تأثیر کاهش یارانهٔ غذایی بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی

خلیل حیدری*، حسین کاوند**، زورار پرمه***

طرح مسأله: *این مقاله به‌دنبال بررسی اثر سیاست کاهش یارانه بر تامین امنیت غذایی خانوارهای ایرانی می‌باشد.*

روش تحقیق: *در مقالهٔ حاضر با استفاده از تکنیک مدل‌های غیر ساختاری، خودرگرسیون برداری (VAR)[1] و رهیافت هم‌انباشتگی[2]، اثر کاهش یارانه‌های غذایی بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی برآورد می‌گردد.*

یافته‌ها: *شوک کاهش یک واحد یارانهٔ غذایی بدون جبران درآمد خانوار، در کوتاه مدت اثر منفی شدیدی بر کالری دریافتی خانوار خواهد گذاشت و حداکثر ۵ سال طول خواهد کشید تا خانوارها انتظارات خود را تعدیل کنند؛ در حالی که اگر یک واحد کاهش یارانه با یک واحد افزایش درآمد جبران گردد، آن‌گاه اثر افزایش درآمد نه تنها اثر منفی کاهش یارانه را خنثی می‌کند، بلکه هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر کالری دریافتی خانوارها اثر مثبت خواهد داشت.*

نتایج: *بر اساس یافته‌های این تحقیق به‌نظر می‌رسد که تنها توسل به سیاست کاهش یارانهٔ غذایی، بدون توجه به رشد درآمد خانوارهای ایرانی، آثار منفی شدیدی بر میزان کالری دریافتی خانوارها خواهد داشت.*

کلید واژه‌ها: امنیت غذایی، تقاضای کالری، تکنیک VAR، یارانهٔ غذایی

تاریخ دریافت: ۸۵/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۸۶/۳/۱۹

* کارشناس ارشد اقتصاد، عضو هیأت علمی موسسهٔ مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی <kh-tafresh@yahoo.com>

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران و پژوهشگر پژوهشکدهٔ آمار

*** کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، عضو هیأت علمی موسسهٔ مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی

1. Vector Autoregressive
2. Cointegration

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

مقدمه

از دههٔ ۵۰ تاکنون دولت همواره در بودجهٔ خود مبالغی را به عنوان یارانهٔ غذایی در نظر گرفته است، به‌طوری‌که مقدار یارانهٔ غذایی از ۵/۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۲ به ۳۱۹۰۱/۷ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۴ افزایش یافته‌است. نرخ رشد یارانه‌های غذایی طی سال‌های یاد شده سالانه ۳۲ درصد است (حیدری، ۱۳۸۵).

هدف از پرداخت یارانهٔ غذایی، تأمین کالری مورد نیاز هر فرد و در نتیجه تأمین امنیت غذایی جامعه است، که وجود ۱۰ تا ۲۰ درصد خانوارهای ایرانیِ نیازمند به کالری دریافتی استاندارد، دلیلی بر ادامهٔ پرداخت یارانهٔ غذایی است (خدادادکاشی و حیدری،۱۳۸۳: ۹۶-۹۹). در مقابل، دیدگاهی وجود دارد که پرداخت یارانه‌ها را مداخله در مکانیزم بازار مواد غذایی و علت کاهش کارایی آن می‌داند. برای مثال دولت علی‌رغم رشد مثبت یارانه همواره هزینه‌های زیادی نیز جهت تنظیم بازار مواد غذایی متقبل می‌گردد. حال سؤال این است که آیا کاهش یارانه‌ها تأثیر معناداری بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی خواهد داشت؟ همچنین در کنار این موضوع می‌توان بررسی نمود که کاهش یارانه‌ها و افزایش درآمد خانوارها به صورت جبرانی و مستقیم چه تأثیری بر کالری دریافتی خانوارها خواهد داشت. برای پاسخ به سؤالات فوق از تکنیک مدل‌های غیر ساختاری، خودرگرسیونی برداری (Johansen, 1991) استفاده شده‌است. در ادامه، این تکنیک به همراه کاربرد آن برای داده‌های ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱) بررسی مبانی نظری

به منظور استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی برای بررسی تأثیر یارانه‌های غذایی بر کالری دریافتی خانوار (به عبارت دیگر، برآورد تابع تقاضای کالری خانوارهای ایرانی) در این مقاله از مدل‌های غیر ساختاری (VAR) استفاده می‌شود.

در مدل‌های غیر ساختاری خودرگرسیونی برداری تعیین شکل و ساختار پویای مدل به داده‌ها واگذار می‌شود (Lutkepol, 1993). لازم به توضیح است که در کاربرد مدل‌های

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

VAR فقط باید دو نکته را معین کرد: الف) معرفی مجموعه متغیرهایی که بر هم اثر متقابل دارند؛ ب) بیشترین تعداد وقفه‌ای که برای کشف آثار متقابل متغیرها بر هم لازم است (یزدان‌پناه و دیگران، ۱۳۷۹).

