چاه‌های کشاورزی دولتی به روستاییان خرده مالک به صورت سهم‌بندی و اجاره‌ای، میزان زمین و آب در دسترس کشاورزان را افزایش داده و با بهبود عملکرد منجر به افزایش دارایی‌های خانوارهای کشاورزان روستایی خواهد گردید.

همچنین با توجه به اینکه که خشکسالی یکی از عواملی است که بر میزان تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی اثر گذار بوده و می‌تواند به عنوان یکی از مخاطرات و چالش‌های مهم پیش رو در نظر گرفته شود، اقداماتی که منجر به افزایش ظرفیت تطبیق خانوارهای روستایی در مواجهه با مخاطرات می‌گردد بسیار حائز اهمیت می‌باشد. از این رو سرمایه‌گذاری در بهبود زیرساخت‌هایی که منجر به افزایش دانش و آگاهی قشر آسیب‌پذیر جامعه می‌گردد باید

صورت پذیرد. در این راستا اتخاذ سیاست‌های متناسب کشاورزی در راستای تعیین الگوی کشت بهینه متناسب با شرایط اقلیمی هر منطقه می‌تواند منجر به کاهش آسیب‌پذیری کشاورزان در مقابل تغییرات اقلیمی گردد. لازم به ذکر است با توجه به ماهیت تاب‌آوری و همچنین با در نظر گرفتن اینکه شوک‌های مختلف علاوه بر اثر آنی و لحظه‌ای دارای آثار بلندمدت بر تاب‌آوری خانوارهای مختلف نیز می‌باشند، برآورد شاخص تاب‌آوری به صورت پویا می‌تواند بر غنای مطالعات آتی بیافزاید. بدیهی است که جهت برآورد شاخص تاب‌آوری به صورت پویا، به دو سری از داده‌های مربوط به شاخص تاب‌آوری برای یک جامعه، پیش و پس از وقوع شوک جهت مقایسه‌ی وضعیت شاخص تاب‌آوری خانوارها نیاز است.

مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. چرا که بر اساس نتایج در میان متغیرهای تشکیل دهنده‌ی ظرفیت تطبیق سطح سواد سرپرست و اعضای خانواده نقش بسزایی دارد. اقداماتی از جمله ساخت و تجهیز مراکز آموزشی در مناطق محروم، برگزاری دوره‌های آموزشی در زمینه‌های مختلف از جمله دامداری و کشاورزی، افزایش فعالیت‌های ترویجی کشاورزی و سایر می‌تواند تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی را در مواجهه با شوک‌های مهم و قابل توجهی همچون خشکسالی افزایش دهد. لازم به ذکر است در راستای افزایش توان مقابله با رویدادهایی همچون خشکسالی تنها اقدامات مذکور که منجر به افزایش ظرفیت تاب‌آوری خانوارهای کشاورزان روستایی می‌گردد کافی نبوده و لازم است تا اقداماتی اساسی و موثر در خصوص کاهش عواقب ناشی از خشکسالی بر وضعیت تاب‌آوری خانوارهای مذکور

منابع

- Alinovi, L., Mane, E., & Romano, D. (2009). Measuring household resilience to food insecurity: application to Palestinian households. *Journal of EC Food Security Program* 39(1).
- Alinovi, L., Romano, D., d'Errico, M., & Mane, E. (2010). Livelihoods strategies and household resilience to Food insecurity: an empirical analysis to Kenya. *European Report on Development* 1–52.
- Ashkenazy, A., Chebach, T. C., Knickel, K., Peter, S., Horowitz, B., & Offenbach, R. (2018). Operationalising resilience in farms and rural regions—Findings from fourteen case studies. *Journal of Rural Studies* 59: 211–221.
- Ballard, T., Coates, J., Swindale, A., & Deitchler, M. (2011). Household Hunger Scale: Indicator Definition and Measurement Guide. Available at: www.fantaproject.org.
- Béné, C., Wood, R.G., Newsham, A., & Davies, M. (2012). Resilience: new utopia or new tyranny? Reflection about the potentials and limits of the concept of resilience in relation to vulnerability reduction programs. *IDS Working Papers* 2012(405): 1–61.
- Boukary, A.G., Diaw, A., & Wünscher, T. (2016). Factors affecting rural households' resilience to food insecurity in Niger. *Sustainability (Switzerland)* 8(3). <https://doi.org/10.3390/su8030181>.
- D'Errico, M., & di Giuseppe, S. (2018). *Resilience mobility in Uganda: A dynamic analysis*. World Development, 104. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.11.020>.
- D'Errico, M., Ngesa, O., & Pietrelli, R. (2021). Assistance in chronic conflict areas: evidence from South Sudan. *Journal of Development Effectiveness* 1–21.
- D'Errico, M., Romano, D., & Pietrelli, R. (2018). Household resilience to food insecurity: evidence from Tanzania and Uganda. *Food Security* 10(4). <https://doi.org/10.1007/s12571-018-0820-5>.
- Dhraief, M. Z., Dhehibi, B., Hassen, H.D., Zlaoui, M., Khatoui, C., Jemni, S., Jebali, O., & Rekik, M. (2019). Livelihoods strategies and household resilience to food insecurity: A case study from rural Tunisia. *Sustainability (Switzerland)* 11(3). <https://doi.org/10.3390/su11030907>.
- FAO. (2016). resilience Index Measurement and Analysis (RIMA-II). <https://www.fao.org/3/i5665e/i5665e.pdf>.
- FAO. (2018). analyzing resilience for better targeting and action. Available at: <https://www.fao.org/i5434e.pdf>.
- FAO. (2020). Short_RIMA_Questionnaire_2020. Available at: <https://www.fao.org/3/cb2348en/cb2348en.pdf>.
- Folke, C., Carpenter, S., Elmqvist, T., Gunderson, L., Holling, C.S., & Walker, B. (2002). Resilience and sustainable development: Building adaptive capacity in a world of transformations. *Ambio* 31(5). <https://doi.org/10.1579/0044-7447-31.5.437>.
- Ghasemi, M., Sahebi, Sh., & Mehregan, J. (2020). Identify livelihood resilience strategies against drought risk from the point of view of rural households (case study: Dehestan Golmakan, Chenaran County). *Journal of Environmental Sciences* 18(1): 117–136. (In Persian)
- Guterres, A. (2017). The sustainable development goals report. Available at: <http://unstat.un.org/sdgs/report/2017/>.
- INNDEx Project. (2018). INNDEx Project. <https://inddex.nutrition.tufts.edu/data4diets>.
- Innocenti Research Centre. (2018). the Malawi Social Cash Transfer Programme Increases Household Resiliency. <https://www.unicef-irc.org/publications/935-malawi-social-cash-transfer-programme-increases-household-resiliency.html>.
- Mashhad Chamber of Commerce, the report of Regional Water Company of Khorasan Razavi, (2020). Available at: <http://www.mccima.com>.

20. Roknedin Eftekhari, A., Moosavi, S., Poortaheri, M., & Farajzadeh Asl, M. (2014). Analysis of the role of livelihood diversity to rural household resilience in drought condition: case study of the drought exposed areas of Isfahan province. *Journal of Rural Research* 5(3): 639-662. <https://doi.org/10.22059/jrur.2014.53186>. (In Persian)
21. Sareban, V., Majnoui, A. (2017). The role of livelihood diversity on the resilience of rural households living around the lake Urmia against drought. *Journal of Spatial Analysis Environmental Hazards* 3(4): 49-70. (In Persian)
22. Savari, M., & Khosravipour, B. (2018). Analysis of the resilience effects on the liveliness of rural households in Drought Conditions, in Divandarreh County. *Journal of Spatial Planning* 8(3): 19-40. (In Persian)
23. Statistical Center of Iran. (2021). <http://www.amar.org.ir/>.
24. Statistical yearbook of agricultural sector of Khorasan province (2021). www.koaj.ir.
25. Walker, B., Holling, C.S., Carpenter, S.R., & Kinzig, A. (2004). Resilience, adaptability and transformability in social-ecological systems. *Ecology and Society* 9(2). <https://doi.org/10.5751/ES-00650-090205>.



Consumer Behavior and Demand for Basic Foodstuffs in Urban Areas of Iran Using Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS): Application of Panel-SURE Method

E. Barikani^{1*}, A. Amjadi²

Received: 19-03-2022

Revised: 12-05-2022

Accepted: 20-07-2022

Available Online: 06-10-2022

How to cite this article:

Barikani, E., & Amjadi, A. (2022). Consumer Behavior and Demand for Basic Foodstuffs in Urban Areas of Iran Using Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS): Application of Panel-SURE Method. *Journal of Agricultural Economics & Development* 36(3): 317-335. (In Persian with English abstract)

DOI: [10.22067/JEAD.2022.75824.1127](https://doi.org/10.22067/JEAD.2022.75824.1127)

Introduction

Survey of the households demand is very important and necessary in planning for production of various goods and services in order to regulate the domestic consumption, import and export. Given the importance of this issue, the study of consumer behavior and their consumption pattern is a major part of economic research with the objectives of analyzing the consumption structure, identifying appropriate patterns for explaining the consumer behavior, predicting consumption and its changes. The main objective of the present study is to investigate the consumption and demand behavior of basic food items (cereals, livestock, poultry, fish and shrimp and its products, dairy products, oils, fats and butter, fruits, pulses, sugar and vegetables) in urban areas of Iran using pooled data and SURE method.

Materials and Methods

According to the objectives of this study, the best functional form of demand should be identified to explain the consumption behavior of urban households in Iran. Therefore, first the Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS) using the data of urban households (pooled data) was estimated using the seemingly unrelated regression (SURE) method and then, the appropriate functional form was selected. Then, according to the appropriate functional form, price and income elasticities were calculated by applying the conditions of adding up, homogeneity and symmetry for each of the equations of the demand system. Therefore, in order to choose and determine the appropriate functional form for food demand system, Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS) was estimated.

$$dw_{it} = (\beta_i + \theta_1 \bar{w}_i) d\ln(Q_t) + \sum_{j=1}^N (\gamma_{ij} + \theta_2 \bar{w}_{it} (\delta_{ij} - \bar{w}_{jt})) d\ln(P_{jt})$$

The above model includes the Rotterdam demand system, differential form of AIDS, and the two hybrid models NBR and CBS. The selection of a suitable functional system is based on the constraints applied based on the θ_1 and θ_2 parameters. The system of demand equations was estimated using the seemingly unrelated regression (SURE) method. Also, in order to be consistent with the theory of utility, the constraints of adding up, symmetry and homogeneity were applied as linear equations. In order to investigate the impact of drought and also the targeted of subsidies, two dummy variables were included in the model. In other words, the first dummy variable was entered into the model to investigate the impact of drought in 2008. The second dummy variable was entered in order to investigate the effect of targeted subsidies in before and after 2010.

In order to better understand household consumption pattern and cost situation and to analyze income, price and cross-demand elasticities, and the deciles were divided into three main groups. In other words, the average

1 and 2- Assistant Professors of Agricultural Planning, Economics, and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: e.barikani@agri-peri.ac.ir)

of the first three to the third decile was placed in the first group. Also, the average of the fourth, fifth, sixth and seventh decile in the second group and the mean of the eighth, ninth and tenth deciles were in the third group. Accordingly, in this study, the data used are pooled. The required data of research were gathered from the Statistics Center of Iran for the period 2006 to 2017.

Results and Discussion

Based on the results of the Wald test, the functional form of AIDS was selected against others. Price elasticity calculation results showed that own-price elasticity of food demand in urban areas is negative. Also, the highest own-price elasticity of food demand was related to fish and shrimp and its products (-1.03). The positive cross-price elasticity of food indicates that there is not necessarily a two-way substitutional relationship between food items and only in some cases (such as cereals and pulses), there is a substitutional relationship. Most positive cross-price elasticities have low values, indicating a poor substitution between food items. The calculation of income elasticity indicates the normality of commodity groups. The income elasticity of fish and shrimp and its products is greater than one that illustrates the luxury of this food.

