

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**

P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>
*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences,
 Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.*

© Copyright © 2026 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.


This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial
 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses
 of the work are permitted, provided the original work is properly cited.



Dynamic Analysis of the Economic Effects of Wheat Pricing Policy in Iran: Application of Censored Quantile Autoregressive Method

Raheleh Shayeghan¹ , Ebrahim Moradi² 

Type of Article: Research

 <https://doi.org/10.22084/aes.2025.31142.3805>

Received: 2025/06/16; Revised: 2025/09/17; Accepted: 2025/09/22

Pp: 187-209

Abstract

this study investigates the dynamic effects of wheat price support policies in Iran, with a specific focus on their impact on market price fluctuations. The primary objective is to assess the effectiveness of guaranteed price policies in stabilizing wheat prices and their long-term consequences for the wheat market. Employing a Censored Quintile Autoregressive (CQAR) model and comprehensive wheat price data spanning 1989 to 2024 (1368-1403 Persian calendar), this research examines how support policies influence price distribution in both short and long terms. The study also utilizes Monte Carlo simulation techniques to evaluate different price support scenarios findings reveal that price support policies significantly mitigate price volatility, particularly in lower quintiles (0.1 and 0.3) of the price distribution, government interventions through guaranteed purchases and strategic reserves demonstrate dynamic effects: Short-term, Prevent sharp price declines. Long-term: Create downward pressure when releasing reserves. More aggressive support scenarios (e.g., 12% price supports) achieve greater stability but at significantly higher fiscal costs. While current policies have successfully stabilized Iran's wheat market, the study recommends policy revisions to better balance agricultural support with fiscal sustainability. Critical recommendations include precision targeting of support measures toward vulnerable farmers, Cost-based pricing that reflects actual production expenses advanced monitoring systems to track domestic and international market dynamics. The research concludes that data-driven, adaptive price support mechanisms are essential for simultaneously achieving food security objectives and safeguarding farmer welfare.

Keywords: Iran, Agricultural Price Supports, Wheat Market, Quintile Regression Analysis, Food Security Policy.

JEL Classification: Q160, Q110, Q180.

1. Ph.D. Student in Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Siستان and Baluchestan, Zahedan, Iran.

2. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Siستان and Baluchestan, Zahedan, Iran (Corresponding Author). **Email:** eb_moradi@eco.usb.ac.ir

1. Introduction

Evaluating the effects of price support policies has been a significant issue for policymakers and economists (Chavas, Hummels, & Wright, 2019; Gouel, 2013; Headey & Fan, 2008; Li, Chavas, & Li, 2022; Newbery & Stiglitz, 1981). Wheat pricing policies in Iran are primarily implemented to ensure food security, support farmers, and control the price of bread as a staple commodity. These policies combine government price-setting, subsidies, and regulated support mechanisms. Typically, before the planting season, the government announces a guaranteed purchase price for wheat from farmers, which is generally set above production costs and accounts for inflation.

A key question regarding the relationship between prices is: To what extent are price support programs effective in reducing market price volatility (farm-gate prices)? How do these programs affect price distribution in the short and long term? These questions are also raised by economists and policymakers in other developing countries currently implementing price support programs. Addressing these questions forms the primary motivation for this study. The following sections present the theoretical framework, research methodology, model estimation results, and conclusions with recommendations.

One key feature of a price support program is the establishment of a floor price by the government and the purchase of the commodity (thus creating public reserves) to prevent prices from falling below the floor. This creates a short-term censoring effect, eliminating the possibility of prices dropping below the support level and tending to increase average prices. However, a price support program also has long-term price effects when the government decides to release its reserves, exerting downward pressure on prices. The net effects of a price support program combine these short- and long-term effects, highlighting the importance of dynamic analysis and the utility of the CQAR approach (Li et al., 2022).

This study conducts a dynamic analysis of the effects of wheat price support policies in Iran, focusing on their impact on market price volatility. The primary objective is to evaluate the efficiency of guaranteed price policies in reducing price volatility and their long-term effects on the wheat market.

2. Methodology

Market prices are determined by the equilibrium of supply and demand. This equation includes the government's net purchases at time t . Due to statistical limitations regarding the volume of wheat reserves and exact purchase quantities in Iran, this study focuses on a simplified price equilibrium model based on Zellner and Palm (1974) and Li, Chavas, & Li (2022).

$$P_t^g(P_{t-1}, \dots, P_{t-m}, G, x_t) \quad (1)$$

$$P_t^g = \max(P_t^*, SP_t) \quad (2)$$

In this equation, P_t^* represents the market price without government purchases, and SP_t is the government's support price. In a stable policy, the release of stored wheat exerts downward pressure on prices. While Equation (2) illustrates the censoring effect of the price support program on the lower tail of the price distribution, it is also necessary to consider the effects of releasing public reserves on prices. This is done by specifying a characteristic for P_t^* in Equation (2), where the effects of releasing public reserves on price P_t^* are expressed as follows

$\sum_{j=1}^J \delta_j S_{t-j}$ and $S_t = \max\{0, SP_t - kP_t\}$ measure the significance of the price support program at time t . When the support program is minimal, $S_t = 0$, and $SP_t \leq kP_t$. The variable S_t increases with the scale of the price support program, i.e., when $SP_t \geq kP_t$. Within this framework, $\sum_{j=1}^J \delta_j S_{t-j}$ reflects the impact of releasing public wheat reserves on price P_t , proportional to S_{t-j} (the significance of the price support program at time $t-j$). Generally, $\delta_j < 0$

indicates the negative effects of releasing public wheat reserves on prices after j periods. $\delta_j = (\gamma_0 / J) + (\gamma_1(j - 1) / J), j = 1, 2, \dots, J$, such that: $\sum_{j=1}^J \delta_j S_{t-j} = \gamma_0 SL_t + \gamma_1 SSL_t$

$$SL_t = \left(\sum_{j=1}^J S_{t-j} \right) / J \tag{3}$$

$$SSL_t = \left(\sum_{j=1}^J S_{t-j} (j - 1) \right) / J \tag{4}$$

The variables SL_t and SSL_t depend on the lag S_t , where SL_t is a simple lag measure of support, and SSL_t is a weighted lag measure of support. The parameter γ_0 reflects the effect of releasing crop reserves. The value of $\gamma_0 < 0$ indicates the time when the release of government reserves exerts negative pressure on price P_t^s . The parameter γ_1 shows how this effect changes over time. To assess price volatility and its relationship with government policies, the evolutionary price distribution is examined. Following [Koenker \(2005\)](#) and [Koenker & Xiao \(2006\)](#), a quantile specification P^* is used, expressed as follows:

$$P^*(q | P_{t-1}, \dots, P_{t-m}, SL_t, SSL_t, x_t) = \beta_{0,q} + \beta_{L,q} SL_t + \beta_{LL,q} SSL_t + \beta_{x,q} x_t + \sum_{j=1}^m \beta_{t,q} P_{t-i} = X(.)\beta_q \tag{5}$$

In this equation, $q \in (0, 1)$ and $X(.)$ are vectors of explanatory variables, and β_q is a vector of model parameters. Combining Equations (2) and (5) yields the following censored quantile regression model:

$$P^q(P_{t-1}, \dots, P_{t-m}, SL_t, SSL_t, x_t) = \max \{ X(.)\beta_q, SP_t \} \tag{6}$$

In this study, using the Censored Quantile Auto regression (CQAR) model and seasonal wheat price data (from 1989 to 2024), the impact of support policies on price distribution in the short and long term was examined. Additionally, Monte Carlo simulation methods were used to forecast the effects of various price support scenarios.

3. Discussion

As part of the exogenous variables, a linear time trend (t) was included to account for structural changes, and seasonal dummy variables d_{3t} were included to capture seasonal effects. d_{3t} d_{2t} . The estimated parameters of the CQAR model are reported for selected quantiles $q \in (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9)$. For comparison, the results of the Tobit model are also presented. The CQAR estimates show that the variable SL_t affects prices, at least for some quantiles. For example, the coefficient SL_t at the 0.1 quantile is -0.247, while its absolute value increases at higher quantiles, reaching -1.670 at the 0.9 quantile. This indicates that the price support policy has stronger negative short-term effects on P_t . Except at the 0.5 quantile, SL_t is significant and has a negative effect on market prices. SSL_t , at the 0.3, 0.7, and 0.9 quintiles, has a positive and significant effect on prices, while in other quantiles, it either has a negative effect or is insignificant. The time trend variable t and seasonal dummy variables have no significant effect on prices. Thus, the government's price support policy can reduce market price volatility (farm-gate prices). Wheat prices exhibit a positive and significant dependence on their first lag but a negative and significant effect on their second lag. The estimated model provides valuable insights into the effects of the price support policy on market price volatility and price adjustments over time, serving as a basis for evaluating the conditional price distribution function. The results indicate significant price volatility from 1989 to 2002, followed by a notable reduction in volatility during the 2002–2019 period. After 2019, volatility increased again.

To examine the effects of government price support, Monte Carlo simulations and final regression effects were conducted for a 10-year (40-season) future period. The dynamic effects

of the price support program were evaluated under various scenarios. To quantify the effects of different support levels, a stochastic wheat price simulation was performed. Inspired by previous studies (Li et al., 2022; Miranda & Helmsberger, 1988), a random number generator was used, and wheat prices were forecasted for the next 10 years. Based on these prices and using the equation $SP_t = (1 + \omega) \times E_{t-1} [\hat{P}_{t-1}]$ applied in studies by Qian, Ito, & Zhao (2020) and Li et al. (2022), different price support scenarios S_0 to S_3 were simulated, ranging from zero price support ($\omega = 0$), 6% price support ($\omega = 0.06$) consistent with past trends, 9% price support ($\omega = 0.09$) and 12% price support ($\omega = 0.12$). Using the estimated Tobit regression coefficients, various market prices and their distributions were simulated. The results showed that, with seasonal data, the market price distribution is nearly identical. However, market prices are affected by different rates of price support, with a 12% seasonal price support impacting the final years of the period.

4. Conclusion

This study examines the effects of wheat price support policies in Iran, focusing on the dynamic analysis of price volatility and the impact of these policies on the wheat market. The results indicate that price support policies, particularly the guaranteed purchase price for wheat, have significantly reduced market price volatility. These policies, by establishing a price floor, prevent sharp price declines and support farmers' income. Additionally, government interventions in the wheat market through guaranteed purchases and product storage have dynamic effects on prices in both the short and long term. A key finding is the varying impact of price support policies across different quantiles of the price distribution. For instance, in lower quantiles (e.g., 0.1 and 0.3), the effect of the support policy is stronger, leading to greater reductions in price volatility. This indicates the effectiveness of support policies in stabilizing prices under adverse market conditions. Conversely, in higher quantiles (e.g., 0.7 and 0.9), the effect is less pronounced, likely due to policy constraints or external factors such as global wheat price fluctuations.