همان‌طور که گفته شد، اگر چه بررسی رابطهٔ یارانهٔ غذایی و کالری دریافتی خانوارها محل چالش اقتصاددانان است ودر تحلیل آن دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد، اما مدل‌های تئوریکی که بتوان بر پایهٔ آن مدل‌های مشخص اقتصادسنجی همانند معادلات تقاضا، عرضه، مصرف و از این قبیل را تصریح نمود، وجود ندارد. بنابراین بر اساس آن‌چه که در بالا گفته شد، دراین مقاله از مدل‌های VAR برای بررسی تأثیر یارانه‌های غذایی بر کالری دریافتی خانوارها استفاده می‌شود. دراین زمینه مطالعات مختلفی در کشورهای دیگر انجام شده است. مطالعات ارزیابی کمبود تغذیه‌ای، بیشتر روی برآورد رابطهٔ درآمد و کالری تمرکز دارند. برای مثال بایوس و حداد (Bouis & Haddad, 1992) برای فیلیپین و راوالیون (Ravallion, 1990) برای اندونزی کشش درآمدی را نزدیک صفر برآورد کرده‌اند در حالی‌که بهرمن و دولالیکار (Behrman & Deolalikar, 1987) برای هند و استراوس (Strauss, 1984) برای سریلانکا حدود ۰/۸۲ تخمین زده‌اند. بهرمن و دیگران (Behrman, Foster & Rosenzweig, 1997) برای پاکستان با استفاده از پانل دیتا کشش کالری - مزد را حدود ۰/۶۱ تخمین زده‌اند. امانوئل (Emmanuel, 2001) حساسیت کشش درآمدی کالری را بر تغییرات قیمت در کشور اندونزی بررسی می‌کند. گیبسون از دانشگاه وایکاتو و اسکات از دانشگاه کالیفورنیا (Gibson & Scott) برای مناطق شهری گونهٔ جدید، به روش‌های پارامتری و غیرپارامتری کشش تقاضای کالری را برآورد کرده‌اند؛ و بالاخره تیفین و داوسون (Tiffin & Dawson., 2002) برای کشور زیمباوه، داوسون و تیفین (Dawson & Tiffin, 1998) برای کشور هند تقاضای کالری را با تکنیک اتورگرسیون برداری برآورد کرده‌اند.

در این‌جا مدل خودرگرسیونی برداری مورد استفاده، ارائه می‌گردد. باتوجه به مطالعات مختلف مرتبط با موضوع متغیرهای درآمد خانوار، قیمت غذا و یارانه‌های غذایی از جمله

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

مهم‌ترین متغیرهای مستقیم تأثیرگذار بر کالری دریافتی خانوار می‌باشند؛ از این رو مدل VAR مورد استفاده در این مقاله به شکل زیر تبیین می‌گردد.

$$\begin{bmatrix} C_t \\ I_t \\ P_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k} \begin{bmatrix} a_{k,11}\, a_{k,12}\, a_{k,13}\, a_{k,14} \\ a_{k,21}\, a_{k,22}\, a_{k,23}\, a_{k,24} \\ a_{k,31}\, a_{k,32}\, a_{k,33}\, a_{k,34} \\ a_{k,41}\, a_{k,42}\, a_{k,43}\, a_{k,44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-i} \\ I_{t-i} \\ P_{t-i} \\ S_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{bmatrix} \qquad (۱)$$

که C_t، مقدار کالری دریافتی خانوار، I_t، درآمد خانوار، P_t، شاخص قیمت غذا و S_t، مقدار یارانه غذایی می‌باشد. k تعداد تأخیرهای مدل، μ و a_i نیز پارامترها هستند. در مدل فوق با داشتن ۴ متغیر و k وقفهٔ زمانی باید $4(1+4k)$ پارامتر برآورد شود. بنابراین هر چه تعداد وقفه‌ها بیش‌تر باشد، پارامترهای برآوردی مدل بیش‌تر می‌گردد و در نتیجه، درجهٔ آزادی کوچک‌تر خواهد بود. بنابراین بین داشتن تعداد کافی وقفه‌ها و داشتن تعداد کافی پارامترها باید مصالحه‌ای انجام داد و یکی را فدای دیگری نمود.

در مدل فوق ابتدا باید پایایی متغیرها بررسی گردد. برای این منظور از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌گردد. در این مقاله از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (Dicky & Fuller, 1981) استفاده شده است. لازم به ذکر است که اگر یک متغیر ناپایا با یک بار تفاضل‌گیری به یک متغیر پایا تبدیل شود، آن متغیر را $I(1)$ می‌دانند. به عبارت دیگر آن متغیر انباشته از درجهٔ یک است.