Conclusion

Calculating the self-price elasticity of food in urban areas indicates the high elasticity of fish and shrimp and its products. Also, the income elasticity of fish and shrimp and its products has been more than one, which indicates the luxury of this food in urban areas. Therefore, pricing and subsidy policies should be set in such a way as to ensure a minimum consumption of animal protein for each individual in the community. Also, the policies governing the production and supply of the group (cereals, oils, fats and butter, fruits, vegetables, pulses and sugar) as well as the policies governing their consumption should be regulated in some way that the minimum supply of foods is to be possible for households.

JEL Classification: D12, C45, D49, Q11

Keywords: AIDS, GODDS model, Income elasticity, Price elasticity, Urban areas

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۳۳۵-۳۱۷

رفتار مصرفی و تقاضای انواع مواد غذایی اساسی در مناطق شهری ایران با استفاده از مدل

تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم یافته (GODDS): کاربرد روش Panel-SURE

الهام باریکانی^{۱*} - افشین امجدی^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۲۹

چکیده

هدف کلی مطالعه حاضر بررسی رفتار مصرفی و تقاضای انواع مواد غذایی اساسی (غلات، گوشت دام، گوشت پرندگان، ماهی و میگو و فرآورده‌های آن، لبنیات، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، حبوبات، قند و شکر و سبزی‌ها) در مناطق شهری ایران با استفاده از سیستم تقاضای مبتنی بر داده‌های تلفیقی و روش SURE است. به منظور انتخاب و تعیین شکل تابعی مناسب برای برآورد سیستم تقاضای مواد غذایی، مدل تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم یافته (GODDS) برآورد شد. به منظور درک بهتر از وضعیت مصرف و مخارج خانوارها و تحلیل مناسب کشش‌های درآمدی، قیمتی و متقاطع تقاضا، دهک‌های درآمدی به سه گروه کلی تقسیم شد. همچنین جهت دستیابی به اهداف تحقیق، از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ استفاده شد. بر اساس نتایج آزمون والد، شکل تابعی AIDS برای برآورد الگوی تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری مناسب تشخیص داده شد. همچنین، بیشترین حساسیت تقاضا بر اساس کشش خود قیمتی مواد غذایی مربوط به گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن (۱/۰۳-) است. مثبت بودن کشش‌های متقاطع بین مواد غذایی مبین آن است که الزاماً رابطه دوطرفه در جانشینی بین مواد غذایی وجود ندارد و فقط در مواردی رابطه جانشینی دوطرفه (مانند غلات و حبوبات) بین مواد غذایی وجود دارد. همچنین اغلب کشش‌های متقاطع مثبت تقاضا، مقادیر پایینی دارند که بیانگر جانشینی ضعیف بین گروه‌های مواد غذایی است که می‌تواند به دلیل توزیع شدن بودجه صرفه‌جویی شده بر اثر کاهش خرید یک گروه از مواد غذایی در خرید گروه‌های دیگر باشد. محاسبه کشش درآمدی، نرمال بودن گروه‌های کالایی را نشان می‌دهد. کشش درآمدی گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن بیشتر از یک به دست آمده که مبین لوکس بودن این ماده غذایی است. در مجموع، تعیین سیاست‌های قیمتی و یارانه‌ای باید به گونه‌ای باشد که متضمن حداقل مصرف پروتئین دامی برای تک تک افراد جامعه باشد. همچنین سیاست‌های ناظر بر تولید و تأمین گروه (غلات، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، سبزی‌ها، حبوبات و قند و شکر) و مضافاً سیاست‌های ناظر بر مصرف آن‌ها باید به گونه‌ای تنظیم گردند که تأمین حداقلی هر کدام از مواد غذایی موردنظر برای خانوارها امکان‌پذیر باشد.

طبقه‌بندی JEL: D12, C45, D49, Q11

واژه‌های کلیدی: تابع تقاضای AIDS، کشش خود قیمتی، کشش درآمدی، مدل GODDS، مناطق شهری

مقدمه

رفتار مصرف‌کنندگان، آگاهی از مقادیر کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضا است (Akbari et al., 2017). تولیدکنندگان محصولات کشاورزی، تبدیل‌کنندگان مواد غذایی و سایر عوامل بازار به منظور برنامه‌ریزی و طراحی تولید و فروش نیاز به محاسبه کشش‌های تقاضا و پیش‌بینی تقاضای کالاهای کشاورزی دارند (Baltagi, 2008). به طور مشخص محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی کالاهای مختلف به منظور شناخت جایگاه و نقش عوامل مهمی چون درآمد و قیمت‌های نسبی و در نهایت شناخت ترجیحات مصرفی و پیش‌بینی نیازهای آینده مصرف‌کنندگان جهت سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی از

تئوری رفتار مصرف‌کننده از مباحث مهم مطرح در حوزه اقتصاد خرد است که بر اساس آن و با بهره‌گیری از تابع تقاضا می‌توان چگونگی تصمیم‌گیری مصرف‌کننده را در شرایط مختلف بررسی کرد (Motafaker Azad et al., 2007). یکی از ابزارهای مهم در بررسی

۱ و ۲- استادیاران اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران

(*)- نویسنده مسئول: (Email: e.barikani@agri-peri.ac.ir)

DOI: 10.22067/JEAD.2022.75824.1127

اهمیت بالایی برخوردار است (Abhari, 2003). تعیین میزان تأثیرپذیری تقاضای یک محصول از سایر عوامل مانند تغییرات قیمت آن محصول و محصولات دیگر، همواره از موضوعهای بااهمیت برای تنظیم بازار محصولات کشاورزی بوده است (Sabouhi and Ahmadpour, 2012).

افزون بر این، بررسی تقاضای خانوارها به منظور آگاهی از ساختار آن در برنامه‌ریزی برای تولید کالاها و خدمات مختلف به منظور تنظیم مصرف داخلی و واردات و صادرات آن‌ها، اهمیت و ضرورت بسیاری دارد (Abhari, 2003). به عبارت دیگر، تصمیم‌گیرندگان اقتصادی می‌خواهند بدانند که هر کالا چه جایگاهی در بودجه خانوار دارد و در سبد مصرفی خانوارها چه کالاهایی لوکس و چه کالاهایی ضروری می‌باشند و یا اینکه با افزایش قیمت یک گروه از کالاها، تقاضا برای آن گروه و گروه‌های دیگر به چه میزان تغییر می‌یابد. پاسخ به این سؤالات می‌تواند سیاست‌گذاران را در اتخاذ تصمیمات اقتصادی، از قبیل سهمیه‌بندی کالاها، تغییر در سبد مصرفی، نظارت بر قیمت‌ها، نظارت بر توزیع کالاها، معافیت بعضی از خانوارها از پرداخت برخی از هزینه‌ها و تعیین میزان واردات و صادرات یاری نماید (Motafaker Azad et al., 2007). بنابراین می‌توان گفت که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان از تجزیه و تحلیل ساختار تقاضا و الگوی مصرف خانوار جهت پیش‌بینی وضعیت آینده استفاده می‌کنند (Baltagi, 2008; Mohamadzadeh et al., 2015). آگاهی از رفتار مصرف‌کنندگان می‌تواند پاسخگوی مسائل و پرسش‌های بسیاری در زمینه سیاست‌گذاری برای توسعه اقتصادی باشد (Mojaver-Hosseini, 2007).

طیف وسیعی از رفتارهای مصرف‌کننده در ارتباط با مواد غذایی شامل مقدار و نوع متداول مصرف انواع مواد خوراکی، طریقه پخت، نگهداری و همین‌طور ضایعات مصرف مواد غذایی، الگوی مصرف غذایی را تعیین می‌کند. سبد غذایی الگویی است که اولاً حاوی مقدار مناسبی انرژی باشد و ثانیاً مواد معدنی و ترکیبات ضروری در حد نیاز را برآورده نماید و در نهایت مجموع ترکیبات آن در شرایط تعادلی و در حد بهینه باشد تا بتواند انرژی لازم را برای انجام فعالیت‌های روزانه تأمین و مقاومت بدن در مقابل بیماری‌ها را فراهم نماید (Abdi et al., 2015). الگوی غذایی مطلوب بر پایه سه اصل تعادل، تنوع و کفایت تغذیه‌ای، ضمن تأمین نیازهای تغذیه‌ای و حفظ سلامت مردم، دربرگیرنده عادات، سواد تغذیه‌ای اقشار مختلف، ارجحیت‌های غذایی، تفاوت‌های فردی، دانش و منعکس‌کننده امکانات تولید، توزیع و دسترسی اقتصادی و فیزیکی در سطح ملی است (Pelletier, 2015). لازم به ذکر است که هدف برنامه الگوی مصرف غذایی هماهنگی میان الگوی تولید و مصرف در راستای برآورد نیازهای تغذیه‌ای و سلامت جامعه است (Abdollahi et al., 2011).

بررسی‌ها نشان می‌دهد در ایران سرانه مصرف نان و برنج برابر ۵

درصد، روغن ۲۰ درصد و قند و شکر ۳۸ درصد بیشتر از مقادیر توصیه‌شده در سبد غذایی مطلوب^۱ است. همچنین میزان مصرف شیر و لبنیات ۲۵ درصد، تخم‌مرغ ۲۰ درصد، سبزی و میوه ۲۵ درصد کمتر از مقادیر توصیه‌شده است (Abdi et al., 2015). به‌طور کلی، تقاضا برای محصولات کشاورزی در جهان به سرعت در دهه گذشته گسترش یافته که عمدتاً به دلیل افزایش تقاضا در کشورهای درحال توسعه بوده است. رشد ثابت جمعیت، افزایش درآمد سرانه و تداوم شهرنشینی نه تنها تقاضای کل محصولات کشاورزی را افزایش داده، بلکه این امکان را برای مصرف‌کنندگان مناطق درحال توسعه، به‌ویژه در اقتصادهای آسیایی بزرگ، فراهم آورده که از طریق افزایش مصرف پروتئین نسبت به نشاسته، به رژیم غذایی خود تنوع ببخشند (Mohammadzadeh and Asgari, 2015). تغییرات در الگوی مصرف مواد غذایی بازگوکننده گذار تغذیه‌ای است که باعث تغییرات جدی در الگوی مصرف غذایی و سلامت افراد جامعه می‌شود (Abdi et al., 2015). بنابراین لازم است برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری‌های مناسب مبتنی بر تقاضا و رفتار مصرف‌کنندگان انجام گیرد.

از دیگر نکات حائز توجه در بحث بررسی رفتار مصرفی جوامع، متفاوت بودن فرهنگ مصرفی در مناطق مختلف و لزوم بررسی الگوی مصرفی به تفکیک منطقه است. به دیگر سخن، فرهنگ حاکم بر افراد و محل زندگی جغرافیایی، بر رفتار مصرفی و پس‌انداز آنان مؤثر است به‌طوری‌که مردم در برخی مناطق به‌طور ذاتی قانع بوده و تمایل به پس‌انداز دارند. بر این اساس بررسی الگوی مصرفی و تقاضا در مناطق شهری و روستایی به علت تفاوت‌های مذکور اهمیت ویژه‌ای دارد (Hooshmand et al., 2017).

با توجه به اهمیت این موضوع، بررسی رفتار مصرف‌کنندگان و الگوی مصرفی آنان بخش عمده‌ای از پژوهش‌های اقتصادی را با اهداف تحلیل ساختار مصرف، شناسایی الگوهای مناسب برای تبیین رفتار مصرف‌کنندگان، پیش‌بینی مقدار مصرف و تغییرات آن تشکیل داده است (Mohamadzadeh et al., 2015). به عبارت دیگر، اهمیت موضوع تحقیق حاضر به‌گونه‌ای است که مورد توجه بسیاری از محققان و پژوهشگران قرار گرفته است. قربانی و مهجوری کارمزدی

۱- با توجه به ترجیحات و عادات غذایی مردم و لزوم تأمین نیاز به انرژی، پروتئین و مواد مغذی کلیدی در خانوار، اقلام سبد مطلوب غذایی سرانه پیشنهادی وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی به گونه‌ای تعیین شده که تأمین‌کننده حداقل ۱۰۰ درصد نیاز خانوار به انرژی و حداقل ۸۰٪ نیاز به پنج ماده مغذی کلیدی باشد. در این سبد، سرانه مصرف نان، برنج، ماکارونی، حبوبات، سیب زمینی، سبزی‌ها، میوه‌ها، گوشت قرمز، گوشت سفید، تخم مرغ، لبنیات، روغن‌های نباتی و قند و شکر به ترتیب ۳۱۰، ۹۵، ۲۰، ۲۶، ۷۰، ۳۰۰، ۲۸۰، ۳۸، ۶۴، ۳۵، ۲۵۰، ۳۵ و ۴۰ گرم در روز می‌باشد (دفتر بهبود تغذیه جامعه، وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، ۱۳۹۲).

تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS) در استان مازندران برآورد کردند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که تقاضای گوشت آبزیان و به‌ویژه گوشت قرمز به لحاظ قیمتی، باکشت و تقاضای گوشت سفید نیز دارای کشت واحد است. مطابق یافته‌ها، گوشت سفید و قرمز دارای کشت درآمدی کمتر از یک، محصول نرمال ضروری و گوشت آبزیان با دارا بودن کشت درآمدی بیش‌تر از یک، محصولی لوکس محسوب می‌شود. در دوره مورد مطالعه با توجه به کشت‌های متقاطع تقاضای محاسبه شده، هر سه نوع گوشت محصولاتی جانشین به شمار می‌روند. دلاور و همکاران (Delavar et al., 2021) در مطالعه‌ای با استفاده از نظریه تفکیک‌پذیری و برآورد سیستم تقاضای روتردام، کشت قیمتی گروه‌های گوشت دام، طیور و گوشت ماهی محاسبه نموده‌اند. نتایج تخمین سیستم تقاضا نشان داد همه گروه‌های کالایی دارای کشت قیمتی خودی منفی هستند. بر اساس نتایج، کشت قیمتی گوشت دام، طیور و گوشت ماهی به ترتیب برابر ۰/۸۹-، ۰/۵۹- و ۰/۷۷- می‌باشد.

احمد و همکاران (Ahmed et al., 2013) پژوهشی به‌منظور تخمین تابع تقاضا برای گروه‌های کالایی شامل ۱- غذا، نوشیدنی و تنباکو ۲- نساجی، پوشاک و کفش ۳- حمل‌ونقل و ارتباطات ۴- اجاره و مسکن ۵- سوخت و روشنایی و ۶- گروه متفرقه با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای کشور پاکستان انجام دادند. مطابق یافته‌های این پژوهش، کشت درآمدی برای کالاهای مذکور مثبت و کشت خود قیمتی، منفی می‌باشد.

ملو و همکاران (Melo et al., 2015) مطالعه‌ای در خصوص کشت‌های درآمدی مواد غذایی در آفریقا با استفاده از تحلیل متا انجام دادند. بر اساس نتایج، کشت‌های تقاضای مواد غذایی در کشورهای ثروتمندتر بالاتر است. مطابق یافته‌ها، کشت تقاضای انرژی در سطوح بالاتر درآمدی، پایین‌تر است. همچنین نتایج این تحقیق نشان داد که در کشورهایی که سهم مناطق شهری از جمعیت بالاست، کشت انواع مواد غذایی تمایل به کمتر شدن دارد.

چنگاپا و همکاران (Chengappa et al., 2017) در پژوهشی به برآورد کشت محصولات فراوری شده کشاورزی در هند پرداختند. برآورد کشت درآمد حاصل از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) برای اکثر محصولات غذایی فراوری شده به‌ویژه برای محصولات شیری و آب‌میوه مثبت و بالا بود. مطابق یافته‌ها، محصولات غذایی فراوری شده به تغییرات قیمت‌های خود بسیار واکنش نشان می‌دهند که مبین بالا بودن کشت خود قیمتی است. برآورد کشت متقاطع قیمتی نشان داد که تغییر در مقدار تقاضای مواد غذایی فراوری شده مستقل از تغییرات قیمت سایر محصولات فراوری شده است.

هنگ و (Hoang Vu, 2020) مطالعه‌ای تحت عنوان برآورد و

(Ghorbani and Mahjori Karmozdi, 2016) در پژوهشی با ارائه یک سیستم تقاضای معکوس تعمیم‌یافته تفاضلی، به بررسی بازار مواد غذایی حاوی پروتئین حیوانی در ایران پرداختند. نتایج نشان داد که کشت‌های متقاطع جبرانی برآورد شده در سیستم تقاضای معکوس AIDS بیانگر جانشینی شیر و تخم‌مرغ و همچنین گوشت قرمز و گوشت مرغ است. کشت‌های خود مقداری جبرانی مطابق مبانی تئوریک، منفی بوده است. نتایج مربوط به محاسبات کشت جانشینی آلن نیز نشان داد که گوشت مرغ به‌عنوان بهترین جانشین برای شیر و بالعکس است. بهترین جانشین برای گوشت قرمز، گوشت مرغ بوده و گوشت قرمز به‌عنوان بهترین جانشین برای تخم‌مرغ است.

دهقان پور و بخشوده (Dehghanpour and Bakhshoodeh, 2017) در تحقیقی به‌منظور بررسی آثار رفاهی ناشی از تغییر قیمت مواد پروتئینی مصرفی خانوارهای شهری، کشت‌های قیمتی و مخارج انواع مواد پروتئینی را با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو محاسبه کردند. یافته‌های محاسبه کشت مخارج خانوارهای شهری نشان داد که گوشت دام، گوشت پرندگان، ماهی و میگو و فراورده‌های آن و شیر و فراورده‌های آن کشت‌ناپذیرند. همچنین نتایج کشت خود قیمتی جبرانی نشان داد که خانوارهای شهری نسبت به تغییر قیمت گوشت دام و ماهی و میگو و فراورده‌های آن در مقایسه با سایر مواد پروتئینی، با ثابت بودن سایر شرایط، واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهند.

اکبری و همکاران (Akbari et al., 2017) در مطالعه‌ای تقاضای مواد غذایی خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان را با استفاده از دو سیستم تقاضای شبکه عصبی و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم بررسی کردند. نتایج نشان داد که بر اساس هر دو سیستم، کشت درآمدی گروه کالاهای نان و غلات، شیر و تخم‌پرندگان، حبوبات و سبزی‌ها، قند و شکر، نوشیدنی‌ها و چاشنی‌ها کمتر از یک بوده و لذا این کالاها ضروری بوده و گروه کالاهای گوشت، روغن‌ها و چربی‌ها و میوه‌ها و خشکبار کالای لوکس هستند.

گیلک حکیم‌آبادی و همکاران (Gilak Hakimabadi et al., 2017) تحقیقی باهدف بررسی مخارج مصرفی خانوارهای شهری در پنج گروه عمده غذایی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل انجام دادند. نتایج نشان داد که کشت قیمتی گروه‌های غذایی به‌جز گروه میوه‌ها و خشکبار منفی است و اندازه حساسیت در استان‌های مختلف متفاوت می‌باشد. بر اساس نتایج محاسبه کشت درآمدی، گروه‌های نان و غلات و گوشت جزو کالاهای ضروری و گروه‌های لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات جزو کالاهای لوکس محسوب می‌شوند.

عطایی سلوط و محمدی (Ataei Salut and Mohammadi, 2018) در تحقیقی سیستم توابع تقاضای محصولات گوشتی شامل گوشت مرغ، گوشت قرمز و گوشت آبزیان را در چارچوب سیستم

شهری ایران شناسایی شود. لذا ابتدا فرم تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم یافته به کمک داده‌های خانوارهای شهری کشور (داده‌های پانل) با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SURE) برآورد شد و شکل تابعی مناسب انتخاب گردید. سپس با توجه به شکل تابعی مناسب، کشش‌های قیمتی و درآمدی با اعمال شروط جمع‌پذیری، همگنی و تقارن برای هر یک از معادلات سیستم تقاضا محاسبه شد.

انتخاب فرم تابعی مناسب تابع تقاضا

یکی از مسائل مهمی که در برآورد سیستم‌های تقاضا مطرح می‌گردد، انتخاب سیستم تابعی مناسب است. یکی از پیشرفت‌های اخیر در این زمینه توسط ایبلز و وسلز (Eales and Wessells, 1999) صورت گرفته است. این محققان این امکان را فراهم ساختند که بتوان با ایجاد یک مدل تقاضای تعمیم یافته، سیستم تابعی مناسب و سازگار با رفتار واقعی مصرف کننده انتخاب نمود. ایشان با توسعه سیستم تقاضای عمومی ارائه شده توسط بارتن (Barten, 1993)، مدل تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم یافته (GODDS) را که ترکیبی از پرکاربردترین سیستم‌های تقاضای تفاضلی است، به شکل رابطه ۱ بیان نمودند:

$$dw_{it} = (\beta_i + \theta_1 \bar{w}_i) d\ln(Q_t) + \sum_{j=1}^N (\gamma_{ij} + \theta_2 \bar{w}_{it} (\delta_{ij} - \bar{w}_{jt})) d\ln(P_{jt}) \quad (1)$$

که در آن β_i ضریب هزینه‌ای محصول i ام (غلات، گوشت دام، گوشت پرندگان، ماهی و میگو و فرآورده‌های آن، لبنیات، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، حبوبات، قند و شکر و سبزی‌ها)، γ_{ij} ضریب قیمت محصول j ام در معادله محصول i ام، θ_1 و θ_2 پارامترهای داخلی، δ_{ij} دلتای کرونگر، $d\ln(Q_t)$ شاخص مقداری دیویژیا^۲ و w_{it} سهم هزینه‌ای محصول i ام^۳، مقدار تقاضای محصول i ام، Y_t کل مخارج خانوارهای شهری در زمان t ام، $\bar{w}$ میانگین سهم هزینه‌ای محصول i ام در زمان t ام^۴، p_{jt} قیمت محصول j ام در زمان t ام می‌باشد. مقدار دلتای کرونگر برای حالتی که $i=j$ است، برابر با یک و در حالتی که $i \neq j$ است، صفر خواهد بود (Green and Alston, 1990).

محدودیت‌های تئوریک برای مدل تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم یافته شامل محدودیت‌های جمع‌پذیری، همگنی و تقارن که برای تمام i و j ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$2- d\ln(Q_t) = \sum_j \bar{w}_{jt} d\ln(x_{jt})$$

$$3- w_{it} = p_{it} x_{it} / Y_t$$

$$4- \bar{w}_{it} = \frac{1}{2} (w_{it} + w_{i,t-1})$$

تجزیه و تحلیل الگوهای تقاضای غذا در ویتنام انجام داده است. نتایج نشان داد که الگوی مصرف مواد غذایی در ویتنام تحت تأثیر درآمد، قیمت و همچنین عوامل اقتصادی، اجتماعی و جغرافیایی است. همه مواد غذایی دارای کشش‌های مخارج مثبت و کشش‌های خود قیمتی منفی هستند. برنج دارای کشش متوسط مخارج ۰/۳۶ و متوسط کشش خود قیمتی ۰/۸- است.

سلواناتان و همکاران (Selvanathan et al., 2020) در تحقیقی تقاضا برای سه نوع گوشت مرغ، گوشت گاو و گوشت گوسفند را در بنگلادش مدل سازی کردند. نتایج نشان داد که تقاضای مصرف کنندگان بنگلادشی نسبت به قیمت گروه گوشت‌ها (به عنوان یک کالای ضروری) بی کشش می‌باشند. گوشت مرغ نیز به عنوان یک کالای لوکس بوده و تقاضای آن نسبت به قیمت با کشش است. کشش قیمتی متقاطع تقاضا نشان داد که گوشت مرغ و گوشت گاو مکمل هستند، در حالی که گوشت مرغ و گوشت گوسفند جانشین یکدیگر هستند. همچنین نتایج نشان داد که گوشت گاو یک کالای ضروری است و تقاضای آن نسبت به قیمت بی کشش است.