Future simulations suggest that increasing the level of price support can further reduce price volatility, but this comes at a cost to the government. Notably, the 12% price support scenario significantly reduces volatility but imposes a substantial financial burden on the government budget. This highlights the need for a balance between supporting farmers and maintaining fiscal sustainability. Based on the study's findings, it is recommended that price support policies be designed to maximize farmers' welfare. This can be achieved by setting guaranteed prices aligned with production costs and regional conditions. Instead of relying solely on guaranteed prices, complementary tools such as crop insurance, low-interest loans, and technical training can help reduce dependence on direct price support.

Acknowledgments

The authors extend their sincere gratitude to the anonymous peer reviewers for their insightful critiques and constructive suggestions, which significantly enhanced the clarity and scholarly rigor of this manuscript.

Author Contributions

This research is derived from the first author's doctoral dissertation. The primary data collection, encompassing all observational and analytical components, was conducted by the first author under the direct supervision and mentorship of the second author.

Conflict of Interest

In adherence to ethical publication standards, the authors affirm that there are no conflicts of interest, either personal or financial, that could have influenced the content or conclusions presented in this research.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



تحلیل پویای اثرات اقتصادی سیاست قیمتی گندم در ایران: کاربرد روش خودرگرسیون کوانتیل سانسور شده

راحله شایگان^۱ ID، ابراهیم مرادی^۲ ID

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://doi.org/10.22084/aes.2025.31142.3805>
 تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۲۶، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۶/۲۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۳۱
 صص: ۲۰۹-۱۸۷

چکیده

پژوهش حاضر، به تحلیل پویای اثرات سیاست‌های حمایت قیمتی گندم در ایران پرداخته است، با تمرکز بر تأثیر این سیاست‌ها بر نوسانات قیمت بازار، هدف اصلی، ارزیابی کارایی سیاست‌های قیمت تضمینی در کاهش نوسانات قیمت و تأثیرات بلندمدت آن بر بازار گندم است. در این پژوهش، با استفاده از مدل خودرگرسیون کوانتیل سانسور شده (CQAR) و داده‌های فصلی قیمت گندم (از سال ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳)، تأثیر سیاست‌های حمایتی بر توزیع قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شد. همچنین، از روش‌های شبیه‌سازی «مونت کارلو» برای پیش‌بینی اثرات سناریوهای مختلف حمایت قیمتی استفاده گردید. نتایج نشان داد که سیاست حمایت قیمتی به‌طور معناداری، به‌ویژه در چندک‌های پایین توزیع قیمت نوسانات قیمت را کاهش داده است. مداخله دولت از طریق خرید تضمینی و ذخیره‌سازی، اثرات پویایی بر قیمت دارد. در کوتاه‌مدت از کاهش شدید قیمت جلوگیری می‌کند، اما آزادسازی ذخایر در بلندمدت فشار نزولی بر قیمت وارد می‌نماید. سناریوهای حمایت قیمتی بالاتر (مانند ۱۲٪)، نوسانات را بیشتر کاهش می‌دهند، اما هزینه‌های مالی سنگینی برای دولت به‌همراه دارند. سیاست‌های فعلی حمایت قیمتی در تثبیت بازار گندم مؤثر بوده‌اند، اما نیاز به بازنگری دارند تا بین حمایت از کشاورزان و پایداری مالی دولت تعادل ایجاد شود. تمرکز حمایت‌ها بر کشاورزان و تنظیم قیمت‌های تضمینی بر اساس هزینه‌های واقعی تولید، ایجاد سیستم پویای پایش قیمت و عرضه برای پاسخ‌گویی به نوسانات داخلی و جهانی پیشنهاد می‌گردد. در نهایت، این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌های حمایت قیمتی باید با رویکردی پویا و مبتنی بر داده‌ها طراحی شوند تا هم‌زمان امنیت غذایی و رفاه کشاورزان را تأمین کنند.

کلیدواژگان: ایران، قیمت حمایتی، گندم، رگرسیون کوانتیل، امنیت غذایی.

طبقه‌بندی JEL: Q160, Q110, Q180.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.

Email: rshayegan81@gmail.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسنده مسئول).

Email: eb_moradi@eco.usb.ac.ir

۱. مقدمه

ارزیابی اثرات سیاست‌های حمایت قیمتی موضوع مهمی برای سیاست‌گذاران و اقتصاددانان بوده است (نیوبری^۱، ۱۹۸۱؛ لی^۲، ۲۰۲۲؛ گوئل^۳، ۲۰۱۳؛ هیدی^۴، ۲۰۰۸؛ شواو^۵، ۲۰۱۹). قبل از سال ۱۹۹۰م، سیاست حمایت قیمتی به‌طور گسترده‌ای توسط کشورهای توسعه‌یافته انجام می‌شد از سال ۱۹۹۰، با تشویق سازمان تجارت جهانی (WTO) سیاست کشاورزی در ایالات متحده آمریکا و اروپا از اتکا به برنامه حمایت قیمتی فاصله گرفته است. باوجود این کشورهای در حال توسعه، مانند بسیاری از کشورهای آسیایی و آفریقایی سیاست‌های حمایت از قیمت محصولات کشاورزی خود را ادامه داده‌اند. در مطالعات خارجی که انجام شده، جنبه‌های مختلف اثرات سیاست قیمتی مانند اثر آن بر تولید محصولات کشاورزی، رفتار کشاورزان، درآمد کشاورزان و رفاه کشاورزان بررسی شده است (لونبرگر^۶، ۱۹۹۲؛ میراندا^۷، ۱۹۸۸؛ میسون^۸، ۲۰۱۳؛ قیان^۹، ۲۰۲۰؛ لی^{۱۰}، ۲۰۲۲).

سیاست‌های تعیین قیمت گندم در ایران عمدتاً با هدف تأمین امنیت غذایی، حمایت از کشاورزان و کنترل قیمت نان به‌عنوان کالایی اساسی اجرا می‌شود. این سیاست‌ها ترکیبی از قیمت‌گذاری دولتی، یارانه و حمایت‌های تنظیم‌شده است. دولت هر ساله عموماً، قبل از فصل کشت، قیمت تضمینی خرید گندم از کشاورزان را اعلام می‌کند. این قیمت معمولاً بالاتر از هزینه تولید و با در نظر گرفتن تورم تعیین می‌شود (محققی و همکاران، ۱۳۹۱). هدف از خرید تضمینی گندم، حمایت از کشاورزان و تضمین درآمد آن‌ها، تشویق به کشت گندم و افزایش تولید داخلی و کاهش وابستگی به واردات گندم یا خودکفایی در تولید گندم اعلام شده است. از طرفی، دولت با اختصاص یارانه به بخش زیادی از آرد و نان در کشور قیمت آن را کنترل می‌کند. اختلاف بین هزینه تمام‌شده (شامل: قیمت گندم، فرآوری و توزیع) و قیمت فروش نان، از طریق یارانه دولتی جبران می‌شود. این یارانه، سالانه بخش قابل توجهی از بودجه دولت را مصرف می‌کند. از طرفی دولت در سال‌های گذشته، بخشی از نهاده‌های تولید را با قیمت ارزان‌تر در اختیار تولیدکنندگان قرار داده تا بخشی از هزینه‌های تولید را کاهش دهد. بخشی از عرضه گندم و آرد به قیمت دولتی و بخش دیگر در بازار به قیمت آزاد عرضه می‌شود (آقازاده و همکاران، ۱۳۹۸؛ حسینی و همکاران، ۱۳۸۹).

بالاترین میزان خرید تضمینی گندم مربوط به سال ۱۳۹۵ با ۱۱ میلیون و ۵۲۰ هزار تن است و در سال ۱۴۰۰ میزان خرید تضمینی گندم ۴ میلیون و ۵۰۰ هزار تن بود که ۷ میلیون تن گندم به کشور وارد شده است؛ در آن سال، ارزش واردات گندم حدود ۲/۴ میلیارد دلار بود. در سال ۱۴۰۳ دولت بیش از ۱۱ میلیون تن گندم با قیمت تضمینی

¹ Newbery

² Li

³ Gouel

⁴ Headey

⁵ Chavas

⁶ Luenberger

⁷ Miranda

⁸ Mason

⁹ Qian

¹⁰ Li

از کشاورزان خریداری کرده است.^۱ با توجه به این که نوسانات قیمت سرخرمن گندم و نوسانات قیمت خرید تضمینی گندم در سال‌های مختلف، گندم‌کاران را با عدم اطمینان جدی مواجه کرده و امنیت غذایی کشور را نیز تحت تأثیر قرار داده است؛ لذا پژوهش در این زمینه ضرورت دارد.

پرسش‌های پژوهش: در زمینه ارتباط بین قیمت‌ها این پرسش مطرح می‌شود که، برنامه‌های حمایت قیمتی تا چه اندازه در کاهش نوسانات قیمت بازار (قیمت سرمزرعه) مؤثر هستند؟ این برنامه‌ها چگونه بر توزیع قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر می‌گذارند؟ در سایر کشورهای در حال توسعه نیز، اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در کشورهای در حال توسعه که هم‌اکنون برنامه‌های حمایت قیمتی را اجرا می‌کنند، این پرسش‌ها را مطرح می‌کنند. پاسخ به این پرسش‌ها انگیزه اصلی این مطالعه را فراهم می‌کند؛ در ادامه، مبانی نظری پژوهش، روش پژوهش، نتایج حاصل از برآورد مدل و نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات پژوهش

ارزیابی اثرات یک سیاست حمایت قیمتی مستلزم ارزیابی توزیع قیمت‌های بازار و تکامل آن‌ها در طول زمان است. با محدود کردن احتمال مواجهه با قیمت‌های پایین، سیاست‌های حمایت قیمتی دم پایین توزیع قیمت را سانسور می‌کنند. تحلیل تجربی در این پژوهش بر مدل خودرگرسیون کوانتیل سانسور شده (CQAR) متکی است که یک نمایش دقیق و انعطاف‌پذیر از دینامیک توزیع قیمت ارائه می‌دهد. این مطالعه، رویکرد اقتصادسنجی برای مدل‌سازی نوسانات قیمت پویا در حضور اثرات سانسور، ارائه می‌کند. علاقه روزافزونی به استفاده از مدل‌های CQAR در اقتصادسنجی کاربردی وجود دارد (چرنوژوکوف و هنگ، ۲۰۰۲؛ چوی و پورتنوی، ۲۰۱۶).