با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی می‌توان روابط هم انباشتهٔ بین متغیرها را برآورد کرد. با توجه به آن‌چه گفته شد، متغیرهای مورد استفاده در مقالهٔ مورد آزمون ریشهٔ واحد قرار گرفتند و داشتن ریشهٔ واحد همهٔ آن‌ها تأیید گردید. سپس آزمون ریشهٔ واحد برای تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها انجام شد و ریشهٔ واحد داشتن آن‌ها تأیید نگردید. در نتیجه می‌توان گفت متغیرهای مورد استفادهٔ همگی $I(1)$ هستند. نتایج در جداول شمارهٔ ۱ و ۲ ارائه شده است.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

نظر به این که متغیرهای به کار گرفته شده همه $I(1)$ هستند، با استفاده از روش اتورگرسیون برداری جوهانسن(Johansen, 1988) می‌توان تعداد روابط هم انباشتهٔ بین متغیرهای مورد نظر را مشخص نمود. جوهانسن رابطهٔ هم انباشتگی بین متغیرها را که در قالب مدل ECM زیر تعریف می‌گردد، با استفاده از روش حداکثر درستنمایی چند متغیره برآورد می‌کند.

$$\Delta X_t=\mu+\sum_{i=1}^{k-1}\Gamma_i\Delta X_{t-i}+\Pi X_{t0k}+\varepsilon_t \qquad (۲)$$

که:

$$\Gamma_i=[I-A_1-\cdots-A_i],\Delta X_t=X_t-X_{t-1},X_t'=[c_t,I_t,P_t,S_t]' \qquad i=1,\ldots,k-1$$

می‌باشند. وقتی متغیرها ریشهٔ واحد دارند، آن‌گاه رتبهٔ ماتریس $\Pi(4\times4)$ کوچک‌تر از ۴ خواهد بود. از آن‌جا که رتبهٔ ماتریس $\Pi(4\times4)$ (r) بیان‌گر تعداد روابط هم انباشته می‌باشد در صورتی‌که $0\le r\le3$ آن‌گاه می‌توان نوشت $\Pi=\alpha\beta'$ که در آن α و β هر دو دارای ابعاد $(4\times r)$ می‌باشند. به عنوان مثال اگر (r) برابر یک شود، رابطهٔ (۲) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$\begin{bmatrix}\Delta C_t\\ \Delta I_t\\ \Delta P_t\\ \Delta S_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\mu_1\\ \mu_2\\ \mu_3\\ \mu_4\end{bmatrix}+\sum_{i=1}^{k-1}\begin{bmatrix}\Gamma_{11}\,\Gamma_{12}\,\Gamma_{13}\,\Gamma_{14}\\ \Gamma_{21}\,\Gamma_{22}\,\Gamma_{23}\,\Gamma_{24}\\ \Gamma_{31}\,\Gamma_{32}\,\Gamma_{33}\,\Gamma_{34}\\ \Gamma_{41}\,\Gamma_{42}\,\Gamma_{43}\,\Gamma_{44}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta C_{t-i}\\ \Delta I_{t-i}\\ \Delta P_{t-i}\\ \Delta S_{t-i}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\alpha_1\\ \alpha_2\\ \alpha_3\\ \alpha_4\end{bmatrix}[\beta_1\,\beta_2\,\beta_3\,\beta_4]\begin{bmatrix}C_{t-k}\\ I_{t-k}\\ P_{t-k}\\ S_{t-k}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\varepsilon_1\\ \varepsilon_2\\ \varepsilon_3\\ \varepsilon_4\end{bmatrix}$$

در رابطهٔ فوق $\alpha_{4\times1}$ بردار ضرایب تصحیح انحراف از بلندمدت و $\beta'_{4\times1}$ بردار هم انباشتگی نامیده می‌شود. معمولاً برای این که بردار هم انباشتگی β' یکتا باشد، یکی از ضرایب β_i نرمال (برابر واحد) در نظر گرفته می‌شود. قدر مطلق بردار ضرایب تصحیح (α) عموما باید کوچک‌تر از واحد باشند. مقدار α_iها بیان می‌دارند در صورتی‌که عدم تعادلی در رابطهٔ بلند مدت رخ دهد، چند درصد از این عدم تعادل در هر دوره توسط متغیر iام در سمت چپ اصلاح می‌شود. حال پس از معرفی داده‌های مورد استفاده در این

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

مقاله مدل فوق با استفاده از نرم افزار EViews5 حل می‌گردد و نتایج در ادامهٔ آن ارائهٔ می‌شود.

۲) روش

در این مقاله از داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران برای بررسی رابطهٔ بین قیمت، درآمد و یارانه روی تقاضای کالری خانوارهای ایرانی استفاده شده است. دورهٔ زمانی ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۳ به صورت سالانه و تعداد ۴۴ مشاهده با توجه به آمارهای موجود انتخاب شد. برای قیمت از سری زمانی شاخص قیمت خرده فروشی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات به قیمت پایهٔ سال ۱۳۶۹ محاسبه شده توسط بانک مرکزی ایران، برای درآمد از سری زمانی GDP واقعی سرانهٔ محاسبه شده توسط بانک مرکزی ایران و برآورد جمعیت مرکز آمار ایران، برای یارانه سری زمانی ارائه شده از سوی سازمان حمایت مصرف کنندگان و تولید کنندگان وزارت بازرگانی که با شاخص قیمت خرده فروشی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها تعدیل شده است و برای تقاضای کالری از پایگاه داده‌های FAO مقادیر عرضهٔ کالری استخراج شده است.