بررسی مطالعات مختلف نشان داد که اغلب مطالعات با استفاده از روش سیستم تقاضای تقریباً ایده آل به بررسی رفتار مصرف کنندگان پرداخته‌اند و کمتر به آزمون نوع سیستم مناسب برای تحلیل رفتار مصرف کنندگان پرداخته شده است. افزون بر این، در سال‌های اخیر در مطالعات اندکی تمرکز بر کلیه گروه‌های مواد غذایی بوده است. بنابراین مطالعه حاضر علیرغم مطالعاتی که در این حوزه انجام شده است، با توجه به اهمیت بررسی رفتار مداوم مصرف کنندگان به منظور اتخاذ سیاست‌های مناسب شکل گرفت. لازم به ذکر است که استفاده از داده‌های پنل و برآورد الگو با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط و انتخاب مدل مناسب با بهره‌گیری از مدل تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم یافته^۱ از جمله دلایل برتری مطالعه حاضر بر مطالعات پیشین است. افزون بر این، بررسی تأثیر خشک سالی و هدفمندی یارانه‌ها در الگوی تقاضا از دیگر موارد قابل ذکر در این زمینه است. در همین راستا، اهداف مطالعه حاضر شامل تعیین بهترین مدل تقاضا برای تبیین رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران، محاسبه کشش‌های قیمتی خودی و غیرخودی تقاضا و کشش‌های درآمدی تقاضای ده گروه عمده مواد خوراکی و غذایی (غلات، گوشت دام، گوشت پرندگان، ماهی و میگو و فرآورده‌های آن، لبنیات، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، حبوبات، قند و شکر و سبزی‌ها) می‌باشد.

مبانی نظری و روش تحقیق

با توجه به اهداف ذکر شده برای مطالعه نخست باید بهترین و مناسب‌ترین شکل تابعی تقاضا برای تبیین رفتار مصرفی خانوارهای

1- Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS)

شایان ذکر است که به منظور بررسی تأثیر خشک‌سالی و همچنین هدفمندی یارانه‌ها در الگوی تقاضا، دو متغیر موهومی در الگو لحاظ گردید. به عبارت دیگر متغیر موهومی اول (D87) به منظور بررسی تأثیر خشک‌سالی سال ۱۳۸۷ وارد الگو گردید (برای سال‌های قبل از ۱۳۸۷ مقادیر صفر و برای سال‌های پس از ۱۳۸۷ مقادیر ۱ در الگو لحاظ شد). متغیر موهومی دوم (D89) نیز به منظور بررسی تأثیر هدفمندی یارانه‌ها در سال‌های قبل از ۱۳۸۹ و بعد از آن وارد الگو شد (برای سال‌های قبل از ۱۳۸۹ مقادیر صفر و برای سال‌های پس از ۱۳۸۹ مقادیر ۱ در الگو لحاظ گردید).

شایان ذکر است که رفتار مصرف‌کنندگان اغلب تحت تأثیر کمیت و کیفیت تولید قرار می‌گیرد. به عنوان مثال هرچند که ممکن است خشک‌سالی به طور مستقیم بر رفتار مصرف‌کنندگان تأثیر گذار نباشد اما از طریق فرآیند تولید به طور غیرمستقیم و در چارچوب رفتار منطقی مصرف‌کنندگان و مدل انتظارات آنان، رفتار مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

سیستم معادلات تقاضا در مطالعه حاضر با استفاده از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب (SURE) برآورد گردید. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز تحقیق از مرکز آمار ایران برای دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ تهیه گردید. لازم به ذکر است که به منظور درک بهتر از وضعیت مصرف و مخارج خانوارها و تحلیل دقیق‌تر و مناسب کشش‌های درآمدی، قیمتی و متقاطع تقاضا در دهک‌های درآمدی، دهک‌ها به سه گروه کلی تقسیم گردید. به عبارت دیگر، در بسیاری از موارد به علت تفاوت نه چندان زیاد در آمار مربوط به دهک‌های متوالی، نتایج و تحلیل‌ها ممکن است ارائه دهنده تفاوت دهک‌ها نباشد و در نتیجه از قابلیت کاربردی بودن و عملیاتی بودن نتایج کاسته خواهد شد. در این شرایط استفاده از میانگین چند دهک در تحلیل‌ها معقولانه‌تر است. بر این اساس میانگین سه دهک اول تا سوم در گروه اول، میانگین دهک چهارم، پنجم، ششم و هفتم در گروه دوم، و میانگین دهک‌های هشتم، نهم و دهم در گروه سوم جای گرفتند. بنابراین در این مطالعه، داده‌های مورد استفاده به صورت تلفیقی است. تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطعی زمینه تغییرات بیشتر در داده‌ها را فراهم کرده و لذا امکان تخمین کاراتر پارامترها را فراهم می‌کند. مزیت مهم دیگر داده‌های پنل توانایی آن‌ها در کنترل ناهمگنی میان افراد یا مقاطع است. همچنین داده‌های پنل برای تحلیل رفتار پویای متغیرها مطلوب‌تر است (Barikani et al., 2007). این داده‌ها

ویژگی‌هایی از هر دوی داده‌های مقطعی و سری زمانی را دارا هستند (Gujarati, 2005). لازم به ذکر است که با توجه به این‌که نوع داده‌های پژوهش حاضر داده‌های ترکیبی می‌باشد، به منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون چاو استفاده شد. همچنین قبل از برآورد سیستم تقاضا با توجه به اهمیت بررسی آزمون

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = -\theta_1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{جمع‌پذیری} \quad (2)$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{همگنی} \quad (3)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{تقارن} \quad (4)$$

فرم تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم‌یافته شامل سیستم تقاضای روتردام، فرم تفاضلی تقریباً ایده آل، و دو مدل هیبرید CBS و NBR است.

انتخاب سیستم تابعی مناسب با توجه به محدودیت‌های اعمال شده بر اساس پارامترهای متداخل θ_1 و θ_2 صورت می‌گیرد که در جدول ۱ آمده است. پس از برآورد سیستم تقاضای GODDS برای انواع گوشت، محدودیت‌های جدول ۱ برای هر یک از مدل‌های روتردام، CBS، NBR و AIDS به طور جداگانه در مدل GODDS اعمال و مورد سنجش واقع می‌گردند (Eales and Wessells, 1999; Moschini et al., 1994).

جدول ۱- محدودیت‌های مدل تعمیم‌یافته جهت انتخاب فرم تابعی

مناسب

Table 1- Restrictions of the Generalized Model for Selecting the appropriate Functional Form

مدل Model	محدودیت‌ها Restrictions	
	θ_1	θ_2
AIDS	0	0
Rotterdam	-1	1
CBS	0	1
NBR	-1	0

ماخذ: ایبلز و وسلز (Eales and Wessells, 1999)

Source: Eales and Wessells (1999)

آزمون محدودیت‌های فوق با استفاده از آزمون والد انجام شد که بر اساس نتایج آزمون مذکور، از بین مدل‌های روتردام، AIDS، CBS و NBR؛ شکل تابعی AIDS برای برآورد الگوی تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری مورد پذیرش واقع شد. کشش قیمتی و درآمدی مواد غذایی در مناطق شهری ایران در قالب الگوی مذکور با استفاده از روابط زیر محاسبه شد:

$$\frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \left(\frac{w_j}{w_i} \right) - \delta_{ij} \quad \text{کشش قیمتی تقاضا:} \quad (5)$$

$$1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad \text{کشش درآمدی تقاضا:} \quad (6)$$

همچنین به منظور سازگاری با تئوری مطلوبیت، محدودیت‌های جمع‌پذیری، تقارن و همگنی به صورت معادلات خطی اعمال شد.

ریشه واحد متغیرهای الگوی تحقیق، از آزمون ایستایی لوین، لین و چو^۱ (LLC) استفاده گردید.

در پژوهش حاضر به منظور برآورد سیستم تقاضا از بسته‌های نرم‌افزاری Eviews9 و Excel 2010 استفاده شد.

نتایج و بحث

سهم مواد غذایی از کل هزینه و مصرف ماهیانه خانوارهای

شهری ایران

سهم گروه‌های غذایی از کل مصرف و هزینه ماهیانه مواد غذایی خانوارهای شهری کشور طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ در جدول ۲ مشاهده می‌شود. بر اساس نتایج، گوشت دام بیشترین سهم (۱۸/۱۵ درصد) را به‌طور متوسط از کل هزینه‌های مواد غذایی ماهیانه خانوارهای شهری در دوره مذکور به خود اختصاص داده است. غلات نیز با میانگین سهمی حدود ۱۶ درصد، سبزی‌ها با سهمی حدود ۱۳/۰۶ درصد، میوه‌ها با سهم ۱۳/۰۱ درصدی، لبنیات با سهمی حدود ۱۲/۳ درصد، و گوشت پرندگان با سهم ۱۱/۲ درصدی در رتبه‌های بعدی قرار دارند. سهم سایر گروه‌های غذایی نیز در جدول ۲ قابل مشاهده است.

روند تغییرات سهم هزینه ای گروه‌های غذایی از کل هزینه ماهیانه مواد غذایی خانوارهای شهری کشور طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ نشان می‌دهد که فقط سهم غلات، روغن، چربی‌ها و کره و حبوبات در سال ۱۳۹۶ نسبت با سال ۱۳۸۵ افزایش پیدا کرده است. این در حالی است که میانگین سهم هزینه سایر گروه‌های غذایی از کل هزینه ماهیانه مواد غذایی خانوارهای شهری شامل گوشت دام، گوشت پرندگان، ماهی و میگو و فرآورده‌های آن، لبنیات، میوه‌ها، قند و شکر و سبزی‌ها کاهش ناچیزی در سال ۱۳۹۶ در مقایسه با سال ۱۳۸۵ نشان می‌دهند.

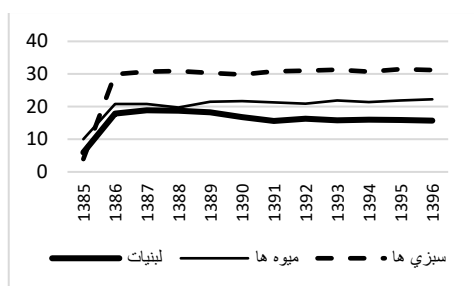
بررسی روند تغییرات سهم گروه‌های غذایی از کل مصرف ماهیانه مواد غذایی خانوارهای شهری در فاصله سال‌های ۹۶-۱۳۸۵ (نمودار ۱) مبین آن است که سهم گروه‌های لبنیات، میوه‌ها و سبزی‌ها از کل مصرف مواد غذایی در سال ۱۳۹۶ نسبت به سال ۱۳۸۵ افزایش قابل توجهی یافته است. سهم گروه لبنیات از حدود ۶ درصد در سال ۱۳۸۵ به ۱۵/۷ درصد در سال ۱۳۹۶ رسیده است. شایان ذکر است که سهم این گروه در سال ۱۳۸۶ به حدود ۱۸ درصد رسیده، اما پس از آن روند کاهشی را طی کرده است. افزایش سهم گروه‌های میوه و سبزی نیز در سال ۱۳۸۶ نسبت به سال قبل آن به‌طور معنی‌داری اتفاق افتاده است. سهم این دو گروه از کل مصرف ماهیانه مواد غذایی خانوارهای

شهری از سال ۱۳۸۶ به بعد روندی افزایشی توام با نوساناتی را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که از میان گروه‌های غذایی مورد بررسی، میانگین سهم سبزی‌ها (۲۸/۵ درصد) و میوه‌ها (۲۰/۳ درصد) در کل دوره موردنظر بیشتر از سهم سایر گروه‌ها است.

نتایج برآورد الگوهای تحقیق و محاسبه کشش‌های قیمتی

و درآمدی تقاضا

نتایج آزمون چاو به‌منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی در جدول ۳ ارائه شده است. سطح معنی‌داری این آزمون نشان داد که روش داده‌های تلفیقی مناسب‌تر است. بر اساس نتایج، فرضیه صفر مبنی بر این که عرض از مبدأ در تمام مقاطع برابر هستند (داده‌های تلفیقی)، مورد پذیرش واقع شده و بنابراین برآوردهای رگرسیونی در مناطق شهری به‌منظور تخمین سیستم تقاضای مواد غذایی با داده‌های تلفیقی صورت گرفت.