یکی از ویژگی‌های کلیدی یک برنامه حمایت قیمتی، تعیین قیمت کف توسط دولت و خرید کالا (و در نتیجه ایجاد ذخیره عمومی) برای جلوگیری از کاهش قیمت، زیر قیمت کف است. این امر یک اثر سانسور کوتاه‌مدت ایجاد می‌کند که چشم‌انداز مواجهه با قیمت‌هایی پایین‌تر از قیمت حمایتی را از بین می‌برد و تمایل به افزایش قیمت متوسط دارد. با این حال، یک برنامه حمایت قیمتی هم‌چنین دارای اثرات قیمت بلندمدت است که زمانی ایجاد می‌شود که دولت تصمیم به آزادسازی ذخایر خود می‌گیرد. چنین آزادسازی فشار نزولی بر قیمت‌ها وارد می‌کند. اثرات خالص یک برنامه حمایت قیمتی شامل ترکیبی از این اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت است؛ این اهمیت یک تحلیل پویا و مفید بودن رویکرد CQAR را برجسته می‌کند (لی، شاولی و لی، ۲۰۲۲).

۲-۱. سیاست حمایت قیمتی

بازار یک کالای قابل ذخیره مشخص در کشور را در نظر بگیرید. در زمان t ، تابع عرضه به صورت $Q^d(P_t)$ و تابع تقاضای مارشالی به صورت $Q^s(P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-m}, x_t)$ است، که در آن $P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-m}$ قیمت‌های گذشته و x_t عوامل خارجی (از جمله عوامل ریسک) هستند که بر عرضه تأثیر

^۱ روزنامه دنیای اقتصاد ۲۲ مرداد ۱۴۰۳ و سایر

^۲ Chernozhukov & Hong

^۳ Choi & Portnoy, 2016

^۴ Li, Chavas, & Li

می‌گذارند. عرضه شامل تولید داخلی، واردات خالص و همچنین انتشار خالص ذخایر در بازار داخلی است. قیمت‌های گذشته $P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-m}$ تنظیمات آهسته در عرضه را نشان می‌دهند. فرض می‌شود تابع عرضه شیب رو به بالا $\partial Q_s / \partial P_t > 0$ و تابع تقاضا شیب رو به پایین $\partial Q_d / \partial P_t < 0$ دارد. بدون مداخله دولت، قیمت بازار P_t^e خواهد بود که شرط تعادل بازار $Q^d(P_t) = Q^s(P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-m}, x_t)$ را برقرار می‌کند. اکنون اگر مداخله دولت در بازار داخلی در نظر گرفته شود. یک سیاست دولتی G و یک قاعده تصمیم‌گیری سیاستی $Q_t^g(G)$ وجود دارد که در آن مقدار خالص خریداری شده (یا فروخته شده اگر منفی باشد) توسط دولت در زمان t است. در چنین مداخله دولتی، تعادل بازار به صورت زیر می‌شود:

$$Q^s(P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-m}, x_t) = Q^d(P_t) + Q_t^g(G) \quad (1)$$

رابطه فوق می‌تواند برای قیمت بازار حل شده و قیمت مرتبط P_t^g شکل گیرد. ماهیت قاعده تصمیم‌گیری دولت $Q_t^g(G)$ در ادامه مورد بحث قرار خواهد گرفت. واضح است که مداخله دولت زمانی بر قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد که $Q_t^g(G) \neq 0$ باشد. بررسی ماهیت این تأثیرات موضوع اصلی این پژوهش است. اگر یک دامنه یا باند قیمت در نظر گرفته شود که $G = (P_L, P_H)$ است، یک حمایت قیمتی است که خرید دولت در بازار داخلی را تحریک می‌کند و دولت اقدام به خرید محصول می‌کند، P_H یک سقف قیمت است که فروش دولت را تحریک می‌کند (نیوبری و استیگلیتز^۱، ۱۹۸۱).

چگونه یک سیاست دامنه یا باند قیمت (P_L, P_H) بر قیمت P_t^g تأثیر می‌گذارد؟ به طور کلی، $P_t^g \in (P_L, P_H)$ بنابراین عملکرد دولت در بازار از افزایش بیش از اندازه قیمت و کاهش بیش از اندازه قیمت جلوگیری می‌کند و قرار گرفتن در معرض ریسک پایین و بالای قیمت را کاهش می‌دهد. و نهایتاً هر دو اثر نوسانات قیمت و قرار گرفتن در معرض ریسک قیمت را کاهش می‌دهند.

سیاست‌های حمایت قیمتی معمولاً شامل یک قیمت کف P_L است که توسط سازمان‌های دولتی به طور رسمی اعلام می‌شود و... برای همه فعالان بازار شناخته شده است. در کشورهای توسعه یافته مانند آمریکا و اتحادیه اروپا سیاست‌های حمایت قیمتی اجرا می‌شود؛ همین‌طور در کشورهای در حال توسعه مانند چین نیز سیاست‌های مشابهی وجود دارد. در ایران سیاست خرید قیمت تضمینی محصولات کشاورزی اجرا می‌شود، که قیمت تضمینی محصولات کشاورزی در جدول (۱) آورده شده است.

¹ Newbery & Stiglitz

جدول ۱: قیمت تضمینی خرید محصولات کشاورزی سال زراعی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ (شورای عالی قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی مهر ۱۴۰۳).

Tab. 1: Guaranteed prices for purchasing agricultural products in the cropping year 2024-2025 (Supreme Council for Agricultural Product Pricing, October 2024).

ردیف	نام محصول	قیمت (ریال)
۱	گندم معمولی	۲۰۵۰۰۰
۲	گندم دروم	۲۱۰۰۰۰
۳	ذرت	۱۳۵۰۰۰

بازار گندم در ایران، تحت تأثیر سیاست خرید تضمینی، سیاست غذای ارزان (یارانه مصرف‌کننده)، موانع غیرتعرفه‌ای (واردات و صادرات دولتی) و یارانه به نهاده‌ها است.

وقتی که $Q_t^g > 0$ است، یعنی این که دولت محصول را خریداری می‌کند. دولت سعی می‌کند ذخیره محصول را در آینده به سطح مطمئن برساند؛ به طوری که پاسخ‌گوی نیاز کشور باشد. این ذخیره‌سازی می‌تواند در J دوره اتفاق بیفتد. فرض کنید که بعد از خرید $Q_t^g \geq 0$ در سال t ، دولت تصمیم دارد تا در سال t ذخیره را به $\sum_{j=1}^J \alpha_j (G) Q_{t-j}^g$ برساند، که شامل سهم مصرف نشده در دوره‌های قبل می‌شود. پس خرید امسال تحت تأثیر مقدار خرید سال‌های قبل Q_{t-j}^g قرار می‌گیرد و یک مفهوم پویا برای قیمت P_t^g ایجاد خواهد کرد و نشان می‌دهد سیاست حمایت قیمتی یک اثر پویا روی قیمت محصول دارد، برای در نظر گرفتن پویایی قیمت $P_t^g(P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-m}, x_t)$ به صورت تابعی از قیمت‌های سال قبل و سایر عوامل مؤثر در نظر گرفته شد (لی و همکاران؛ ۲۰۲۲).

۲-۲. پیشینه پژوهش

بررسی مطالعات داخلی مانند: «حیدری و همکاران (۱۴۰۴)»، در مقاله‌ای با عنوان، «تحلیل اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در ایران» به بررسی تأثیر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی مانند حجم پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز و درجه باز بودن تجاری بر تورم مواد غذایی در ایران می‌پردازد؛ این مطالعه از مدل غیرخطی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (NARDL) برای تحلیل داده‌های سالانه دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۲ م. استفاده کرده است. «محتشمی و «توکلی» (۱۴۰۲)»، یک چارچوب معادلات هم‌زمان به منظور بررسی ارتباط سیاست‌های پولی و مالی با تولید و قیمت مواد غذایی در کشور ارائه کردند. با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، معادلات رفتاری مربوطه به طور مجزا با به‌کارگیری اطلاعات سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۷ برآورد شده و سپس مدل به صورت یک سیستم معادلات با به‌کارگیری روش گاوس سایدل اجرا شده است؛ در ادامه، شبیه‌سازی سناریوهای مختلف برای بررسی اثر تغییرات در نرخ بهره، حجم پول و سرمایه‌گذاری عمومی دولت بر ابعاد مختلف امنیت غذایی صورت گرفت. نتایج نشان داد، سرمایه‌گذاری دولتی در بخش کشاورزی و مخارج سرمایه‌گذاری عمومی دولت، به واسطه موجودی سرمایه، اثر مثبتی بر تولید غذا اعمال می‌کنند.

¹ Li et al

«سبزه‌گر» (۱۴۰۰)، با استفاده از مدل شبیه‌سازی سیاست‌های تجاری، تأثیر کاهش تعرفه‌ها، یارانه‌ها و حمایت‌های داخلی بر گندم و برنج را بررسی کرد. نتایج نشان داد که حذف حمایت‌های داخلی باعث کاهش قیمت جهانی گندم و افزایش تولید و رفاه تولیدکنندگان به‌میزان کم می‌شود. «شمس‌الدینی» و همکاران (۱۴۰۰)، تأثیر شوک‌های سیاست پولی و نرخ ارز بر شاخص قیمت تولیدکننده محصولات کشاورزی در ایران را طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ بررسی کرده است. با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL) و آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، وجود رابطه تعادلی بلندمدت (هم‌انباشتگی) بین متغیرها تأیید شد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز و سیاست‌های پولی تأثیرات نامتقارنی بر قیمت محصولات کشاورزی دارند؛ به‌طوری‌که افزایش نرخ ارز در بلندمدت قیمت‌ها را افزایش می‌دهد، اما سیاست‌های پولی انقباضی می‌تواند فشار قیمتی را کاهش دهند. «جلالی» و «ایرانمنش» (۱۴۰۰)، تأثیر سیاست‌های پولی و سمت عرضه بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۶ را بررسی کرده است. با استفاده از مدل ARDL، نتایج نشان داد که سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت ارزش افزوده بخش کشاورزی را افزایش می‌دهند، اما در بلندمدت تأثیری ندارند. سیاست‌های سمت عرضه در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند، که نشان‌دهنده اهمیت سیاست‌های حمایتی در تثبیت قیمت‌ها و افزایش تولید است.