۳) یافته‌ها

به منظور بررسی رابطهٔ بین کالری دریافتی خانوارهای ایرانی، قیمت غذا، یارانهٔ غذا و درآمد سرانهٔ خانوار، ابتدا سری‌های زمانی معرفی شده در بالا به شکل لگاریتمی تبدیل شدند و سپس آزمون ریشهٔ واحد دیکی- فولر تعمیم یافته برای آن‌ها انجام شد. خلاصهٔ نتایج که در جداول شمارهٔ ۱ و ۲ آمده است نشان می‌دهد هر چهار سری دادهٔ مورد بررسی در سطح حداکثر ۵ درصد دارای یک ریشهٔ واحد می‌باشند که با یک بار تفاضل‌گیری تبدیل به سری‌های پایا می‌شوند.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

جدول ۱: نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرها بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	سطح بحرانی.	وقفه بهینه
LCAL	۰/۲۵	۲
LFCPI	۰/۲۸	۱
LRGDP	۰/۵۵	۱
LRS	۰/۷۸	۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرها پس از تفاضل مرتبهٔ اول بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

تفاضل متغیرها	سطح بحرانی.	وقفه بهینه
D(LCAL)	۰	۰
D(LFCPI)	۰/۰۲۲	۰
D(LRGDP)	۰/۰۱۳	۰
D(LRS)	۰	۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

LCAL= لگاریتم متغیر تقاضای کالری، LFCPI= لگاریتم شاخص قیمت غذا، LRGDP= لگاریتم تولیدناخالص‌داخلی‌سرانه، LRS= لگاریتم یارانهٔ واقعی غذا و D= تفاضل‌گیری مرتبهٔ اول می‌باشد.

پس از آزمون ریشهٔ واحد متغیرها، نوبت به تعیین تعداد وقفه‌های بهینه می‌رسد. برای این منظور تست مقادیر انتخاب بهینهٔ وقفه در مدل‌های VAR انجام شد. بر اساس نتایج آماره‌های FPE[1]، LR[2]، آماره آکائیکAIC[3]، تعداد ۳ وقفه به عنوان وقفه‌های بهینه انتخاب شد (جدول شمارهٔ ۳).

1. Final Prediction Error
2. Sequential Modified LR test statistic
3. Akaike Information Criteira

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

جدول ۳: نتایج آزمون‌های مختلف برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	−۱۷۳/۲۵	-	۰/۱۰۴	۹/۰۸	۹/۲۶	۹/۱۵
۱	۲۷/۰۳	۳۴۹/۲۱	۸/۲۴	−۰/۳۶	۰/۴۹	−۰/۰۵
۲	۴۳/۰۹	۲۴/۷۱	۸/۴۵	−۰/۳۶	۱/۱۷	۰/۱۸
۳	۶۷/۳۵	۳۲/۳۴	۵/۹۵	−۰/۷۸	۱/۴۳	۰/۰۰۸
۴	۸۲/۰۶	۱۶/۵۹	۷/۳۴	−۰/۷۲	۲/۱۷	۰/۳۱
۵	۹۹/۰۶	۱۵/۶۹	۹/۰۲	−۰/۷۷	۲/۸۱	۰/۵۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

لازم به ذکر است که در جدول فوق HQ[1] بیان‌گر آمارهٔ هنا- کوئین، SC[2] بیان‌گر آمارهٔ شوارتز و LogL[3] بیان‌گر لگاریتم حداکثر درستنمایی می‌باشند.

پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، آزمون هم انباشتگی و برآورد بردارهای هم انباشته بر اساس روش جوهانسن انجام شد. نتایج آزمون نهایی اثر،[4] دلالت بر آن داشتند که فرضیهٔ صفر مبنی بر نداشتن رابطهٔ هم انباشتگی در سطح ۵ درصد با مقدار احتمالی (۰/۰۰۱۴) رد گردید؛ اما فرضیهٔ صفر مبنی بر داشتن یک رابطهٔ هم انباشتگی با مقدار احتمالی (۰/۰۶۱) در سطح ۵ درصد رد نمی‌گردد. بنابراین در ادامه، بردار هم انباشته با سه وقفه و با منظور کردن ضریب ثابت و روند در معادلهٔ هم‌انباشته و عدم حضور روند در مدل VAR (Doornik, 1995) برآورد شد. این برآورد بر اساس روش جوهانسن مقید صورت گرفت. رابطهٔ بلندمدت (هم‌انباشته) برآوردی به صورت زیر می‌باشد:

1. Hanna-Quin
2. Schwarz Criteria
3. Likelihood Logarithm
4. Trace Test

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

$$LCAL(-1)=۴/۵۵+۲۰۶۱۱۲\ LRGDP(-1)+۰/۰۰۰۱۳۹LRS(-1)-۰/۰۰۷۲۴LFCPI(-1)+۰/۰۰۷۸۴۶\ TREMD$$

(۰/۰۲۳۳۵) (۰/۰۰۰۲۵) (۰/۰۱۴۳۵) (۰/۰۰۲۵۹)

[-۸/۸۲۷۹۹] [+۰/۵۶۴۶۳] [-۰/۴۸۹۳۶] [+۳/۰۲۸۰۴]