نمودار ۱- روند تغییرات سهم گروه‌های لبنیات، سبزی‌ها و میوه-

ها از کل مصرف ماهیانه مواد غذایی خانوارهای شهری

Chart 1- Trend of the Share of Dairy, Vegetables and Fruits from the Total of Monthly Food Consumption

در ادامه ابتدا نتایج برآورد مدل GODDS ارائه و با توجه به آن، شکل تابعی مناسب انتخاب می‌شود. اما قبل از ارائه نتایج برآورد سیستم تقاضا، نتایج آزمون ایستایی لوین، لین و چو^۲ (LLC) نشان داد که کلیه متغیرهای مدل موجود در سیستم GODDS در مناطق شهری فاقد ریشه واحد و به‌عبارت دیگر در سطح ایستا می‌باشند (پیوست ۱). سطح معنی‌داری آماره LLC مبین آن است که اغلب متغیرها در سطح ۱ درصد ایستا از درجه صفر هستند.

نتایج برآورد سیستم تقاضای GODDS برای مواد غذایی شامل غلات، گوشت دام، گوشت پرندگان، گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن، لبنیات، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، سبزی‌ها، حبوبات و قند و شکر در مناطق شهری با استفاده از روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SURE) در جدول ۴ ارائه شده است.

۲- لازم به ذکر است که سایر آزمون‌های ایستایی نیز در تحقیق حاضر انجام شد که در اینجا فقط نتایج آزمون لوین، لین و چو گزارش شده است.

۱- لازم به ذکر است که سایر آزمون‌های ایستایی نیز در تحقیق حاضر انجام شد که در اینجا فقط نتایج آزمون لوین، لین و چو گزارش شده است.

جدول ۲- سهم مواد غذایی از کل مصرف و هزینه ماهیانه مواد غذایی خانوارهای شهری کشور

Table 2- The share of food in the total consumption and montly cost of food of urban households in the country

گروه محصولات Product group	سهم از کل مصرف ماهیانه (درصد) The share of total montly consumption			سهم از کل هزینه ماهیانه (درصد) The share of total montly cost		
	1385	1396	میانگین سهم ^۲ Average share	1385	1396	میانگین سهم ^۱ Average share
Cereals	38.89	10.92	13.19	13.93	18.44	15.93
Livestock meat	13.27	2.45	3.73	19.6	17.03	18.15
Poultry meat	17.63	6.41	7.02	10.99	9.78	11.2
Fish meat, Shrimp and its products	4.58	1.26	1.48	4.73	4.12	4.27
Dairy	5.97	15.66	15.99	12.43	12.15	12.28
Oil, Fat and Butter	0.09	4.25	3.94	5.56	6.44	6.49
Fruit	10.03	22.25	20.34	13.63	12.3	13.01
Vegetables	3.94	31.24	28.51	13.67	13.5	13.06
Pulses	1.22	2.17	2.05	2.87	3.72	3.02
Sugar	4.38	3.4	3.73	2.59	2.53	2.61

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول ۳- نتیجه آزمون چاو در مناطق شهری

Table 3- Chow Test Result in Urban Areas

		آماره F F statistics	سطح معنی‌داری Probability	نتیجه Result
Cereals	غلات	0.57	0.573	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)
Livestock meat	گوشت دام	0.381	0.687	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)
Poultry meat	گوشت پرندگان	2.95	0.07	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)
Fish meat, Shrimp and its products	گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن	2.24	0.129	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)
Dairy	لبنیات	0.164	0.849	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)
Oil, Fat and Butter	روغن، چربی‌ها و کره	2.66	0.0912	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)
Fruit	میوه‌ها	0.127	0.88	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)
Vegetables	سبزی‌ها	2.22	0.132	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)
Pulses	حبوبات	2.68	0.09	پذیرش فرضیه صفر (تلفیق‌پذیری داده‌ها) Accepted (pooled data)

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

1- اعداد این ستون بیانگر میانگین سهم ماهیانه هزینه خانوارهای شهری از کل هزینه‌های ماهیانه خانوار برای هر کدام از محصولات طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ است.

2- اعداد این ستون بیانگر میانگین سهم مصرف ماهیانه خانوارهای شهری از کل مصرف ماهیانه مواد غذایی خانوارها برای هر کدام از محصولات طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ است.

جدول ۴- ضرایب برآورد شده مدل GODDS برای مواد غذایی در مناطق شهری^۱

Table 4- Estimated coefficients of GODDS model for foodstuffs in urban areas

	γ_{fish}	γ_{oil}	γ_{in}	γ_{ma}	γ_{il}	γ_{ir}	γ_{imi}	γ_{is}	γ_{th}	γ_{fgha}	β_i	R^2	θ_1	θ_2
غلات Cereals	18.27 (10.5 ^{***})										0.8329	61		
گوشت دام Livestock meat	-3.24 (-3.6 ^{***})	8.66 (3.37 ^{***})									0.806	52		
گوشت پرندگان Poultry meat	-2.09 (-2.43 ^{**})	2.92 (2.62 ^{**})	3.98 (2.13 ^{**})								0.3853	37		
گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن Fish meat, Shrimp and its products	-1.19 (-2.18 ^{**})	-0.16 (-0.23)	1.49 (2.43 ^{**})	0.56 (1.04)							0.6291	15		
لبنیات Dairy	0.96 (0.99)	-5.39 (-4.28 ^{***})	0.17 (0.12)	-0.48 (-0.67)	8.14 (93.4 ^{***})						0.0812	32	0.0322	-
روغن، چربی‌ها و کره Oil, Fat and Butter	-3.87 (-4.18 ^{***})	0.62 (0.58)	1.74 (1.35)	-1.78 (-2.92 ^{***})	-1.29 (-1.02)	8.23 (4.92 ^{***})					0.0835	22		0.0078
میوه‌ها Fruit	-1.05 (-1.18)	-3.65 (-2.79 ^{***})	-4.6 (-7.73 ^{***})	1.06 (1.67 [*])	-2.25 (-1.77 [*])	0.18 (0.15)	11.48 (6.87 ^{***})				0.2656	51		
سبزی‌ها Vegetables	-3.07 (-3.68 ^{***})	-1.24 (-1.16)	-5.12 (-4.55 ^{***})	0.9 (1.5)	-1.58 (-1.32)	-1.68 (-1.5)	-5.32 (-4.92 ^{***})	17.04 (12.09 ^{***})			-0.0755	81		
حبوبات Pulses	-1.84 (-3.85 ^{***})	-1.24 (-1.82 [*])	1.28 (1.41)	-0.8 (-2.06 ^{**})	-0.094 (-0.19)	-0.89 (-1.17)	-0.62 (-0.76)	0.46 (0.64)	4.26 (5.6 ^{***})		0.357	63		
قند و شکر Sugar	-2.86	2.64	0.22	0.39	1.81	-1.26	4.69	-0.39	-0.51	4.74	-0.0322	-		

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می باشد

*** و ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۰.۰۱، ۰.۰۵ و ۱ درصد

همانطور که گفته شد، انتخاب سیستم تابعی مناسب با توجه به محدودیت‌های اعمال شده بر اساس پارامترهای متداخل θ_1 و θ_2 صورت می‌گیرد. پس از برآورد سیستم تقاضای GODDS برای انواع مواد غذایی، محدودیت‌هایی برای هر یک از مدل‌های روتردام، CBS، NBR و AIDS به‌طور جداگانه در مدل GODDS اعمال و با بهره‌گیری از آزمون والد مورد سنجش واقع گرفتند که نتایج در جدول ۵ مشاهده می‌شود.

لازم به ذکر است که جهت برآورد این سیستم، شروط همگنی و تقارن در مدل اعمال شد و سپس مدل برآورد گردید. همچنین جهت برآورد سیستم تقاضا و جلوگیری از یکه شدن ماتریس اجزای اخلال، الگوی مربوط به تقاضای قند و شکر از سیستم کنار گذاشته شد و سپس اقدام به برآورد سیستم تقاضا گردید. با توجه به نتایج برآورد این الگو، مشاهده می‌شود که اغلب ضرایب دارای اهمیت آماری بوده و ضرایب تعیین تعدیل شده (بین ۱۵ تا ۸۱ درصد) نیز به‌طور نسبی در سطح قابل قبولی می‌باشند.

جدول ۵- نتایج آزمون والد جهت انتخاب فرم تابعی مناسب در مناطق شهری
Table 5- Wald Test Results to select appropriate functional form in Urban Areas

مدل	آماره کای دو	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
Model	Chi-square	Degrees of freedom	Probability
AIDS	8.077	2	0.0914
Rotterdam	1730391	2	0.000
CBS	1640108	2	0.000
NBR	10391.41	2	0.000

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

ضرورت، شروط همگنی و تقارن اعمال شد. بر اساس نتایج، ضرایب قیمت غلات، گوشت دام، گوشت پرندگان، گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن، لبنیات، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، سبزی‌ها و حبوبات در سطح معنی‌داری ۱ تا ۱۰ درصد در معادلات تقاضای محصولات دارای ارزش آماری است. به عبارت دیگر، در معادله غلات، ضریب قیمت غلات در سطح ۱ درصد و یا در معادله گوشت دام، ضریب گوشت دام در سطح ۱ درصد معنی‌دار شده است. سطح معنی‌داری ضریب قیمت سایر مواد غذایی در جدول ۶ قابل مشاهده است. لازم به ذکر است که متغیر مجازی D_{87} به منظور بررسی تأثیر خشک‌سالی سال ۱۳۸۷ و متغیر موهومی D_{89} نیز به منظور بررسی تأثیر هدفمندی یارانه‌ها وارد الگو شد. بر اساس نتایج، خشک‌سالی سال ۱۳۸۷ به‌طور مستقیم بر سهم غلات از مخارج مواد غذایی خانوارهای شهری تأثیر معنی‌دار داشته است. این در حالی است که خشک‌سالی اتفاق افتاده در این سال بر سهم سایر محصولات یعنی گوشت دام، گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن و حبوبات تأثیر منفی داشته و باعث کاهش سهم این محصولات از مخارج مواد غذایی شده است. این نتیجه می‌تواند به علت تغییر قیمت محصولات در نتیجه خشک‌سالی و واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به آن بر حسب نوع و اهمیت محصولات در سبد مصرفی خانوارها باشد. خشک‌سالی سال ۱۳۸۷ بر سهم مخارج سایر گروه‌های مواد غذایی تأثیر معنی‌داری نشان نداده است.

بر اساس نتایج آزمون والد، از بین مدل‌های روتردام، AIDS، CBS و NBR؛ سطح معنی‌داری مربوط به تابع AIDS برابر با ۰/۰۹۱۴ می‌باشد که از ۰/۰۵ بیشتر است و بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر مناسب بودن شکل تابعی AIDS برای برآورد الگوی تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری مورد پذیرش واقع می‌شود.

نتایج برآورد سیستم تقاضای مواد غذایی AIDS در مناطق شهری

با توجه به اهمیت بررسی آزمون ایستایی متغیرها قبل از برآورد الگو، ابتدا نتایج بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای لحاظ شده در سیستم تقاضای مواد غذایی با استفاده از الگوی AIDS در مناطق شهری با استفاده از آزمون لوین، لین وچو (LLC) ارائه و مورد بررسی قرار گرفت که نتایج نشان داد که تمام متغیرهای لحاظ شده در سیستم تقاضا، ایستا (در سطح معنی‌داری ۱ تا ۱۰ درصد) می‌باشند (پیوست ۲).