«آقازاده» و همکاران (۱۳۹۸)، تأثیر سیاست‌های قیمت تضمینی بر تولید گندم در ایران طی دوره ۱۳۶۸-۱۳۹۴ را با استفاده از مدل اقتصادسنجی ARDL بررسی کردند. نتایج نشان داد که قیمت تضمینی تأثیر مثبت و معناداری بر تولید گندم دارد، اما میزان این تأثیر نسبتاً پایین است. پیشنهاد شد که کیفیت اجرای این سیاست بازبینی شود. «شاهنوشی» و همکاران (۱۳۸۳)، عوامل مؤثر بر عرضه گندم را با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۲-۱۳۸۱ و الگوی نرلاو بررسی کرده است. نتایج نشان داد که قیمت گندم و بارندگی مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر عرضه گندم هستند، اما سیاست‌های قیمت‌گذاری به‌تنهایی برای افزایش عرضه کافی نیستند. «نجفی» و «حاج رحیمی» (۱۳۷۷)، در پژوهشی تأثیر سیاست‌های قیمت‌گذاری دولت بر الگوی کشت و تولید گندم در استان فارس طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۳ را با استفاده از روش هم‌انباشتگی بررسی کرده است. نتایج نشان داد که نرخ حمایت اسمی (NPR) تأثیر مثبت و معناداری بر سطح زیرکشت و تولید گندم در بلندمدت دارد، اما انعطاف‌پذیری سیاست‌های قیمتی در پاسخ به تغییرات بازار محدود بوده است.

در بررسی مطالعات خارجی نیز، «تریپاتی»^۱ (۲۰۲۴)، تأثیر سیاست‌های حمایت قیمتی بر پویایی قیمت بازار گندم در هند بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که ذخیره‌سازی عمومی تحت برنامه حمایت قیمتی، تغییرپذیری توزیع قیمت‌های بازار را کاهش داده و ثبات کوتاه‌مدت قیمت‌ها را افزایش می‌دهد؛ با این حال، عرضه ذخایر دولتی به‌طور مؤثر از افزایش قیمت‌ها جلوگیری نمی‌کند و تنظیمات پویای قیمت‌های بازار گندم به‌صورت کیفی در رژیم‌های مختلف متفاوت است. مداخله دولت از طریق تنظیمات پویا، ثبات بازار را کاهش می‌دهد که پیامدهایی برای هند و سایر کشورهای جنوب شرق آسیا در مذاکرات سازمان تجارت جهانی در مورد ذخایر عمومی دارد. یافته‌ها حاکی از آن است که سیاست‌های حمایت قیمتی ممکن است در کوتاه‌مدت قیمت‌ها را تثبیت کنند، اما در بلندمدت به

¹ Tripathi

دلیل ایجاد اختلال در بازار، می‌تواند نوسانات را تشدید نمایند. «سان و همکاران»^۱ (۲۰۲۴). با استفاده از داده‌های ملی در بازه زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷م. و به‌کارگیری روش تفاضل در تفاضل (DID)، تأثیر سیاست قیمت هدف، بر درآمد خانوارهای روستایی چین را ارزیابی کرده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که سیاست قیمت هدف تأثیر معناداری بر درآمد کل خانوارهای روستایی نداشته است. اجرای سیاست قیمت هدف از طریق تأثیر بر تخصیص زمان کار و هزینه‌های تولید کشاورزان، بر درآمد کشاورزی و دستمزدی خانوارها اثر گذاشته است.

«تریپاتی و میشرا»^۲ (۲۰۲۴)، تأثیر ذخیره‌سازی بر پویایی‌ها و نوسانات قیمت در بازار گندم هند را بررسی می‌کند. در این تحقیق از روش «رگرسیون چندکی» به‌عنوان نمایشی انعطاف‌پذیر از پویایی‌های قیمتی استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که ذخایر عمومی اثرات قابل‌توجهی بر قیمت دارند، اما نتایج به‌طور معناداری در توزیع قیمت‌ها متفاوت هستند. علاوه بر این، مطالعه ثبات پویایی را در توزیع قیمت برای تمام چندک‌ها نشان می‌دهد مصطفی، ویتالی، هافاکر و کانواری^۳ (۲۰۲۴). به‌منظور شناسایی و تجزیه و تحلیل سیستماتیک ادبیات مقالات براساس محرک‌های نوسانات، سطوح حاکمیت، رویکردهای نظری و انواع داده‌های پس‌زمینه گروه‌بندی کردند. بررسی حاضر نقطه شروع ارزشمندی برای درک پیوندهای بین عوامل چندبعدی مؤثر بر نوسانات مداوم قیمت و روندهای تحلیلی نظری و تجربی برای ارائه پیشرفت محاسباتی موردنیاز برای مقابله با مسائل برآورد مدل است. همچنین بر اهمیت تغییر پارادایم در تحقیق در مورد نوسانات قیمت کشاورزی برای رسیدگی به بحران‌های غذایی، با در نظر گرفتن اهداف و چشم‌اندازهای اصلی مانند: امنیت غذایی، کاهش فقر، پایداری در زنجیره ارزش غذایی و انعطاف‌پذیری سیستم‌های غذایی در سراسر جهان تأکید می‌کند.

جمع‌بندی مطالعات نشان می‌دهد که سیاست‌های کلان اقتصادی، پولی و تجاری تأثیر نامتقارنی بر قیمت و تولید مواد غذایی دارند. در ایران، متغیرهایی مانند: نرخ ارز، حجم پول و سرمایه‌گذاری دولتی اثرات متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بخش کشاورزی می‌گذارند، درحالی‌که سیاست‌های قیمت‌گذاری (مانند قیمت تضمینی) اگرچه مؤثرند، اما به‌تنهایی کافی نیستند. سیاست‌های حمایتی ممکن است در کوتاه‌مدت قیمت‌ها را تثبیت کنند، اما در بلندمدت می‌توانند موجب نوسانات بازار شوند؛ به‌طور کلی، ترکیب سیاست‌های پولی، مالی و تجاری همراه با بهبود کیفیت اجرا و انعطاف‌پذیری بیشتر، برای دستیابی به امنیت غذایی پایدار ضروری است.

۳. روش پژوهش

همان‌طوری که در بخش مبانی نظری گفته شد قیمت‌های بازاری از تعادل عرضه و تقاضا مطابق رابطه (۱) شکل می‌گیرد. رابطه (۱) شامل خرید خالص دولت در زمان t است با توجه به محدودیت‌های آماری در مورد مقدار ذخایر گندم در ایران و همین‌طور حجم دقیق خرید، در این پژوهش براساس روش «زلنر» و «پالم»^۴ (۱۹۷۴) و «لی جاواسو» همکاران^۵ (۲۰۲۲) بر شکل خلاصه شده تعادل قیمتی متمرکز است.

¹ Sun et al.

² Tripathi & Mishra

³ Mustafa, Vitali, Huffaker, & Canavari

⁴ Zellner & Palm

⁵ Li et al.

$$P_t^g (P_{t-1}, \dots, P_{t-m}, G, x_t) \quad (2)$$

با نشان دادن قیمت حمایتی با SP_t ، دولت آماده است در صورتی که قیمت بازار به زیر SP_t سقوط کند، گندم را از بازار داخلی خریداری کند (و در نتیجه ذخیره عمومی ایجاد نماید). همان طور که در بخش ادبیات تحقیق، بحث شد، این امر به معنای سانسور توزیع قیمت و حذف دم پایینی توزیع در سطح SP_t است:

$$P_t^g = \max(P_t^*, SP_t) \quad (3)$$

در رابطه (۳)، P_t^* قیمت بازار بدون خرید دولت است. در یک سیاست پایدار، عرضه گندم ذخیره شده باعث ایجاد فشار نزولی بر قیمت می گردند؛ درحالی که رابطه (۳) اثر سانسوری برنامه حمایت قیمتی را بر دم پایینی توزیع قیمت نشان می دهد، لازم است اثرات عرضه گندم ذخیره شده توسط دولت، بر قیمت را نیز در نظر گرفته شود. این کار با تعیین مشخصه‌ای برای P_t^* در رابطه (۳) انجام می شود، که در آن اثرات آزادسازی ذخایر عمومی بر قیمت P_t^* مطابق رابطه (۴) بیان می شود.

$$P_t^* = \sum_{j=1}^J \delta_j S_{t-j} \quad (4)$$

$$S_t = \max\{0, SP_t - kP_t\}$$

S_t اهمیت برنامه حمایت قیمتی در زمان t اندازه گیری می کند. وقتی که برنامه حمایتی خیلی کم است $S_t = 0$ است و $SP_t \leq kP_t$ می باشد. متغیر S_t با افزایش برنامه حمایت قیمتی، افزایش می یابد؛ یعنی زمانی که $SP_t \geq kP_t$ است. همان طور که در ادامه بحث خواهد شد، تحلیل براساس مقادیر $k=0.75$ و $J=9$ فصل است. این انتخاب (k, J) براساس معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، بهترین برازش را با داده ها ارائه می دهد. در این چارچوب، بازتاب دهنده تأثیر آزادسازی ذخایر عمومی گندم بر قیمت P_t است، تأثیری که متناسب با S_{t-j} (اهمیت برنامه حمایت قیمتی در زمان $t-j$) می باشد. در حالت کلی $\delta_j < 0$ ، نشان دهنده اثرات منفی آزادسازی ذخایر عمومی گندم پس از J دوره بر قیمت است؛ بنابراین، ضرایب $(\delta_1, \dots, \delta_J)$ اثرات پویای برنامه حمایت قیمتی را نشان می دهند. حالتی در نظر گرفته می شود که در آن، این ضرایب از یک مدل وقفه توزیعی آلمون^۱ خطی (مطابق رابطه ۵) تبعیت می کنند (آلمون، ۱۹۶۵).

$$\delta_j = (\gamma_0 / J) + (\gamma_1 (j - 1) / J), j = 1, 2, \dots, J \quad (5)$$

$$\sum_{j=1}^J \delta_j S_{t-j} = \gamma_0 SL_t + \gamma_1 SSL_t \quad (6)$$

$$SL_t = \left(\sum_{j=1}^J S_{t-j} \right) / J \quad (7)$$

$$SSL_t = \left(\sum_{j=1}^J S_{t-j} (j - 1) \right) / J \quad (8)$$

متغیرهای SL_t و SSL_t به مقادیر وقفه S_t وابسته است که در آن یک معیار وقفه ساده از حمایت و SSL_t یک معیار وقفه‌ای وزن دار از حمایت است. پارامتر γ_0 اثر آزادسازی ذخایر محصول را نشان می دهد. مقدار

¹ Almon lag

$\gamma_0 < 0$ نشان دهنده زمانی است که آزادسازی ذخایر دولتی فشار منفی بر قیمت P_t^g وارد می‌کند. پارامتر γ_1 نشان می‌دهد که این اثر چگونه در طول زمان تغییر می‌کند. برای ارزیابی نوسانات قیمت و ارتباط آن با سیاست‌های دولت توزیع تکاملی قیمت‌ها بررسی خواهد شد با پیروی از روش «کوئنکر» (۲۰۰۵) و «کوئنکر» و «زیائو» (۲۰۰۶)، از مشخصه‌ی کمی استفاده خواهد شد و تصریح P^* به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$P^*(q | P_{t-1}, \dots, P_{t-m}, SL_t, SLL_t, x_t) = \beta_{0,q} + \beta_{L,q} SL_t + \beta_{LL,q} SLL_t + \beta_{x,q} x_t + \sum_{j=1}^m \beta_{i,q} P_{t-i} = X(\cdot) \beta_q \quad (9)$$

در این رابطه $q \in (0,1)$ و $X(\cdot)$ برداری از متغیرهای توضیحی است و β_q برداری از پارامترها مدل است از ترکیب رابطه (۳) و (۹) مدل رگرسیونی کوانتیل سانسور شده زیر را خواهد داد:

$$P^q(P_{t-1}, \dots, P_{t-m}, SL_t, SLL_t, x_t) = \max \{X(\cdot) \beta_q, SP_t\} \quad (10)$$

این مدل تأثیرات برنامه حمایت قیمتی بر توزیع تکاملی قیمت ارائه می‌دهد و روشی انعطاف‌پذیر برای نمایش اثر سانسور کوتاه‌مدت برنامه حمایت قیمتی بر توزیع قیمت ارائه می‌دهد. این اثر سانسور برای هر توزیع قیمتی اعمال می‌شود و بنابراین تعمیمی از مدل استاندارد توبیت (پورت‌نوی^۳، ۲۰۰۳؛ پاول^۴، ۱۹۸۶) محسوب می‌شود.