R^2=۰/۶۶۳۲

SC=-۳/۸۷

در رابطهٔ فوق، اعداد داخل پرانتز بیان‌گر انحراف معیار و اعداد داخل براکت بیان‌گر آمارهٔ t می‌باشد. در مدل فوق اگرچه مثبت و منفی بودن ضرایب مطابق با تئوری‌های اقتصادی است، اما متغیرهای قیمت و یارانه از نظر آماری بی‌معنی هستند. هم‌چنین قدر مطلق ضریب تصحیح انحراف از بلند مدت هر دو متغیر (به ترتیب ۱/۴ و ۲۶۴) بزرگ‌تر از یک است در حالی که باید کوچک‌تر از یک باشد. لذا مدل فوق یک بار بر اساس حذف متغیر قیمت و یک بار با حذف متغیر یارانه تعدیل گردید. سپس کلیهٔ مراحل فوق برای تعیین تعداد وقفه و وجود بردارهای هم انباشته آزمون گردید.

نتایج دلالت بر آن داشت که با حذف یک متغیر، تعداد وقفه‌های بهینه به ۲ کاهش پیدا می‌کند، اما هم‌چنان وجود حداقل یک بردار هم انباشته تأیید می‌گردد. پس از حذف متغیر یارانه از مدل اصلی و باقی ماندن متغیر قیمت، ضریب پارامتر برآوردی در رابطهٔ بلند مدت، مثبت و بی‌معنی شد در حالی که با حذف متغیر قیمت و جایگزین کردن آن با متغیر یارانه، نه تنها ضرایب مدل همه معنی‌دار شد و علایم صحیح مطابق با تئوری گردیدند، بلکه مقدار آمارهٔ اطلاعاتی شوارتز نیز کاهش یافت. تنها مسأله در این مدل، بزرگ‌تر از یک بودن ضریب تصحیح انحراف در بلند مدت متغیر یارانه بود که برای این منظور فرضیهٔ برونزایی ضعیف[1] این متغیر آزمون گردید. نتیجه مثبت بود؛ به عبارت دیگر، متغیر یارانه در

۱. برونزایی ضعیف به حالتی گفته می‌شود که یک متغیر مانند x در بلند مدت بر یک متغیر دیگر مانند y تأثیر دارد، اما اگر انحرافی در رابطهٔ تعادلی بلندمدت متغیر y به هر دلیلی رخ دهد، برای تصحیح این عدم تعادل در دوره‌های کوتاه مدت متغیر x نمی‌تواند نقشی داشته باشد. برای مطالعهٔ بیش‌تر، مراجعه شود به:
Enders, Walter. (1948), **Applied Econometric Time Series,** 2nd ed., P.334.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

مدل به عنوان یک متغیر برونزای ضعیف شناخته می‌شود. روابط نهایی بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرها، بر اساس روش مقید جوهانسن به صورت زیر معرفی می‌گردد.

الف) روابط بلند مدت مقید متغیرها

$$LCAL=۵/۳۲+۰/۱۵۷۷LRGDP+۰/۰۰۸۸LRS+۰/۰۰۶۳۶۹\ TREND$$

ب) روابط کوتاه مدت مقید متغیرها

قدر مطلق مقادیر ضرایب تصحیح انحراف از بلند مدت، مطابق انتظار کوچک‌تر از یک هستند. همچنین اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار و اعداد داخل براکت بیان‌گر آمارهٔ t می‌باشند. در جدول فوق همانند قبل LCAL بیان‌گر لگاریتم تقاضای کالری، LRGDP بیان‌گر تولید ناخالص داخلی سرانه و RS بیان‌گر لگاریتم یارانهٔ واقعی غذا و D بیان‌گر اپراتور مرتبهٔ اول می‌باشد.

۴) تحلیل نتایج: بررسی تأثیر شوک وارده بر متغیر یارانه روی کالری دریافتی خانوار

نتایج نشان داد که ضرایب بلند مدت مدل در سطح ۵ درصد، از نظر آماری نه تنها معنادار هستند، بلکه همچنین مطابق با تئوری می‌باشند. به عبارت دیگر مطابق تئوری‌های اقتصادی انتظار این است که کشش درآمدی و کشش متغیر یارانه برای تقاضای کالری مثبت باشد و با افزایش درآمد و یا یارانهٔ غذایی، کالری دریافتی افزایش یابد. از آن‌جا که متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل در نظر گرفته شده‌اند، لذا ضرایب به‌دست آمده بیان‌گر کشش‌های بلند مدت می‌باشند. بر اساس رابطهٔ بلند مدت فوق، کشش درآمدی تقاضای کالری در ایران حدود ۰/۱۶ و کشش یارانه‌ای تقاضای کالری برابر ۰/۰۰۹ است. به عبارت دیگر اگر یک درصد درآمد سرانه خانوار افزایش پیدا کند، کالری دریافتی خانوار حدود ۰/۱۶ درصد (کم‌تر