نتایج برآورد سیستم تقاضای AIDS مواد غذایی در مناطق شهری که با استفاده از روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتب برآورده گردیده، در جدول ۶ ارائه شده است. بر اساس نتایج، ضرایب تعداد زیادی از متغیرهای سیستم به لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. افزون بر این ضرایب تعیین تعدیل شده نیز در حد قابل قبولی بوده که مبین مناسب بودن برازش انجام شده است. در سیستم برازش شده بنا به

جدول ۶- ضرایب برآورد شده مدل AIDS برای مواد غذایی در مناطق شهری^۱
Table 6- Estimated coefficients of AIDS model for foodstuffs in urban areas

	γ_{gh}	γ_{ul}	γ_{fp}	γ_{ma}	γ_{fi}	γ_{fr}	γ_{mi}	γ_{is}	γ_{gha}	D_{g7}	D_{g9}	β_i	α_i	R^2
Cereals	0.0742 (5.57***)									3.09 (7.17***)	1.51 (4.17***)	0.32 (8.14***)	10.05	83
گوشت دام Livestock meat	0.0215 (2.78**)	0.1468 (14.83***)								1.26 (2.49**)	1.14 (2.57**)	0.546 (0.63)	9.73	88
گوشت پرندگان Poultry meat	0.0161 (1.54)	0.0234 (2.7**)	0.1031 (3.96***)							0.0719 (0.24)	0.5605 (1.68*)	0.08 (2.64*)	21.06	91
گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن Fish meat, Shrimp and its products	0.0189 (2.93***)	0.0046 (0.67)	0.0028 (0.18)	0.0793 (4.82***)						0.3491 (1.79*)	0.5732 (2.83**)	0.05 (2.24**)	0.199	89
لبنیات Dairy	0.0149 (1.32)	0.041 (4.08***)	0.0592 (3.23***)	0.0076 (0.59)	0.022 (0.81)					0.6115 (1.52)	0.13 (0.34)	0.895 (1.05)	11.02	58
روغن، چربی‌ها و کره Oil, Fat and Butter	0.0123 (1.45)	0.0169 (1.98*)	0.01918 (0.85)	0.0031 (0.16)	0.0214 (1.16)	0.0625 (2**)				0.0625 (1)	0.7278 (2.57**)	0.09 (1.63*)	12.1	86
میوه‌ها Fruit	0.0036 (0.31)	0.0034 (0.32)	0.00412 (2.55***)	0.0102 (0.86)	0.0007 (0.04)	0.0191 (1.07)	0.1018 (4.22***)			0.019 (1.07)	0.1018 (4.22***)	0.8305 (1.56*)	14.09	72
سبزی‌ها Vegetables	0.023 (1.83*)	0.0362 (3.37***)	0.0065 (0.41)	0.0148 (1.37)	0.0658 (3.11***)	0.0131 (0.84)	0.0016 (0.09)	0.0491 (1.78*)		0.0131 (0.84)	0.0016 (0.09)	0.075 (1.95**)	19.15	63
حبوبات Pulses	0.0136 (2.89***)	0.0225 (4.44***)	0.0263 (2.42**)	0.0658 (6.75***)	0.01705 (1.58)	0.0287 (1.85*)	0.0021 (0.23)	0.0172 (1.86*)	0.1552 (6.25***)	0.0287 (1.85*)	0.0021 (0.23)	0.0021 (3.41***)	3.97	83
قند و شکر Sugar	0.0104	0.0068	0.0078	0.0189	0.0298	0.0097	0.0599	0.0154	0.0338	0.0225		0.0976	79.87	

منبع: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می‌باشد)

Source: Research findings

*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰٪ و ۱ درصد

ضعیف بین گروه‌های مواد غذایی است که می‌تواند به این دلیل باشد که بودجه‌ای که بر اثر کاهش خرید یک گروه از مواد غذایی، در نتیجه افزایش قیمت، صرفه‌جویی می‌شود، در خرید دیگر گروه‌ها توزیع می‌گردد.

مطابق نتایج پژوهش، با افزایش یک درصدی قیمت گوشت پرندگان در شرایط ثابت، علاوه بر این که تقاضای گوشت پرندگان به میزان ۰/۹۲۲ درصد کاهش پیدا می‌کند، تقاضای گوشت دام نیز به میزان ۰/۱۲۷ درصد افزایش می‌یابد. مثبت بودن کشش تقاضای گوشت پرندگان نسبت به قیمت گوشت دام بیانگر جانشین بودن گوشت پرندگان برای گوشت دام است.

کشش تقاضای غلات نیز نسبت به قیمت حبوبات برابر با ۰/۰۵۹ است که بیانگر جانشین بودن غلات به جای حبوبات می‌باشد. به عبارت دیگر، به شرط ثابت بودن سایر شرایط با افزایش ۱ درصدی قیمت حبوبات، تقاضای غلات به میزان ۰/۰۵۹ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. در ضمن با افزایش ۱ درصدی قیمت حبوبات، تقاضا برای این گروه مواد غذایی به میزان ۰/۹۵۱ درصد کاهش نشان خواهد داد. کشش تقاضای حبوبات نیز نسبت به قیمت غلات برابر با ۰/۰۱۵ به دست آمده که بیانگر این است که با افزایش یک درصدی قیمت غلات، ضمن این که تقاضای غلات به اندازه ۰/۶۷۵ درصد کاهش پیدا خواهد کرد، تقاضای حبوبات به میزان ۰/۰۱۵ درصد افزایش نشان خواهد داد. در مقابل، منفی بودن کشش‌های متقاطع نشان‌دهنده وجود رابطه مکملی میان گروه‌های مواد غذایی است. به عنوان مثال، کشش تقاضای گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن نسبت به قیمت غلات برابر با ۰/۱۹- می‌باشد که بیانگر آن است که در شرایط ثابت با ۱ درصد افزایش قیمت غلات، تقاضای گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن به اندازه ۰/۱۹ درصد کاهش خواهد یافت.

نتایج محاسبه کشش‌های درآمدی تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری ایران در **جدول ۸** ارائه شده است. بر اساس نتایج، کشش درآمدی محاسبه شده برای گروه‌های مواد غذایی مثبت بوده که بیانگر نرمال بودن گروه‌های کالایی است. افزون بر این با توجه به نتایج، کشش درآمدی گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن بیشتر از یک بوده که مبین لوکس بودن این مواد غذایی است. اشاره به این نکته الزامی است که با توجه به معنی‌دار نشدن ضریب β_i در معادله گوشت دام و لبنیات در سیستم برآورد شده، کشش درآمدی محاسبه شده در خصوص این دو محصول چندان قابل تحلیل نخواهد بود. اما با توجه به آمارهای تولید و مصرف و سهم مواد غذایی از کل مصرف و هزینه ماهیانه مواد غذایی خانوارهای شهری، می‌توان گفت که بیشتر از یک بودن کشش درآمدی این دو محصول احتمالاً به کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان شهری در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی به عنوان معلول اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها در سال‌های مورد مطالعه

همچنین نتایج نشان داد که در مناطق شهری هدفمندی یارانه بر سهم مخارج غلات، گوشت دام و گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن تأثیر منفی و بر سهم مخارج گوشت پرندگان، روغن، چربی‌ها و کره و میوه‌ها تأثیر مثبت به جای گذاشته است. افزون بر این، هدفمندی یارانه بر سهم لبنیات، حبوبات و سبزی‌ها از مخارج تأثیر معنی‌داری نداشته است. از آنجا که هدفمندی یارانه‌ها به طور مستقیم قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد در نتیجه تغییر ترکیب سبد مصرفی خانوارهای محتمل است. به عبارت دیگر ممکن است که سهم برخی مواد غذایی در سبد خانوار افزایش، سهم برخی مواد غذایی کاهش و سهم برخی دیگر هم بدون تغییر باقی بماند. نتیجه فوق نتیجه واکنش مصرف‌کنندگان به تغییر قیمت مواد غذایی بوده است.

با توجه به ضرایب حاصل از برآورد مدل سیستم تقاضا، کشش‌های قیمتی و درآمدی محاسبه شد. از آنجا که ضرایب حاصل از سیستم تقاضا به صورت مجزا تفسیر خاصی ندارد تنها به ذکر کشش‌های محاسباتی حاصل از آن‌ها اکتفا می‌شود.

نتایج محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری

نتایج محاسبه کشش‌های خود قیمتی و متقاطع مواد غذایی در مناطق شهری در **جدول ۷** ارائه شده است. بر اساس نتایج، قدر مطلق کشش قیمتی بیشتر گروه‌های مواد غذایی کمتر از ۱ است. این نتیجه مبین ضروری بودن مواد غذایی است که با نتایج به دست آمده در مطالعات پیشین مانند باریکانی و همکاران (Barikani et al., 2007) و صبوحی صابونی و احمدپور (Sabouhi and Ahmadpour, 2012) مطابقت دارد. با توجه به نتایج، کشش خود قیمتی غلات، گوشت دام^۱، گوشت پرندگان، گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن، لبنیات^۲، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، سبزی‌ها، حبوبات و قند و شکر به ترتیب برابر با ۰/۶۷۵، ۰/۵۴، ۰/۹۲۲، ۰/۰۳، ۰/۱۸۹، ۰/۰۹، ۰/۱۶۲، ۰/۹۲۱، ۰/۹۵۱ و ۰/۹۱۱- به دست آمده است. منفی بودن مقادیر کشش‌های خود قیمتی گروه‌های مواد غذایی مطابق تئوری و انتظار است. مثبت بودن کشش‌های متقاطع گویای جانشین بودن گروه‌های مواد غذایی برای یکدیگر است. پایین بودن قدر مطلق کشش‌های متقاطع نشان‌دهنده جانشینی ضعیف بین گروه‌های مواد غذایی در مناطق شهری است. بر اساس نتایج، اغلب کشش‌های متقاطع مثبت مقادیر پایینی را نشان می‌دهند که بیانگر جانشینی

۱- با توجه به معنی‌دار نشدن ضریب β_i در معادله گوشت دام در سیستم برآورد شده، کشش محاسبه شده چندان قابل اطمینان نخواهد بود.

۲. با توجه به معنی‌دار نشدن ضریب β_i و ضریب قیمت لبنیات در سیستم برآورد شده، کشش محاسبه شده چندان قابل اطمینان نخواهد بود.

برمی‌گردد. به‌عنوان مثال با توجه به **جدول ۲**، سهم مصرف گوشت دام از کل مقدار مصرف ماهیانه خانوارهای شهری در سال ۱۳۸۵ حدود ۱۳/۳ درصد بوده که در سال ۱۳۹۶ به حدود ۲/۴ درصد کاهش یافته است. این در حالی است که سهم هزینه گوشت دام از کل هزینه ماهیانه خانوارها از حدود ۱۹/۶ درصد به ۱۷ درصد کاهش یافته است. مشاهده می‌شود که با وجود کاهش ۱۱ درصدی سهم مصرف، سهم هزینه گوشت دام در سبد ماهیانه خانوارها حدود ۲/۶ درصد کاهش یافته است که بیانگر افزایش معنی‌دار قیمت این محصول و کاهش توان خرید خانوارها است. این وضعیت در خصوص گوشت پرندگان، گوشت ماهی و میگو و فرآورده‌های آن به وضوح قابل مشاهده است. سهم مصرف لبنیات نیز در دوره مذکور حدود ۰/۳ درصد کاهش نشان می‌دهد که سهم هزینه‌ای این محصول نیز تقریباً ۰/۳ درصد کاهش یافته است. با توجه به میانگین سهم محصولات مذکور از کل سبد هزینه‌ای خانوارهای شهری (این چهار محصول حدود ۴۶ درصد هزینه‌های ماهیانه خانوارهای شهری را در دوره مورد مطالعه تشکیل

داده‌اند) و روند سهم هزینه‌های این محصولات در سبد مصرفی خانوارها، نتیجه فوق دور از انتظار نیست.

نتیجه برخی مطالعات که در سال‌های قبل انجام شده، نشان می‌دهد که گوشت دام (گوشت قرمز) و لبنیات دارای کشش درآمدی کمتر از یک بوده و جزو کالاهای ضروری محسوب شده‌اند. در مقابل کشش درآمدی غلات، گوشت پرندگان، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، سبزی‌ها، حبوبات و قند شکر کمتر مساوی یک به‌دست آمده است. بنابراین نتیجه، تقاضای این محصولات در مناطق شهری ایران نسبت به درآمد حساسیت کمتری دارد و بنابراین در گروه کالاهای ضروری جای می‌گیرند. نتیجه مطالعه از این نظر با یافته‌های تحقیق پیشین مانند مطالعه ورهرامی و همکاران (Varhrami et al., 2015) مشابهت دارد. نتیجه مطالعه حاضر از نظر کشش درآمدی گوشت پرندگان (کمتر از یک) و گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن (بیشتر از یک) مشابه نتایج تحقیق دلاور و همکاران (Delavar et al., 2021) است.