۴. نتایج

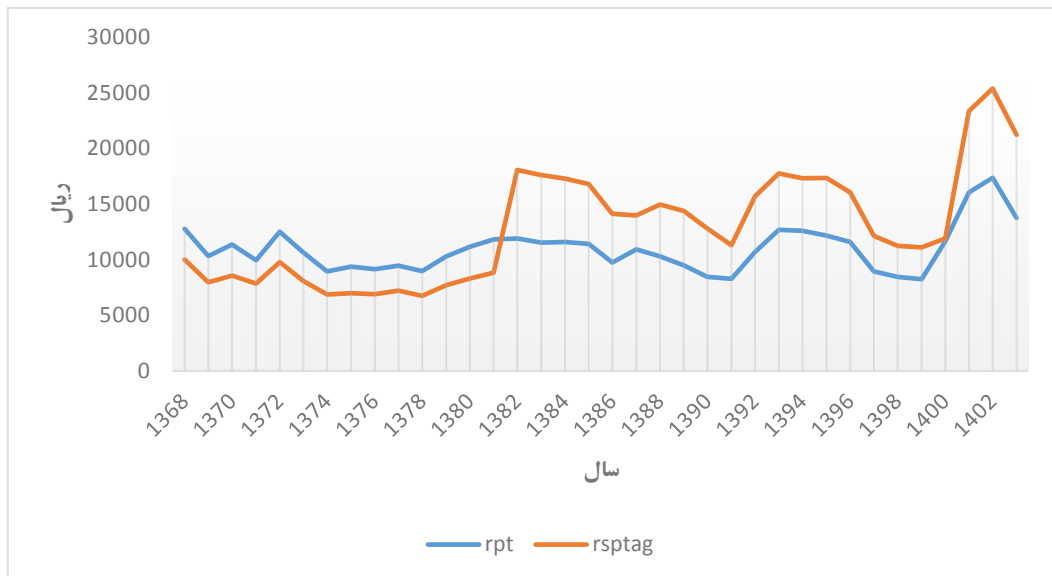
تحلیل تأثیر سیاست‌ها بر توزیع قیمت بازار بر اساس مدل ارائه شده در معادلات (۵) تا (۹) انجام شده است. این تحلیل از داده‌های فصلی شده قیمت سرمرعه (بازار) (P_t) و قیمت‌های حمایتی دولت (SPT) برای گندم از سال ۱۳۶۸ تا سال ۱۴۰۳ استفاده می‌کند. منبع داده‌ها وزارت جهاد کشاورزی است و داده‌های دو سال اخیر از گزارش‌های خبری وزارت جهاد کشاورزی گردآوری شد، با توجه به این که در ایران حمایت از تولید گندم به صورت یارانه به نهاده‌های کشاورزی و خرید به قیمت تضمینی بوده است؛ لذا ابتدا با محاسبه و برآورد، متوسط میزان یارانه به نهاده‌های تولید گندم به ازای هر کیلوگرم گندم تولیدی، قیمت تضمینی تعدیل و به‌عنوان قیمت حمایتی لحاظ گردید.

1 Koenker

2 Xiao

3 Portnoy

4 Powell



شکل ۱: قیمت بازاری و قیمت حمایتی گندم (به قیمت ثابت ۱۳۹۵) (وزارت جهاد کشاورزی و محاسبات پژوهش).

Fig. 1: Market price and guaranteed price of wheat (in constant 2016 prices) (Ministry of Jihad-e-Agriculture and authors' calculations).

شکل (۱) روند قیمت بازاری و قیمت حمایتی گندم را به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ در بازه زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۲ را نشان می‌دهد. قیمت سرمرزعه یا قیمت بازاری گندم به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ و قیمت حمایتی گندم به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ است. روند قیمت‌ها در سال‌های مختلف دارای نوسان است تا قبل از سال ۱۳۸۰ قیمت سرمرزعه از قیمت حمایتی بیشتر بوده است؛ اما از این سال، قیمت حمایتی بیشتر شده است. تأثیر تورم و بودجه دولت بر تصمیم‌گیری قیمت‌های دستوری و قیمت‌های بازار، می‌تواند عامل نوسانات باشد.

جدول (۲)، آمار توصیفی متغیرهای قیمت بازار (P_t)، قیمت حمایتی (SPT) و سایر متغیرهای توضیحی را ارائه می‌دهد. قیمت بازار به‌طور میانگین ۱۶۰۲۹ ریال به ازای هر کیلوگرم با انحراف معیار ۳۷۲۹۷ ریال بوده است، درحالی‌که قیمت حمایتی به‌طور میانگین ۲۲۳۶۲ ریال به ازای هر کیلوگرم با انحراف معیار ۵۴۵۳۶ ریال را نشان می‌دهد.

جدول ۲: نماگرهای آماری متغیرها (وزارت جهاد کشاورزی و محاسبات پژوهش).

Tab. 2: Descriptive statistics of the variables (Ministry of Jihad-e-Agriculture and authors' calculations).

متغیر	شرح	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	حداقل	حداکثر	تعداد مشاهده
P_t	قیمت بازار (ریال)	۱۶۰۲۹	۳۷۲۹۷	۳/۰۷	۱۱/۴۸	۱۰۲	۱۷۲۵۰۰	۱۴۱
P_{t-1}	قیمت بازار با یک وقفه (ریال)	۱۴۹۱۲	۳۴۹۸۱	۳/۲۰	۱۲/۴۵	۱۰۲	۱۶۸۲۷۵	۱۴۰
P_{t-2}	قیمت بازار با دو وقفه (ریال)	۱۳۸۰۸	۳۲۵۷۱	۳/۳۴	۱۳/۵۴	۱۰۲	۱۶۴۰۵۰	۱۳۹
SP_t	قیمت حمایتی (ریال)	۲۲۳۶۲	۵۴۵۳۶	۳/۲۸	۱۲/۹۰	۸۰	۲۶۶۵۰۰	۱۴۱
SL_t	معیار حمایت با وقفه ساده	۶۷۶۴	۱۷۴۴۸	۴/۲۰	۲۱/۰۸	۰	۱۰۸۲۲۰	۱۴۱

۱۴۱	۴۰.۵۳۹	.	۲۱/۰۱	۴/۴۷	۶۰.۷۹۶	۲۳۸۵۵	معیار حمایت با وقفه وزن دار	SLL_t
۱۴۱	۱	.	.	.	۰/۴۳۷	۰/۲۵	متغیر موهومی فصلی	d_{1t}
۱۴۱	۱	.	.	.	۰/۴۳۷	۰/۲۵	متغیر موهومی فصلی	d_{2t}
۱۴۱	۱	.	.	.	۰/۴۳۷	۰/۲۵	متغیر موهومی فصلی	d_{3t}

در تصریح مدل اقتصادسنجی، به‌عنوان بخشی از متغیر برون‌زا، یک روند خطی زمانی (t) برای لحاظ کردن تغییرات ساختاری و متغیرهای مجازی فصلی (d_{3t} , d_{2t} , d_{1t}) برای در نظر گرفتن اثرات فصلی در نظر گرفته شده است. جدول (۳) پارامترهای تخمین‌زده‌شده مدل CQAR را برای چندک‌های انتخاب‌شده $q \in (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9)$ گزارش می‌کند.

جدول ۳: برآورد مدل توبیت و رگرسیون کوانتیل سانسور شده (یافته‌های پژوهش).

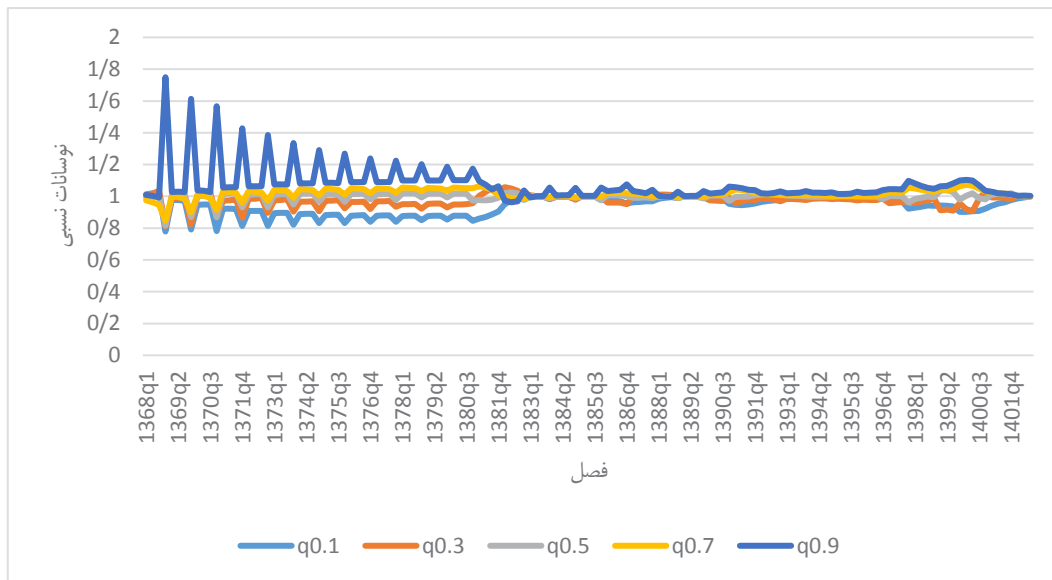
Tab. 3: Tobit model and censored quantile regression estimates (Research findings).