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

از یک پنجم) افزایش می‌یابد، در حالی که اگر یارانه‌ها یک درصد افزایش پیدا کند، کالری دریافتی خانوار تنها ۰/۰۰۹ درصد افزایش خواهد داشت. یعنی اثر افزایش درآمد حدود ۱۷ برابر اثر افزایش یارانه است. با توجه به این‌که هدف این مقاله بررسی تاثیر کاهش یارانه‌ها بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی می‌باشد، لذا برای این منظور از توابع عکس العمل آنی تعمیم یافته (Pesaran & Shin, 1998) استفاده شد. از این توابع می‌توان برای بررسی نحوهٔ واکنش کالری دریافتی خانوارها در دوره‌های آتی، در ازای تغییر یک واحدی متغیر یارانه استفاده نمود. نتایج کاهش یک واحدی متغیر یارانهٔ غذایی بر روی کالری دریافتی خانوارهای ایرانی (بدون جبران درآمد خانوارها)، در جدول شمارهٔ ۴ و نمودار شمارهٔ ۱ نمایش داده شده است. بر اساس این نتایج ، ۵ سال لازم است تا خانوارها انتظارات خود را تعدیل کنند. این بدان معنا است که یک خانوار ایرانی به طور متوسط ۵ سال نیاز دارد تا با درآمد جاری خود الگوی مصرف خود را چنان تغییر دهد تا روند اثرات منفی ناشی از اجرای سیاست فوق الذکر را بر روی کالری دریافتی خود متوقف کند. نتایج جزئی‌تر نشان می‌دهد که در سه سال اول بعد از کاهش یارانه‌ها کالری دریافتی خانوار به شدت کاهش می‌یابد. بعد از سال پنجم تأثیر منفی کاهش یارانه‌ها بر کالری دریافتی خانوار کاسته می‌شود و در سال نهم به بعد به یک شرایط تقریباً پایدار می‌رسند. لذا کاهش یارانه‌ها هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارای اثر منفی بر کالری دریافتی خانوارها می‌باشد. اگرچه خانوارها هیچ‌گاه نمی‌توانند به وضعیت قبلی خود دست یابند، اما در صورتی که همراه با کاهش یارانه‌ها درآمد خانوارها به همان اندازه جبران گردد، نتایج دلالت بر آن دارد که تا دو سال کالری دریافتی خانوار دست‌خوش تغییر چندانی نخواهد شد (جدول شمارهٔ ۵ و نمودار شمارهٔ ۲)، اما بعد از آن کالری دریافتی خانوار علی‌رغم کاهش یارانه‌ها افزایش خواهد یافت به طوری که این اثر در سال هفتم به حداکثر خود خواهد رسید.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

جدول ۴: نتایج کاهش یک واحدی متغیر یارانه غذایی بر روی کالری دریافتی خانوارهای ایرانی

متغیر وابسته	ضرایب تصحیح	عرض از مبدأ	D(LCAL(-1))	D(LCAL(-2))	D(LRGDP(-1))	D(LRGDP(-2))	D(LRS(-1))	D(LRS(-2))
D(LCAL)	۰/۰۱۵	۰/۰۰۵	۰/۲۸	۰/۴۴	−۰/۰۸	۰/۰۰۱	−۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲۲۷
	(−۰/۰۰۳)	−۰/۰۰۴	(−۰/۱۴)	(−۰/۱۴)	(−۰/۰۶)	(−۰/۰۶)	(−۰/۰۰۰۳)	(−۰/۰۰۰۲)
	[۴/۹۱]	[۱/۱۵]	[۱/۹۲]	[۳/۱۱]	[−۱/۳۳]	[۰/۰۲]	[−۰/۸۰۶]	[۰/۸۰۹]
D(LRGDP)	−۰/۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	−۰/۰۹	۰/۵۳	۰/۱۸	۰/۰۰۱	−۰/۰۰۰۱
	(−۰/۰۰۹)	(−۰/۰۱)	(−۰/۴۰۵)	(−۰/۳۸)	(−۰/۱۶)	(−۰/۱۷)	(−۰/۰۰۰۸)	(−۰/۰۰۰۷۷)
	−۲/۱۵	۰/۴۰۴	۰/۰۲	−۰/۲۳	۳/۲۱	۱/۰۲۸	۱/۳۰۰	−۰/۲۵
D(LRS)	۰	۱/۲۵	۱۶۹/۳۲	−۶۵/۷۶	۲۴/۸۱	−۲/۵۳	−۰/۱۵۰	−۰/۱۰۲
	(۰)	(−۲/۹۱)	(−۱۰۰/۶۴)	(−۹۵/۸۱)	(−۴۱/۵۵)	(−۴۳/۷۳)	(−۰/۲۰۵)	(−۰/۱۹۰)
	−	[−۰/۴۲]	[۱/۶۸]	[−۰/۶۸]	[−۰/۵۹]	[−۰/۰۵۸]	[−۰/۷۳]	[−۰/۵۳۷]

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵: تاثیر شوک کاهش یارانه بر کالری دریافتی خانوار در دوره‌های مختلف

دوره	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
واکنش کالری دریافتی	۰	−۰/۰۰۰۳۵	−۰/۰۰۰۹۹	−۰/۰۰۱۱۴	−۰/۰۰۱۱	−۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۸۳	−۰/۰۰۰۷۱	−۰/۰۰۰۷۳	−۰/۰۰۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