جدول ۷- کشش‌های خود قیمتی و متقاطع تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری^۱

Table 7- Self-pricing and cross-sectional elasticities of foodstuffs in urban areas

معادله	غلات Cereals	گوشت دام Livestock meat	گوشت پرندگان Poultry meat	گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن Fish meat, Shrimp and its products	لبنیات Dairy	روغن، چربی‌ها و کره Oil, Fat and Butter	میوه‌ها Fruit	سبزی‌ها Vegetables	حبوبات Pulses	قند و شکر Sugar
غلات Cereals	-0.675	0.363	0.226	0.085	0.246	0.129	0.261	0.26	0.059	0.053
گوشت دام Livestock meat	-0.48	-1.54	-0.34	-0.128	-0.372	-0.196	-0.391	-0.395	-0.092	-0.078
گوشت پرندگان Poultry meat	-0.115	0.127	-0.922	0.03	0.082	0.048	0.089	0.094	0.019	0.0193
گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن Fish meat, Shrimp and its products	-0.19	-0.211	-0.132	-1.03	-0.145	-0.077	-0.149	-0.156	-0.051	-0.026
لبنیات Dairy	-1.16	-1.33	-0.821	-0.312	-1.89	-0.471	-0.948	-0.946	-0.211	-0.188
روغن، چربی‌ها و کره Oil, Fat and Butter	0.219	0.249	0.158	0.059	0.173	-0.9	0.177	0.179	0.037	0.035
میوه‌ها Fruit	1.017	1.159	0.712	0.273	0.784	0.413	-0.162	0.833	0.193	0.162
سبزی‌ها Vegetables	0.089	0.101	0.065	0.023	0.075	0.036	0.074	-0.921	0.016	0.014
حبوبات Pulses	0.015	0.02	0.016	0.025	0.0142	0.014	0.008	0.0148	-0.951	0.009
قند و شکر Sugar	0.599	0.681	0.422	0.167	0.471	0.239	0.463	0.482	0.126	-0.911

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

۱- توجه به معنی‌دار نشدن ضریب β_i در معادله گوشت دام و لبنیات در سیستم برآورد شده، کشش محاسبه شده چندان قابل تحلیل نخواهد بود.

جدول ۸- کشش درآمدی تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری

Table 8- Income elasticity of foodstuffs in urban areas

قند و شکر Sugar	حبوبات Pulses	سبزی‌ها Vegetables	میوه‌ها Fruit	روغن، چربی‌ها و کره Oil, Fat and Butter	لبنیات Dairy	ماهی، میگو و فرآورده‌های آن Fish meat, Shrimp and its products	گوشت پرندگان Poultry meat	گوشت دام Livestock meat	غلات Cereals
0.991	1	0.994	0.936	0.986	1.073	1.012	0.993	1.03	0.979
کشش درآمدی Income elasticity									

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف کلی مطالعه حاضر بررسی رفتار مصرفی و تقاضای انواع مواد غذایی اساسی در مناطق شهری ایران است. برای این منظور توابع تقاضای مواد غذایی در قالب سیستم تقاضا و با بهره‌گیری از داده‌های تلفیقی و با روش SURE برآورد گردید. بر اساس نتایج، گوشت دام بیشترین سهم (۱۸/۱۵ درصد) را از کل هزینه ماهیانه مواد غذایی خانوارها در دوره مورد مطالعه به خود اختصاص داده است. بررسی سهم مواد غذایی از کل مصرف ماهیانه خانوارهای شهری طی دوره ۹۶-۱۳۸۵ نشان داد که سهم گروه‌های لبنیات، میوه‌ها و سبزی‌ها از کل مصرف مواد غذایی در سال ۱۳۹۶ نسبت به سال ۱۳۸۵ افزایش قابل توجهی یافته است. مقایسه سهم مصرفی و سهم هزینه‌ای گروه‌های غذایی نشان داد که با وجود این که برخی گروه‌های غذایی (مانند گوشت دام) به لحاظ مقدار مصرف، سهم زیادی را در سبد غذایی خانوارها ندارند، اما به لحاظ هزینه‌ای، سهم قابل توجهی را به خود اختصاص داده‌اند.

نتایج نشان داد که شکل تابعی AIDS برای برآورد الگوی تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری ایران مناسب است. نتایج محاسبه کشش خود قیمتی مواد غذایی مبین آن است که کشش‌های خود قیمتی تقاضای مواد غذایی منفی و مطابق انتظار است. محاسبات مربوط به کشش‌های متقاطع مبین آن است که اغلب کشش‌های متقاطع مثبت، مقادیر پایینی دارند که بیانگر جانشینی ضعیف بین گروه‌های مواد غذایی است. مطابق نتایج پژوهش، گوشت پرندگان را می‌توان به‌عنوان جانشینی برای گوشت دام دانست. بر اساس نتایج، غلات جانشین حبوبات است. محاسبه کشش تقاضای گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن نسبت به قیمت غلات بیانگر مکمل بودن این دو گروه با یکدیگر است. افزون بر این، گوشت ماهی، میگو و فرآورده‌های آن به‌عنوان مکمل حبوبات و قند و شکر تلقی می‌شوند. مطابق نتایج، می‌توان گفت که روغن، چربی‌ها و کره جانشین حبوبات و سبزی‌ها نیز جانشین حبوبات می‌باشند. کشش درآمدی محاسبه‌شده

برای گروه‌های مواد غذایی در مناطق شهری مثبت بوده که بیانگر نرمال بودن گروه‌های کالایی است. با توجه به نتایج، کشش درآمدی ماهی، میگو و فرآورده‌های آن بیشتر از یک بوده که مبین لوکس بودن این ماده غذایی است. در مقابل با توجه به کم کشش بودن تقاضای غلات، گوشت پرندگان، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، سبزی‌ها، حبوبات و قند و شکر نسبت به درآمد، این محصولات در مناطق شهری در گروه کالاهای ضروری جای می‌گیرند. بر اساس نتایج تحقیق، پیشنهادهای زیر قابل ارائه است:

- کشش خود قیمتی محاسباتی مواد غذایی در مناطق شهری مبین حساسیت زیاد تقاضای لبنیات و تخم پرندگان، گوشت دام، ماهی، میگو و فرآورده‌های آن و گوشت پرندگان است. از آنجا که گروه غذایی مذکور تأمین کننده پروتئین دامی مورد نیاز در سبد غذایی مصرف‌کنندگان بوده و مصرف حداقلی پروتئین دامی برای سلامت تمامی افراد ضروری است، لذا در تعیین سیاست‌های قیمتی و یارانه‌ای باید به نحوی عمل شود که متضمن حداقل مصرف پروتئین دامی برای تک‌تک افراد جامعه باشد.
- همچنین کشش درآمدی گوشت ماهی و فرآورده‌های آن بیشتر از یک بوده که مبین این واقعیت است که تقاضای این ماده ارزشمند در جامعه وجود دارد. لکن به دلیل پایین بودن سطح درآمدی افراد جامعه، تقاضای مذکور به تقاضای مؤثر تبدیل نشده است. با عنایت به این که مصرف ماهی در ایران کمتر از حداقل‌های توصیه‌شده مصرفی آن است، پیشنهاد می‌شود افزایش تولید و عرضه این ماده ارزشمند غذایی توسط دولت مورد حمایت قرار گیرد.
- مثبت و کمتر از یک بودن کشش درآمدی تقاضای غلات، روغن، چربی‌ها و کره، میوه‌ها، سبزی‌ها، حبوبات و قند و شکر بیانگر این است که این محصولات در مناطق شهری در گروه کالاهای ضروری جای دارند. بنابراین سیاست‌های ناظر بر تولید و تأمین این گروه کالاهای و همچنین سیاست‌های ناظر بر

- پیش از هر گونه اقدامی در خصوص بررسی رفتار مصرف‌کنندگان با رویکرد برآورد سیستم تقاضا، شکل تابعی مناسب برای سیستم تقاضا با استفاده از مدل‌های مناسب مانند مدل تقاضای تفاضلی معمولی تعمیم‌یافته (GODDS) انتخاب شود.
- مصرف آن‌ها باید به گونه‌ای تنظیم گردند که تأمین حداقلی هر کدام از مواد غذایی موردنظر برای خانوارها امکان‌پذیر باشد.
- با عنایت به وظیفه مندی حاکمیت در تأمین امنیت غذایی جامعه، پیشنهاد می‌شود برای تضمین مصرف حداقلی گروه‌های کالایی در دهک‌های پایین درآمدی، از روش‌های مناسب همچون ارائه کالابرگ استفاده شود.

منابع

1. Abdi, F., Atarodi Kashani, Z., Mirmiran, P., & Esteki, T. (2015). Surveying global and Iranian food consumption patterns: a review of the literature. *Journal of FASA University of Medical Sciences* 5(2): 159-167. (In Persian)
2. Abdollahi, M., Mohammadi, F., Houshiar Rad, A., HajiFaragi, M., & Esfarjani, F. (2011). Shares of energy and nutrients intakes from subsidized food items in Iranian households in different socio-economic status. *Iranian Journal of Nutrition Sciences & Food Technology* 6(1): 43-56.
3. Abhari, B. (2003). Estimation of demand functions and analysis of consumption behavior in urban areas of West Azerbaijan province by analyzing the almost ideal demand system during the period 1979-80. Master Thesis in Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Tabriz. (In Persian)
4. Ahmed, E., Jalil, A., & Idrees, M. (2013). Almost ideal demand system and uniform taxation in Pakistan: econometric evidences for consumer goods in Pakistan, 1984-2008. *Applied Econometrics and International Development* 13(2): 211-220.
5. Akbari, A., Ahmadi-Javid, M., Ziyadeh, M.B., & Barakati, S.M. (2017). Estimation of food demand function of urban households in Sistan and Baluchestan province using NNDS and QUAIDS systems. *Agricultural Economics Research* 9(2): 93-116. (In Persian)
6. Ataei Salut, K., & Mohammadi, H. (2018). Determining the demand elasticity of selected food products in Mazandaran province using the model of the almost ideal demand system (AIDS): a case study of white meat, aquatic and red meat. *Agricultural Economics Research* 10(3): 173-186. (In Persian)
7. Barikani, E., Shajari, Sh., & Amjadi, A. (2007). Price and income elasticity of demand for food in Iran: a dynamic demand system. *Journal of Agricultural Economics and Development* 15(60): 125-145. (In Persian)
8. Baltagi, B.H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Ltd.
9. Barten, A. (1993). Consumer Allocation Models: Choice of Functional Form. *Empirical Economics* 18: 129-158.
10. Chengappa, P., Umanath, M., Vijayasathy, K., Babu, P., & Devika, C.M. (2017). Demand for agro processed food products: an evidence from Indian households. *Asian Journal of Agricultural Extension, Economics and Sociology* 16: 1-11. <https://doi.org/10.9734/AJAEES/2017/32091>.
11. Dehghanpour, H., & Bakhshoodeh, H. (2017). Investigating the welfare effects caused by price changes of protein-consumed food stuffs in urban households. *Journal of Agricultural Economics and Development* 25(99): 151-167. (In Persian)
12. Delavar, A., Yavari, G., Yazdani, S., Amjadi, A., & Mahmoodi, A. (2021). Testing of weak separability and estimating of meat demand system in Iran (application of Rotterdam demand system). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 52(2): 215-228. <https://doi.org/10.22059/ijaedr.2020.291333.668830>.
13. Eales, J., & Wessells, C.R. (1999). Testing separability of Japanese demand for meat and fish within differential demand systems. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 24: 114-126.
14. Ghorbani, M., & Mahjori Karmozdi, K. (2016). Differential generalized inverse demand system estimation (DGIDS) for animal protein in rural areas in Iran. *Rural Development Strategies* 3(2): 141-154. (In Persian)
15. Gilak Hakimabadi, M.T., Zaruki, Sh., & Rahmati, S. (2017). The loss of price increase in major food items, using the Panel-SURE method in the provinces of Iran. *Quantitative Economics Quarterly Journal* 14(4): 53-92. (In Persian)
16. Green, R., & Alston, J.M. (1990). Elasticities in AIDS models. *American Journal of Agricultural Economic* 72: 442-445.
17. Gujarati, D.N. (2005). *Basic Econometrics*. New Dehi. MC Graw-Hill.
18. Hoang Vu, L. (2020). Estimation and analysis of food demand patterns in Vietnam. *Economies* 8(11): 1-17. <https://doi.org/10.3390/economies8010011>.
19. Hooshmand, Z., Khodadad Kashi, F., & Khoshnevis, M. (2017). Evaluating the consumption behavior of urban families in Tehran. *The Journal of Economic Policy* 9(18): 183-203. (In Persian)
20. Melo, P., Abdul-Salam, Y., Roberts, D., Gilbert, A., Matthews, R., Colen, L., Mary, S., & Gomez Y Paloma, S. (2015). Income elasticities of food demand in Africa: a meta-analysis. EUR 27650 EN;

<https://doi.org/10.2791/661366>.