ضرایب مدل رگرسیون کوانتیل سانسور شده (CQAR)					Tobit model	متغیر
$q_{0.9}$	$q_{0.7}$	$q_{0.5}$	$q_{0.3}$	$q_{0.1}$		
-۴۰/۳۲ (۲۳۵/۳۳)	-۴۳/۴۳ (۲۹۲/۶۷)	$1/33 \times 10^{-1}$ (۲۰۷/۲۱)	۶/۰۱ (۲۷۸/۲۰)	-۱/۹۰ (۱۰۳/۷۴)	-۵۵۱/۵۹ (۴۰۷/۶۷)	عرض از مبدأ
۱/۹۳۳*** (۰/۰۴۸)	۱/۸۴۷*** (۰/۰۶۰۴)	۲/۰۱*** (۰/۰۴۳۰)	۱/۴۱۹*** (۰/۰۵۷۴)	۱/۴۵۲*** (۰/۰۲۴۱)	۱/۴۹۹*** (۰/۰۸۴)	P_{t-1}
-۰/۵۶۹*** (۰/۰۶۴)	-۰/۵۰۲*** (۰/۰۸۰)	-۱/۰۲*** (۰/۰۵۷۳)	-۰/۴۳*** (۰/۰۷۶۵)	-۰/۴۵۳*** (۰/۰۲۸۵)	-۰/۳۵۲*** (۰/۱۱۲)	P_{t-2}
-۱/۶۷۰*** (۰/۱۰۶)	-۱/۴۳۷*** (۰/۱۳۲)	$3/33 \times 10^{-1}$ (۰/۰۹۳۹)	-۰/۲۴۷** (۰/۱۲۵۴)	-۰/۱۲۱** (۰/۰۴۶۷)	-۰/۳۵۹** (۰/۱۸۳)	SL_t
۰/۳۰۳*** (۰/۰۲۳)	۰/۲۵۸*** (۰/۰۲۹۰)	$-7/19 \times 10^{-1}$ (۰/۰۲۰۶)	-۰/۰۵۷۱*** (۰/۰۲۷۵)	-۰/۰۳۰۴*** (۰/۰۱۰۲)	-۰/۰۳۷۶ (۰/۰۴۰۴)	SLL_t
۰/۱۷۸ (۲/۷۴۱)	-۰/۲۵۵ (۳/۴۱۵)	$1/0.5 \times 10^{-1}$ (۲/۴۲۲)	۰/۱۱۹ (۳/۲۴۶)	۰/۳۳۸ (۱/۲۱۰)	۶/۶۲ (۴/۷۵)	t
۳/۸۳۵ (۳۳۶/۴۷)	-۰/۳۴۰ (۳/۴۱)	$2/34 \times 10^{-1}$ (۲۰۹/۲۱)	۰/۰۶۸۴ (۲۷۹/۵۴)	-۰/۳۶۵ (۱۰۴/۲۳)	۳۳/۳۹ (۴۰۹/۶۱)	d_{1t}
۱۷۱/۲۵ (۲۳۹/۵۷)	۷۱/۱۶ (۲۹۷/۹۳)	۲/۱ (۲۱۱/۹۶)	-۶/۰۰ (۲۸۳/۲۰)	-۲۹/۷۴ (۱۰۵/۶۰)	۴۸۶/۲۵ (۴۱۵)	d_{2t}
۳/۹۱۶ (۲۳۵/۴۳)	۱۰/۱۲۰ (۲۹۲/۷۸)	$-5/33 \times 10^{-1}$ (۲۰۸/۲۱)	-۳/۹۶۳ (۲۷۸/۳۱)	-۰/۳۵۰ (۱۰۳/۷۸)	۴۷۷/۰۷ (۴۰۷/۶۷)	d_{3t}

توضیح: خطاهای استاندارد (در پرانتز) با استفاده از روش بوت‌استرپ به‌دست آمده‌اند. ستاره‌ها نشان‌دهنده سطح معناداری هستند: * در سطح ۱۰٪، ** در سطح ۵٪ و *** در سطح ۱٪.

برای مقایسه، نتایج مدل توبیت نیز ارائه شده است. تخمین‌ها CQAR نشان می‌دهند که متغیر SL_t بر قیمت‌ها تأثیر دارد، حداقل برای برخی چندک‌ها؛ به‌عنوان مثال، ضریب SL_t در چندک $q = 0.3$ برابر با $-۰/۲۴۷$ است، درحالی‌که این مقدار (در مقدار مطلق) در چندک‌های بالاتر افزایش می‌یابد در چندک $q = 0.9$ برابر با $-۱/۶۷۰$ است این نشان می‌دهد که سیاست حمایت قیمتی، اثرات منفی کوتاه‌مدت قوی‌تری بر Pt دارد. SL_t

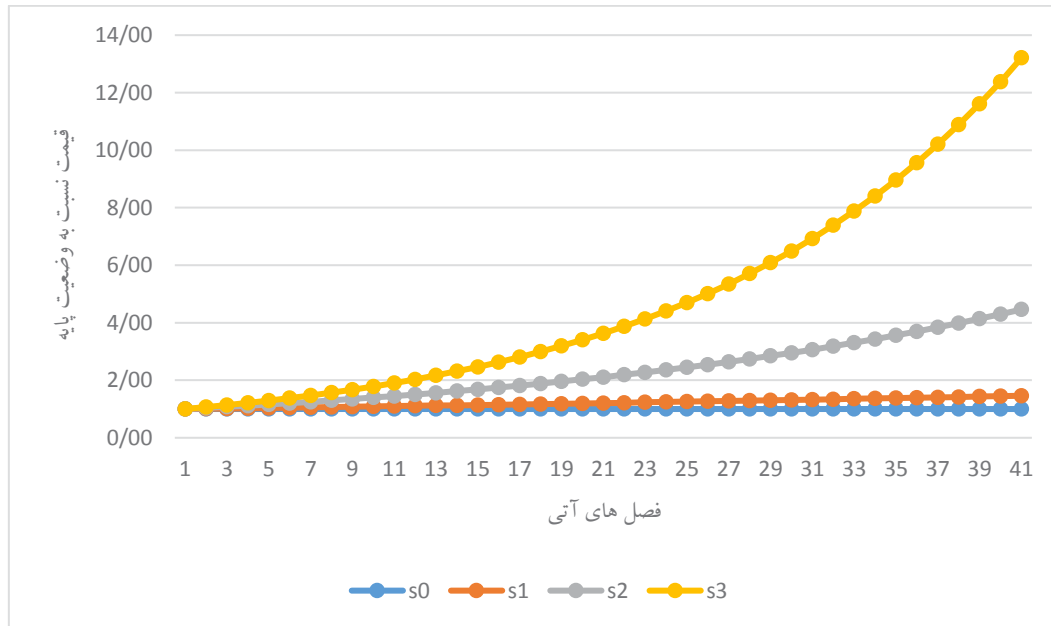
به جز در چندک پنجم، در بقیه معنادار است و اثر منفی بر قیمت بازاری دارد. SLL_t ، در چندک‌های سوم، هفتم و نهم دارای اثر مثبت و معناداری بر قیمت است؛ در حالی که در سایر دهک‌ها یا اثر منفی دارد و یا این که معنادار نشده است. متغیر روند زمانی t و متغیرهای مجازی فصلی نیز اثر معناداری بر قیمت نداشته‌اند؛ بنابراین، اثر سیاست حمایت قیمتی دولت می‌تواند باعث کاهش نوسانات قیمت در بازار آزاد (قیمت سرمزرعه) شود. قیمت گندم وابستگی مثبت و معناداری با وقفه اول خود دارد، اما وقفه دوم اثر منفی و معنادار دارد.



شکل ۲: چندک‌های نسبی قیمت تخمینی گندم در دوره مورد مطالعه (یافته‌های پژوهش).

Fig. 2: Estimated relative quantiles of wheat prices throughout the study period (Research findings).

مدل برآوردی اطلاعات مفیدی در مورد تأثیرات سیاست حمایت قیمتی بر نوسانات قیمت بازار و تعدیل قیمت در طول زمان ارائه می‌دهد و مبنایی برای ارزیابی تابع توزیع شرطی قیمت‌ها فراهم کرده است. شکل ۲، چندک‌های نسبی قیمت برآوردی برای چندک‌های انتخاب شده $q \in (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9)$ را نشان می‌دهد که بر مبنای $q_{0.5}$ محاسبه شده‌اند. این نتایج نشان‌دهنده نوسانات شدید قیمت از سال ۱۳۶۸ تا سال ۱۳۸۱ است که پس از آن طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۸ کاهش قابل توجهی در نوسانات مشاهده می‌شود. پس از سال ۱۳۹۸ مجدداً نوسانات افزایش یافته است.



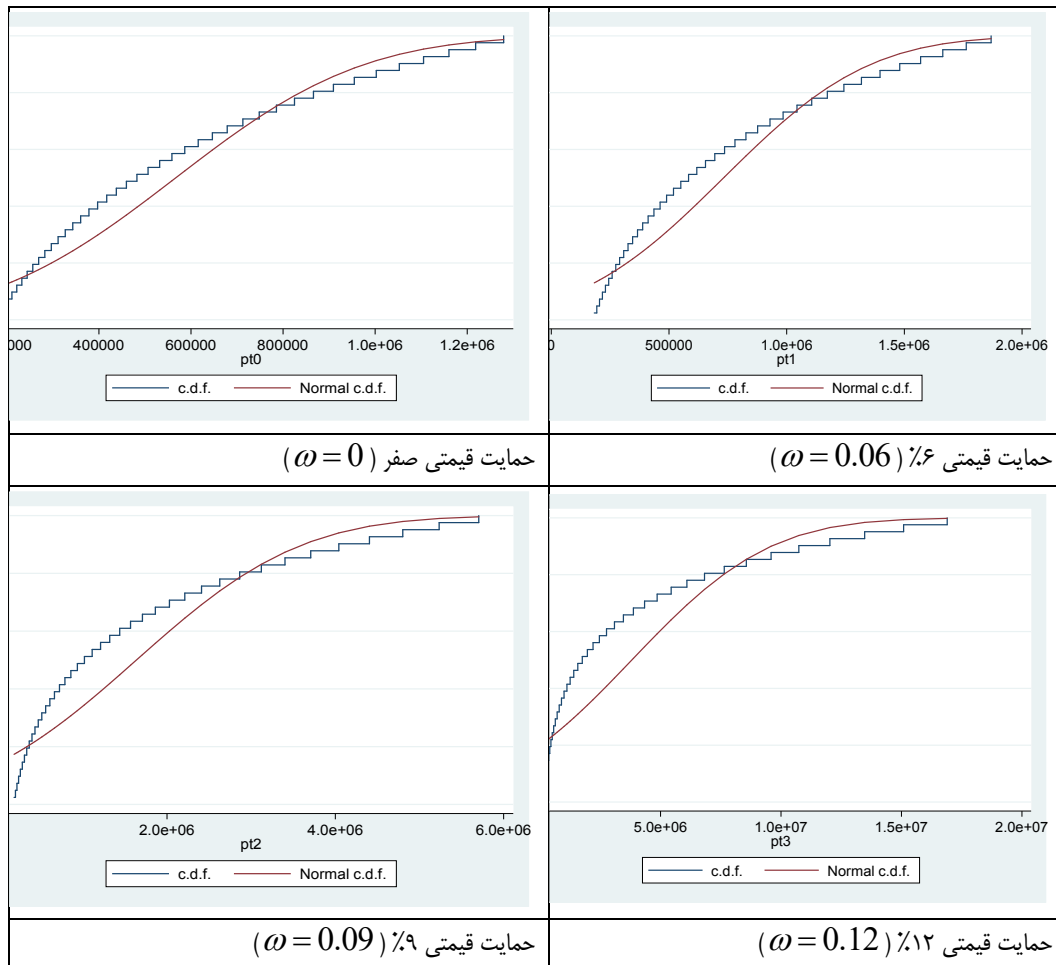
شکل ۳: درصد رشد قیمت در سناریوهای مختلف حمایتی، نسبت به سناریوی پایه (S0) (یافته‌های پژوهش).