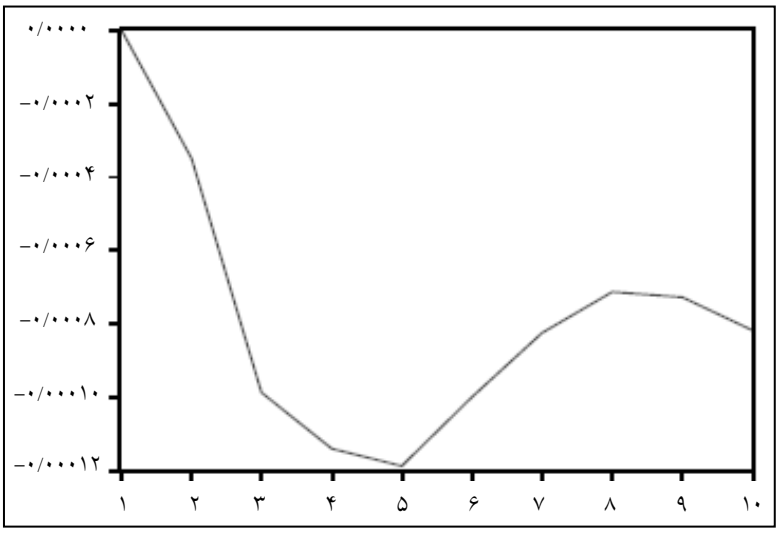
جدول ۶: تاثیر شوک کاهش یارانه همراه با جبران درآمد خانوار بر روی کالری دریافتی خانوار در دوره‌های مختلف

دوره	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
واکنش کالری دریافتی	۰	۰،۰۲۴	۰،۱۴	۰،۲۷	۰،۳۷	۰،۴۲	۰،۴۳	۰،۴	۰،۳۸	۰،۳۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

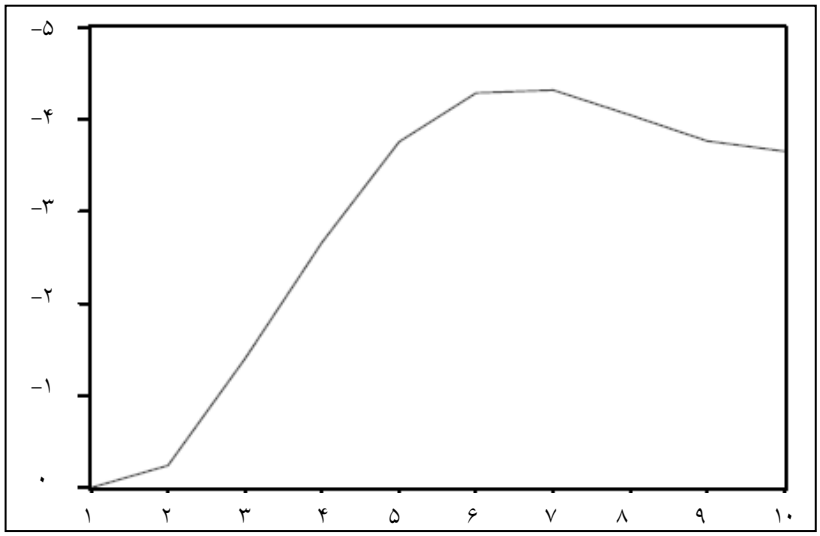
[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

نمودار ۱: تاثیر شوک کاهش یارانه روی کالری دریافتی خانوار



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: تاثیر شوک کاهش یارانه همراه با جبران درآمد خانوار روی کالری دریافتی خانوار



[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

۵) جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

آمارها بیان می‌کنند که یارانهٔ غذایی از ۵/۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۲ به ۳۱۹۰۱/۷ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۴ افزایش یافته‌است. به عبارت دیگر نرخ رشد یارانه‌های غذایی طی سال‌های یاد شده سالانه ۳۲ درصد است. با این وجود مطالعات اخیر نشان می‌دهد که ۱۰ تا ۲۰ درصد خانوارهای ایرانی کمتر از نیاز کالری دریافت کرده‌اند. بنابراین به نظر می‌رسد که کاهش یارانهٔ غذایی امنیت غذایی خانوارهای ایرانی را به شدت تحت تاثیر قرار خواهد داد. بررسی این موضوع دغدغهٔ بسیاری از کشورها از جمله هند، پاکستان، اندونزی، سریلانکا و فیلیپین بوده است. لذا این مقاله نیز در چارچوب مدل‌های خودرگرسیون برداری، تاثیر کاهش یارانهٔ غذایی بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی را مورد بررسی قرار داده است.