21. Mohamadzadeh, P., Behboodi, D., & Hekmati Farid, S. (2015). Comparing of demand systems in explaining of Iranian urban household consumption behavior. *Journal of Economic Research* 50(1): 193-216. (In Persian)
22. Mohammadzadeh, R., & Asgari, F. (2015). *Global market for agricultural products 2015 -2024*. Tehran, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute. (In Persian)
23. Mojaver-Hosseini, F. (2007). Estimation of price and income elasticities for the food and non-food goods groups using almost ideal demand system (AIDS). *Journal of Agricultural Economics and Development* 15(57; Special Issue of Agricultural Markets): 199-224. (In Persian)
24. Moschini, G., Moro, D., & Green, R. (1994). Maintaining and testing separability in demand systems. *American Journal of Agricultural Economics* 76(February):61-73.
25. Motafaker Azad, M.A., Agajani, H., & Amjadi, K. (2007). Studying the demand schedule and consumption behavior of the urban households of the country. *The Journal of Productivity Management* 2(2): 199-226. (In Persian)
26. Pelletier, D. (2015). Food and nutrition policy: A biological anthropologist's experiences from an academic platform. *American Journal of Human Biology* 27(1):16-26.
27. Sabouhi, M., & Ahmadpour, M. (2012). Estimation of Iran agricultural products demand functions using mathematical programming (Application of maximum entropy method). *Journal of Agricultural Economics* 6(1): 71-91. (In Persian)
28. Salehi, F., Abdollahi, Z., & Abdollahi, M. (2013). *Desirable food basket for the Iranian society*. Ministry of Health, Treatment and Medical Education, Office of Community Nutrition Improvement Qom, Andishe Mandegar Publication. (In Persian)
29. Selvanathan, E.A., Jayasinghe, M., Hossain, M.M., & Selvanathan, S. (2020). *Modelling the demand for meat in Bangladesh*. In: Islam, M., Hossain, M. (Eds) *Science and Technology Innovation for a Sustainable Economy*. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-47166-8_8.
30. Varhrami, V., Houshmand, Z., & Yousefi Hajiabad, R. (2015). Estimating the food price and income elasticities in Tehran urban households. *Economical Modeling* 9(32): 103-122. (In Persian)

پیوست ۱- نتیجه آزمون ایستایی متغیرهای موجود در سیستم GODDS در مناطق شهری

Appendix 1- The result of stationarity test of the variables in the GODDS system in urban areas

متغیر Variable	آماره LLC LLC Statistics	نتیجه Result
Cost share difference of the cereals	-7.86***	I(0)
Cost share difference of the livestock meat	-3.2***	I(0)
Cost share difference of the poultry meat	-2.02***	I(0)
Cost share difference of the fish meat, shrimp and its products	-2.49***	I(0)
Cost share difference of the dairy	-3.68***	I(0)
Cost share difference of the oil, fat and butter	-4.82***	I(0)
Cost share difference of the fruit	-4.72***	I(0)
Cost share difference of the vegetables	-5.6***	I(0)
Cost share difference of the pulses	-3.95***	I(0)
Cost share difference of the sugar	-9.73***	I(0)
Price logarithm difference of the cereals	-4.22***	I(0)
Price logarithm difference of the livestock meat	-4.6***	I(0)
Price logarithm difference of the poultry meat	-4.27***	I(0)
Price logarithm difference of the fish meat, shrimp and its products	-4.73***	I(0)
Price logarithm difference of the dairy	-2.97***	I(0)
Price logarithm difference of the oil, fat and butter	-3.27***	I(0)
Price logarithm difference of the fruit	-4.48***	I(0)
Price logarithm difference of the vegetables	-4.18***	I(0)
Price logarithm difference of the pulses	-5.4***	I(0)
Price logarithm difference of the sugar	-3.27***	I(0)
Logarithm difference of the cereals quantitative index	-3.08***	I(0)
Logarithm difference of the livestock meat quantitative index	-5.06***	I(0)
Logarithm difference of the poultry meat quantitative index	-2.44***	I(0)
Logarithm difference of the fish meat, shrimp and its products quantitative index	-4.44***	I(0)
Logarithm difference of the dairy quantitative index	-4.22***	I(0)
Logarithm difference of the oil, fat and butter quantitative index	-5.28***	I(0)
Logarithm difference of the fruit quantitative index	-5.14***	I(0)
Logarithm difference of the vegetables quantitative index	-5.52***	I(0)
Logarithm difference of the pulses quantitative index	-4.77***	I(0)
Logarithm difference of the sugar quantitative index	-3.97***	I(0)

*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد
*** Significance at the 1 percent

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

پیوست ۲- نتیجه آزمون ایستایی متغیرهای موجود در سیستم AIDS در مناطق شهری

Appendix 2- The result of stationarity test of the variables in the AIDS system in urban areas

متغیر Variable	LLC Statistics LLC	متغیر Variable
The share of cereals in total cost	-4.72***	I(0)
The share of livestock meat in total cost	-1.98**	I(0)
The share of poultry meat in total cost	-1.49*	I(0)
The share of fish meat, shrimp and its products in total cost	-1.82**	I(0)
The share of dairy in total cost	-5.05***	I(0)
The share of oil, fat and butter in total cost	-1.56**	I(0)
The share of fruit in total cost	-2.74***	I(0)
The share of vegetables in total cost	-4.84***	I(0)
The share of pulses in total cost	-4.04***	I(0)
The share of sugar in total cost	-6.36***	I(0)
Price index of cereals	-5.83***	I(0)
Price index of livestock meat	-10.65***	I(0)
Price index of poultry meat	-1.94**	I(0)
Price index of fish meat, shrimp and its products	-3.72***	I(0)
Price index of dairy	-2.17***	I(0)
Price index of oil, fat and butter	-3.63***	I(0)
Price index of fruit	-5.24***	I(0)
Price index of vegetables	-1.9**	I(0)
Price index of pulses	-3.76***	I(0)
Price index of sugar	-8.89***	I(0)
Real cost of cereals	-3.32***	I(0)
Real cost of livestock meat	-1.88**	I(0)
Real cost of poultry meat	-1.82**	I(0)
Real cost of fish meat, shrimp and its products	-1.3*	I(0)
Real cost of dairy	-2.56**	I(0)
Real cost of oil, fat and butter	-2.19**	I(0)
Real cost of fruit	-1.98**	I(0)
Real cost of vegetables	-2.86**	I(0)
Real cost of pulses	-1.67**	I(0)
Real cost of sugar	-4.05***	I(0)

*, **, *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

Source: Research findings

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Contents

On Food Insecurity and the Economic Valuation of Food in Iran	207
M. Ghahramanzadeh, F. Jafarzadeh, R. Fathi	
Evaluating Native Communities Preferences for Conservation of Forest Ecosystem (Case Study: Shiyadeh and Diva Forests)	227
H. Hajizadeh, A. Fallah, S. Hosseini	
Assessing the Effect of Climate Change and Food Price Index on Food Security of Urban Households in Iran	249
A. Fatahi Ardakani, F. Sakhi, Y. Bostan, M. Rezvani	
Investigating Drivers of the Price of Meat Types in Iran Using Panel-SVAR Model	265
R. Heydari	
Application of the Combined Index, Decomposing-Decoupling of Energy Consumption in the Agricultural and Industrial Sectors of Iran	287
S. Naghavi	
The Effect of Drought on Rural Farmers Households Resilience Index	301
Sh. Zarif Moradian, M. Daneshvar Khakhki, M. Sabouhi Sabouni	
Consumer Behavior and Demand for Basic Foodstuffs in Urban Areas of Iran Using Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS): Application of Panel-SURE Method	317
E. Barikani, A. Amjadi	

Agricultural Economics & Development

(AGRICULTURAL SCIENCES AND TECHNOLOGY)

Vol. 36

No.3

2022

Published by: Ferdowsi University of Mashhad (College of Agriculture) Iran.

Editor in charge: Valizadeh, R. (Ruminant Nutrition)

General Chief Editor: Shahnoushi, N(Economics & Agricultural)

Editorial Board:

Akbari, A	Agricultural Economics	Prof. University of Sistan & Baluchestan.
Abdeshahi, A	Agricultural Economics	Asso Prof. Agricultural Sciences and Natural Resources University of Khuzestan.
Bakhshoodeh, M	Agricultural Economics	Prof. Shiraz University.
Daneshvar Kakhki, M	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Dourandish, A	Agricultural Economics	Asso Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Dashti, GH	Agricultural Economics	Asso Prof. University of Tabriz.
Homayounifar, H	Economics	Asso Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Karbasi, A.R	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Mahdavi Adeli, M.H	Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
M. Mojaverian	Agricultural Economics	Asso Prof. Sari Agricultural Sciences and Natural Resources.
Najafi, B	Agricultural Economics	Prof. Shiraz University.
Rastegari Henneberry, Sh	Agricultural Economics	Prof. Oklahoma State University.
Sadr, K	Agricultural Economics	Prof. University of Shahid Beheshti.Tehran.
Salami, H	Agricultural Economics	Prof. Tehran University.
Shahnoushi, N	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Sabouhi sabouni, M	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Saghaian, S.H	Agricultural Economics	Prof. Department of Agricultural Economics, University of Kentucky, UK.
Zibaei, M	Agricultural Economics	Prof. Shiraz University.
Robert Reed, M	Agricultural Economics	University of Kentucky.

Publisher: Ferdowsi University of Mashhad (College of Agriculture).

Address: College of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.

P.O.BOX: 91775- 1163

Fax: +98 -0511- 8787430

E-Mail: Jead2@um.ac.ir

Web Site: <https://jead.um.ac.ir/>



Ferdowsi University
of Mashhad

Vol.36

No.3

2022

Journal of Agricultural Economics & Development

(Agricultural Sciences and Technology)

ISSN:2008-4722

Contents

On Food Insecurity and the Economic Valuation of Food in Iran	207
M. Ghahramanzadeh, F. Jafarzadeh, R. Fathi	
Evaluating Native Communities Preferences for Conservation of Forest Ecosystem (Case Study: Shiyadeh and Diva Forests)	227
H. Hajizadeh, A. Fallah, S. Hosseini	
Assessing the Effect of Climate Change and Food Price Index on Food Security of Urban Households in Iran	249
A. Fatahi Ardakani, F. Sakhi, Y. Bostan, M. Rezvani	
Investigating Drivers of the Price of Meat Types in Iran Using Panel-SVAR Model	265
R. Heydari	
Application of the Combined Index, Decomposing-Decoupling of Energy Consumption in the Agricultural and Industrial Sectors of Iran	287
S. Naghavi	
The Effect of Drought on Rural Farmers Households Resilience Index	301
Sh. Zarif Moradian, M. Daneshvar Khakhki, M. Sabouhi Sabouni	
Consumer Behavior and Demand for Basic Foodstuffs in Urban Areas of Iran Using Generalized Ordinary Differential Demand System (GODDS): Application of Panel-SURE Method	317
E. Barikani, A. Amjadi	