Fig. 3: Price growth rates under different support policy scenarios, relative to the baseline scenario (S0) (Research findings).

برای بررسی اثرات حمایت قیمتی دولت، شبیه‌سازی برای آینده به روش مونت کارلو و اثرات نهایی رگرسیون، انجام شد؛ در این روش یک دوره ۱۰ ساله (شامل ۴۰ فصل) در آینده در نظر گرفته شد. اثرات پویای برنامه حمایت از قیمت را تحت سناریوهای مختلف ارزیابی شد. برای کمی‌سازی اثرات سطوح مختلف حمایت، یک شبیه‌سازی تصادفی قیمت گندم انجام شد، با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو ابتدا با الهام از تحقیقات گذشته (لی و همکاران، ۲۰۲۲؛ میراندا و هلمبرگر^۲، ۱۹۸۸)، از یک مولد اعداد تصادفی استفاده و سپس قیمت گندم برای ۱۰ سال آینده پیش‌بینی شد؛ براساس این قیمت و استفاده از رابطه $SP_t = (1 + \omega) \times E_{t-1} [\hat{P}_{t-1}]$ ، که در مطالعات «کیان و همکاران»، ۲۰۲۰ و «لی و همکاران»، ۲۰۲۲ استفاده شده است؛ سناریوهای مختل حمایت قیمتی، S_0 تا S_3 ، به ترتیب از حمایت قیمتی صفر ($\omega = 0$)، حمایت قیمتی ۶٪ ($\omega = 0.06$)، مطابق روند گذشته، حمایت قیمتی ۹٪ ($\omega = 0.09$)، و حمایت قیمتی ۱۲٪ ($\omega = 0.12$)، شبیه‌سازی انجام و براساس ضرایب رگرسیون تخمینی تویبت در جدول (۳)؛ مقادیر مختلف قیمت بازاری و توزیع آن شبیه‌سازی شد. نتایج نشان داد که با داده‌های فصلی توزیع قیمت بازار تقریباً مشابه هم است (شکل ۴)، اما قیمت بازار با توجه به حمایت‌های قیمت با نرخ‌های مختلف تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ به طوری که حمایت قیمت ۱۲٪ فصلی در سال‌های آخر دوره خواهد شد.

¹ Li et al

² Miranda & Helmberger



شکل ۴: توزیع قیمت بازاری گندم با توجه به سناریوهای مختلف قیمت حمایتی (یافته‌های پژوهش).

Fig. 4: The distribution of wheat market prices according to different support price scenarios (Research findings).

با توجه به این که نوع سیاست‌گذاری قیمت تضمینی گندم در کشور، سالیانه است و به‌منظور افزایش درجه آزادی و برآزش بهتر مدل داده‌ها فصلی شده‌اند؛ لذا اگر با دیدگاه سالیانه نتایج تحلیل شود، می‌توان گفت که متوسط روند رشد سالیانه قیمت بازاری گندم حدود ۲۰٪ در سال پیش‌بینی شده است، با سناریوی حمایت قیمتی S_0 ، یعنی تعیین قیمت حمایتی اندازه قیمت بازاری سال قبل و یا حمایت قیمتی صفر، قیمت در بازار مطابق روند گذشته ۲۰٪ افزایش می‌یابد؛ با اجرای سناریوی S_1 با گذشت زمان اختلاف قیمتی حدود ۲٪ سالیانه، و در صورت اجرای سناریوی S_2 ، اختلاف قیمتی حدود ۱۳/۸۴٪ سالیانه و در صورت اجرای سناریوی S_3 اختلاف قیمتی به اندازه ۴۸/۸۴٪ سالیانه، در مقایسه با سناریوی S_0 ؛ پس از پایان دوره ایجاد خواهد شد.

۵. نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تأثیرات سیاست‌های حمایت قیمتی گندم در ایران پرداخته است، با تمرکز بر تحلیل پویای نوسانات قیمت و اثرات این سیاست‌ها بر بازار گندم، نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های حمایت قیمتی، به‌ویژه

قیمت تضمینی خرید گندم، تأثیر قابل توجهی بر کاهش نوسانات قیمت بازار داشته‌اند. این سیاست‌ها با ایجاد یک کف قیمتی، از کاهش شدید قیمت‌ها جلوگیری کرده و از درآمد کشاورزان حمایت می‌کنند؛ هم‌چنین، مداخلات دولت در بازار گندم از طریق خرید تضمینی و ذخیره‌سازی محصول، تأثیرات پویایی بر قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است. یکی از یافته‌های کلیدی این پژوهش، تأثیر متفاوت سیاست حمایت قیمتی بر چندک‌های مختلف توزیع قیمت است؛ به‌عنوان مثال، در چندک‌های پایین‌تر (مانند ۰/۱ و ۰/۳)، اثر سیاست حمایتی قوی‌تر بوده و به کاهش بیشتر نوسانات قیمت منجر شده است. این امر نشان‌دهنده کارایی سیاست‌های حمایتی در تثبیت قیمت‌ها در شرایط نامساعد بازار است. از سوی دیگر، در چندک‌های بالاتر (مانند ۰/۷ و ۰/۹)، اثر سیاست‌ها کمتر بوده که احتمالاً به دلیل محدودیت‌های سیاستی یا تأثیر عوامل خارجی مانند نوسانات جهانی قیمت گندم است. شبیه‌سازی‌های انجام‌شده برای آینده نیز نشان می‌دهد که افزایش سطح حمایت قیمتی می‌تواند به کاهش بیشتر نوسانات قیمت بینجامد، اما این کاهش با هزینه‌هایی برای دولت همراه است. به‌ویژه، سناریوی حمایت قیمتی ۱۲٪، اگرچه نوسانات را به میزان قابل توجهی کاهش می‌دهد، اما بار مالی سنگینی بر بودجه دولت تحمیل می‌کند. این موضوع لزوم تعادل بین حمایت از کشاورزان و حفظ پایداری مالی دولت را برجسته می‌سازد.

۱-۵. پیشنهادهای پژوهش

با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهادی زیر ارائه می‌شود.

الف) پیشنهادها سیاستی (برای سیاست‌گذار)

۱. بازنگری در مکانیسم تعیین قیمت تضمینی: پیشنهاد می‌شود قیمت تضمینی براساس «میانگین موزون هزینه‌های تمام‌شده تولید در مناطق عمده کشت گندم» به‌علاوه «نرخ سود معقول» تعیین شود، نه صرفاً بر مبنای تورم عمومی یا ملاحظات بودجه‌ای. این امر از اختلاف شدید بین قیمت تضمینی و هزینه‌های تولید جلوگیری می‌کند.

۲. هدفمندسازی یارانه‌ها و جایگزینی ابزارهای حمایتی: به جای حمایت قیمتی فراگیر، می‌توان یارانه را به «کشاورزان خرده‌پا» و «مناطق کم‌بازده» هدفمند کرد. هم‌چنین، توسعه «بیمه محصولات کشاورزی» با حق بیمه یارانه‌ای و «اعطای تسهیلات مالی کم‌بهره برای خرید نهاده‌های اساسی» می‌تواند وابستگی به مداخله مستقیم قیمتی را کاهش دهد.

۳. مدیریت فعال و شفاف ذخایر استراتژیک: ظرفیت و قواعد بهره‌برداری از ذخایر گندم باید به گونه‌ای طراحی شود که علاوه بر تأمین امنیت غذایی، اثرات رقابتی مخرب بر بازار را به حداقل برساند. قواعد شفاف برای زمان و مقدار عرضه ذخایر به بازار، عدم قطعیت را کاهش می‌دهد.

ب) پیشنهادها برای نهادهای ناظر و تنظیم‌گر بازار

۱. اجرایی کردن سامانه یکپارچه پایش و پیش‌بینی بازار: طراحی و استقرار یک «سامانه ملی پایش زنجیره ارزش گندم» که داده‌های مربوط به سطح زیر کشت، پیش‌بینی تولید، موجودی انبارهای خصوصی و دولتی، قیمت‌های داخلی و جهانی را در زمان واقعی جمع‌آوری و تحلیل می‌کند، برای تصمیم‌گیری بهینه ضروری است. خروجی این سامانه می‌تواند مبنای تعیین کمی قیمت تضمینی و مدیریت ذخایر قرار گیرد.