یافته‌های این مقاله دلالت بر آن دارد که:

الف) تأثیر یارانهٔ غذایی و درآمد بر کالری دریافتی خانوار در بلند مدت مثبت و معنی‌دار است؛

ب) کشش درآمدی بلند مدت تقاضای کالری در ایران حدود ۰/۱۶ و کشش یارانه‌ای بلند مدت برای تقاضای کالری برابر ۰/۰۰۹ است. این در حالی است که کشش درآمدی برای اندونزی و فیلیپین حدود صفر و برای هند و سریلانکا حدود ۰/۸ برآورد شده است؛

ج) در بلند مدت متغیر قیمت بر کالری دریافتی خانوار ایرانی تأثیر معناداری ندارد؛

د) اگر یک واحد یارانهٔ غذایی کاهش یابد بدون آن که درآمد خانوار جبران گردد، ۵ سال طول خواهد کشید تا خانوارها انتظارات خود را تعدیل کنند و در دو سال اول، کالری دریافتی خانوار به شدت کاهش می‌یابد و اثر منفی کاهش یارانه در بلندمدت باقی خواهدماند؛

هـ) اکر یک واحد یارانه‌های غذایی کاهش یابد و در مقابل یک واحد درآمد خانوار جبران شود، اثر خالص آن بر کالری دریافتی خانوارها مثبت خواهد بود، اگرچه در دو سال اول این تأثیر ناچیز است اما تا سال هفتم به حداکثر مقدار خود خواهد رسید.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

و) ضریب تصحیح انحراف از بلند مدت متغیر یارانه صفر است؛ به عبارت دیگر متغیر یارانه یک برونزای ضعیف است و در تصحیح انحراف از تعادل بلند مدت تقاضای کالری به صورت مستقیم شرکت نمی‌کند.

بر اساس یافته‌های این تحقیق به‌نظر می‌رسد که تنها توسل به سیاست کاهش یارانهٔ غذایی، بدون توجه به رشد درآمد خانوارهای ایرانی، آثار منفی شدیدی بر میزان کالری دریافتی خانوارها خواهد داشت. بنابراین انتخاب یک چنین سیاست تک بعدی می‌تواند تامین امنیت غذایی خانوارهای ایرانی را به خطر اندازد.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

منابع

References

- بانک مرکزی ج.ا.ا.، **استخراج داده‌های تولید ناخالص ملی و شاخص قیمت غذا**، تهران، ادارهٔ حساب‌های ملی، بانک مرکزی.
- حیدری، خلیل و دیگران. (۱۳۸۵)، **اصلاح نظام پرداخت یارانه کالاهای اساسی در ایران (با تأکید بر هدفمندی)**، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، شرکت چاپ و نشر بازرگانی.
- خدادادکاشی، فرهاد و حیدری، خلیل. (۱۳۸۳)، **مطالعه جامع عملکرد تغذیه‌ای و امنیت غذایی خانوارهای ایرانی**، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، شرکت چاپ و نشر بازرگانی.
- وزارت بازرگانی، **استخراج داده‌های یارانه**، سازمان حمایت مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان.
- مرکز آمار ایران، **برآورد داده‌های جمعیت**، سایت درگاه ملی آمار ایران.
- یزدان‌پناه، احمد و دیگران. (۱۳۷۹)، **مباحثی پیرامون اقتصادسنجی نوین**، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

- Behrman, J.R. & Deolalikar, A.B. (1987), **Will Developing Country Nutrition Improve With Income? A Case Study for Rural India**, Juornal of Political Economy,95.
- Behrman, J.R; Foster, A.D. & Rosenzweig, M.R. (1997), **The Dynamics of Agricultural Production and the Calorie-Income Relationship: Evidence from Pakistan**, Journal of Econometrics,77.
- Bouis, H.E. & Haddad, L.J. (1992), **Are Estimates of Calorie-Income Elasticities**.
4. Dawson, P.J. & Tiffin. R. (1998), **Estimating the Demand for Calories in India**, American Journal of Agricultural Economics, 80.
- Dicky, D.A. & Fuller, W.A. (1981), **Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With Unit Root**, Econometrica, 49.
- Doornik, J.A. (1995), **Testing General Restriction on the Cointegrating Space**, Nuffield College, Oxford OX1 1NF, UK.
- Enders, Walter. (1948), **Applied Econometric Time Series**, 2nd ed.
- Gibson, J. & Rozelle, Scott. (2003), **How Elastic Is Calorie Demand?**

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

References منابع

Parametric, Nonparametric, and Semiparametric Results for Urban Papua New Guinea, Journal of Development Economics.

- Johansen, S. (1988), **Statistical Analysis of Cointegration Vectors**, Journal of Economic Dynamics and Control, 12.
- Johansen, S. (1991), **Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models**, Econometrica, 59.
- Lutkepol,H.(1993), **Introduction to Multiple Time Series Analysis, Berlin: Springer- verlag Too High?**, Journal of Development Economics, 39.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1998), **Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Model**, Economics Letters, 58.
- Ravallion, M. (1990), **Income Effects on Undernutrition**, Economic Development and cultural Change, 38.
- Skoufias, Emmanuel. (2001), **Is the Calorie Income Elasticity Sensitive to Prices Change?**, International Food Policy Research Institute.
- Strauss, J. (1984), **Joint Determination of Food Consumption and Production in Rural Sierra Leone: Estimates of a Household-Firm Model**, Journal of Development Studies, 14.
- Tiffin. R & Dawson. P .J. (2002), **The Demand for calories: Some Further Estimates from Zimbabwe**, Journal of Agricultural Economics, 53 (2).
- Tiffin. R. (1998), **Estimating the Demand for Calories in India**, American Journal of Agricultural Economics, 80.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2026-11-04]