۲. پرداخت به موقع مطالبات کشاورزان، که از نقاط ضعف اجرایی است، باید به عنوان یک اصل غیرقابل چشم‌پوشی در اولویت مدیران اجرایی قرار گیرد.
- ج) پیشنهادهای برای پژوهش‌های آتی (برای پژوهشگران)
۱. بررسی اثرات رفاهی سیاست حمایت قیمتی محصولات کشاورزی به صورت منطقه‌ای و با داده‌های خرد پیشنهاد می‌گردد.
۲. تحلیل نقش عدم پرداخت به موقع مطالبات گندم‌کاران بر نارضایتی آن‌ها و راهکارهای رفع این مشکل.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رساله نویسنده اول به راهنمایی نویسنده دوم است؛ بر همین اساس گردآوری مطالب توسط نویسنده اول و نگارش آن تحت نظارت نویسندگان دوم است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- آقازاده، سعید؛ هومانی فراهانی، محمد؛ و آقازاده قولکی، رستم، (۱۳۹۸). «بررسی اثر سیاست‌های حمایتی دولت بر تولید محصولات کشاورزی: مطالعه موردی قیمت تضمینی گندم». *چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و توسعه*.
- حسینی، سیدصفر؛ دورانیش، آرش؛ و سلامی، حبیب‌اله، (۱۳۸۹). «ارزیابی سیاست‌های حمایتی دولت در بازار گندم ایران». *اقتصاد کشاورزی*، ۳ (۴): ۹۵-۱۲۰. https://journals.ut.ac.ir/article_20538.html
- شاهنوشی، ناصر؛ دهقانیان، سیاوش؛ قربانی، محمد؛ گیلانپور، امید؛ و دانش‌مسگران، محسن، (۱۳۸۳). «بررسی عوامل مؤثر بر عرضه گندم در استان خراسان». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲ (۳): ۹۱-۱۰۲. <https://doi.org/10.30490/aead.2004.132256>
- سبزه‌گر، رویا، (۱۴۰۰). «آثار سیاست‌های تجاری کشاورزی، بر محصولات استراتژیک (گندم و برنج) در ایران». *دومین همایش ملی صنعت و تجاری‌سازی کشاورزی*، اهواز. <https://civilica.com/doc>

- شمس‌الدینی، شهناز؛ قبادی، سارا؛ و دائی‌کریم‌زاده، سعید، (۱۴۰۰). «اثر تکانه‌های سیاست پولی و نرخ ارز بر قیمت محصولات کشاورزی در ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۵ (۱): ۹۳-۱۰۴.
<https://doi.org/10.22067/jead.2021.67922.1007>
- جلائی‌اسفندآبادی، سیدعبدالمجید؛ و ایرانمنش، نسیم، (۱۴۰۰). «بررسی مقایسه‌ای تأثیر سیاست‌های پولی و سیاست‌های سمت عرضه بر تولید بخش‌های کشاورزی، خدمات، صنعت و معدن در اقتصاد ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱ (۴۲): ۵۹-۸۰.
<https://doi.org/10.30473/egdr.2019.47600.5285>
- حیدری، رضا؛ جاودان، ابراهیم؛ و شعبان‌زاده‌خوشرودی، مهدی، (۱۴۰۴). «تحلیل اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۹ (۱): ۹۷-۱۱۶.
<https://doi.org/10.22067/jead.2025.91069.1319>
- محقق، حمیدرضا؛ معتمد، محمدکریم؛ و امیری، زهرا، (۱۳۹۱). «محاسبه قیمت واقعی گندم با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) از سال ۷۴ تا ۸۹». *اولین کنفرانس ملی راهکارهای دستیابی به توسعه پایدار (کشاورزی، منابع طبیعی و محیط زیست)*، تهران.
- محتشمی، تکتیم؛ و توکلی، محدثه، (۱۴۰۲). «اثر سیاست‌های پولی و مالی بر امنیت غذایی ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۷ (۴): ۳۶۵-۳۷۷.
<https://doi.org/10.22067/jead.2023.72742.1084>
- نجفی، بهاء‌الدین؛ و حاج‌رحیمی، محمود، (۱۳۷۷). «بررسی اثر مداخلات دولت بر انگیزه‌های اقتصادی تولید در محصولات زراعی استان فارس». *مجموعه مقالات دومین گردهمایی اقتصاد کشاورزی ایران*، دانشکده کشاورزی تهران.
- نجفی، بهاء‌الدین؛ و زیبایی، منصور، (۱۳۷۲). «بررسی نقش سیاست قیمت‌گذاری در تغییرات الگوی کشت و درآمد زارعین». *مجموعه مقالات دومین سمپوزیوم اقتصاد کشاورزی ایران*، شیراز.

References

- Aghazadeh, S., Homani Farahani, M. & Aghazadeh Gholaki, R., (2019). "Investigating the Effect of Government Supportive Policies on Agricultural Production: A Case Study of Wheat Guaranteed Price". *The 4th International Conference on Modern Research in Management, Economics and Development*. <https://civilica.com/doc/914944/> (In Persian)
- Almon, S., (1965). "The distributed lag between capital appropriations and expenditures". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 178-196. <https://doi.org/10.2307/1911894>
- Chavas, J. P., Hummels, D. & Wright, B. D., (Eds.). (2019). *The economics of food price volatility*. University of Chicago Press. <https://press.uchicago.edu/ucp/books/book/chicago/E/bo18143298.html>
- Chernozhukov, V. & Hong, H., (2002). "Three-step censored quantile regression and extramarital affairs". *Journal of the American Statistical Association*, 97(459): 872-882. <https://doi.org/10.1198/016214502388618663>
- Choi, S. J. & Portnoy, S., (2016). "Quantile autoregression for censored data". *Journal of Time Series Analysis*, 37(5): 603-623. <https://doi.org/10.1111/jtsa.12174>

- Gouel, C., (2013). "Optimal food price stabilisation policy". *European Economic Review*, 57: 118-134. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2012.10.003>
- Headey, D. & Fan, S. (2008). "Anatomy of a crisis: the causes and consequences of surging food prices". *Agricultural economics*, 39: 375-391. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2008.00345>
- Heidari, R., Javdan, E. & Shabanzadeh Khooshruhi, M., (2025). "Analysis of the Asymmetric Effect of Macroeconomic Variables on Food Prices in Iran". *Agricultural Economics and Development*, 39(1): 97-116. <https://doi.org/10.22067/jead.2025.91069.1319> (In Persian)
- Hosseini, S. S., Dorandish, A. & Salami, H., (2010). "Evaluation of Government Supportive Policies in Iran's Wheat Market". *Agricultural Economics*, 3(4): 95-120. https://journals.ut.ac.ir/article_20538.html (In Persian)
- Jalaei Esfandabadi, S. A. & Iranmanesh, N., (2021). "A Comparative Study of the Impact of Monetary Policies and Supply-Side Policies on the Production of Agriculture, Services, Industry and Mining Sectors in Iran's Economy". *Economic Growth and Development Research*, 11(42): 59-80. <https://doi.org/10.30473/egdr.2019.47600.5285> (In Persian)
- Koenker, R., (2005). *Quantile regression* (Vol. 38). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511754098>
- Koenker, R. & Xiao, Z., (2006). "Quantile autoregression". *Journal of the American Statistical Association*, 101(475): 980-990. <https://doi.org/10.1198/016214506000000672>
- Li, J., Chavas, J. P. & Li, C., (2022). "The dynamic effects of price support policy on price volatility: The case of the rice market in China". *Agricultural Economics*, 53(2): 307-320. <https://doi.org/10.1111/agec.12681>
- Luenberger, D. G., (1992). "Benefit functions and duality". *Journal of mathematical economics*, 21(5): 461-481. [https://doi.org/10.1016/0304-4068\(92\)90035-6](https://doi.org/10.1016/0304-4068(92)90035-6)
- Miranda, M. J. & Helmberger, P. G., (1988). "The effects of commodity price stabilization programs". *The American Economic Review*: 46-58. <https://www.jstor.org/stable/1814697>
- Mason, N. M. & Myers, R. J., (2013). "The effects of the food reserve agency on maize market prices in Zambia". *Agricultural Economics*, 44(2): 203-216. <https://doi.org/10.1111/agec.12004>
- Mohagheghi, H. R., Motamed, M. K. & Amiri, Z., (2012). "Calculation of Real Wheat Price Using the Consumer Price Index (CPI) from 1995 to 2010". *The 1st National Conference on Solutions for Achieving Sustainable Development (Agriculture, Natural Resources and Environment)*, Tehran. <https://civilica.com/doc/198094/> (In Persian)
- Mohtashami, T. & Tavakoli, M., (2023). "The Effect of Monetary and Fiscal Policies on Iran's Food Security". *Agricultural Economics and Development*, 37(4): 365-377. <https://doi.org/10.22067/jead.2023.72742.1084> (In Persian)
- Mustafa, Z., Vitali, G., Huffaker, R. & Canavari, M., (2024). "A systematic review on price volatility in agriculture". *Journal of Economic Surveys*, 38(1): 268-294. <https://doi.org/10.1111/joes.12549>
- Najafi, B. & Hajrahimi, M., (1998). "Investigating the Effect of Government Interventions on Economic Incentives for Crop Production in Fars Province". *Proceedings of the Second Conference on Agricultural Economics of Iran, Faculty of Agriculture, University of Tehran*. <https://piaec.areeo.ac.ir/articles> (In Persian)

- Newbery, D. M. & Stiglitz, J. E., (1981). *The Theory of Commodity Price Stabilization*. Oxford: Clarendon Press. <https://www.jstor.org/stable/2231500>
- Portnoy, S., (2003). "Censored regression quantiles". *Journal of the American Statistical Association*, 98(464), 1001-1012. <https://doi.org/10.1198/016214503000000954>
- Powell, J. L., (1986). "Censored regression quantiles". *Journal of Econometrics*, 32(1): 143-155. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90016-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90016-3)
- Qian, J., Ito, S. & Zhao, Z., (2020). "The effect of price support policies on food security and farmers' income in China". *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(4): 1328-1349. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12398>
- Sabzeghar, R., (2021). "The Effects of Agricultural Trade Policies on Strategic Products (Wheat and Rice) in Iran". *The 2nd National Conference on Agricultural Industry and Commercialization*, Ahvaz. <https://civilica.com/doc/1218182/> (In Persian)
- Shahnoushi, N., Dehghanian, S., Ghorbani, M., Gilanpour, O. & Danesh Mesgaran, M., (2004). "Investigating the Factors Affecting Wheat Supply in Khorasan Province". *Agricultural Economics and Development*, 12(3): 91-102. <https://doi.org/10.30490/aead.2004.132256> (In Persian)
- Shamsaldini, S., Ghobadi, S. & Daei Karimzadeh, S., (2021). "The Effect of Monetary Policy and Exchange Rate Shocks on Agricultural Product Prices in Iran". *Agricultural Economics and Development*, 35(1): 93-104. <https://doi.org/10.22067/jead.2021.67922.1007> (In Persian)
- Sun, G., Liu, Y. & Zhu, Y., (2024). "Target price policy and rural household income: Evidence from China". *Agricultural Economics (Zemědělská Ekonomika)*, 70(5). <https://doi.org/10.17221/386/2023-AGRICECON>
- Tripathi, A. K., (2024). "Price support policy and market price dynamics: The case of Indian wheat". *Agricultural Economics*, 55(2): 412-427. <https://doi.org/10.1111/agec.12825>
- Tripathi, A. K. & Mishra, A. K., (2024). "Effect of public stockholding on wheat price dynamics in India: A quantile autoregression approach". *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 68(1), 168-185. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12536>
- Zellner, A. & Palm, F., (1974). "Time series analysis and simultaneous equation econometric models". *Journal of econometrics*, 2(1): 17-54. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90028-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90028-1)