

پیش‌بینی تابع تقاضای گروه‌های عمده غذایی در ایران با ملاحظه سناریوهای رشد جمعیت

محمد امین کوهبر*

علی قنبری**، عباس عصارى آرانى***، بهرام سحابى****

چکیده

هدف این مقاله بررسی تغییرات قیمتی و درآمدی بر مصرف مواد غذایی است. در این مسیر، با استفاده از تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل، تقاضای گروه‌های عمده خوراکی با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان پویا برآورد شده است. با پیش‌بینی جمعیت در فرآیندی مجزا میزان مصرف هریک از مواد خوراکی پیش‌بینی شده است. به این ترتیب، با پیش‌بینی تقاضای مواد غذایی می‌توان دریافت که برای خودکفایی در محصولات خوراکی برای تولید چه میزان از هریک از مواد غذایی باید برنامه‌ریزی کرد. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش متناسب قیمت مواد غذایی، بیش‌ترین کاهش مصرف را به ترتیب در گروه‌های نان و غلات، شیرینی‌ها، روغن و چربی‌ها، و لبنیات می‌توان انتظار داشت، درحالی‌که اگر چنین تغییراتی تدریجی انجام شود، فقط مصرف لبنیات تا حدودی کاهش خواهد یافت که البته کاهش مثبت مصرف این گروه‌ها نسبت به درآمد نشان می‌دهد که کاهش‌های گفته‌شده را می‌توان با استفاده از پرداختی‌های انتقالی جبران کرد. نهایتاً این‌که افزایش قیمت شیرینی و چربی‌ها در بلندمدت تأثیر معنی‌داری در مصرف گروه‌های غذایی و رژیم غذایی خانوارهای ایرانی خواهد داشت.

* استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه علوم و فنون دریایی، خرمشهر (نویسنده مسئول)، aminkuhbor@gmail.com

** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، sahabi_b@modares.ac.ir

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، assari_a@modares.ac.ir

**** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، dr_alighanbari@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۲۵، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۲۲

کلیدواژه‌ها: فرم پویای تقاضای تقریباً ایده‌آل، پیش‌بینی مصرف غذا، الگوی کرانه‌ای خودرگرسیون.

طبقه‌بندی JEL: Q18, D11

۱. مقدمه

اصلاح قیمت سوخت، افزایش نرخ ارز، و هم‌چنین سطح عمومی قیمت‌ها طی سال‌های اخیر، از طریق کاهش قدرت خرید خانوارهای ایرانی، الگوی مصرفی آن‌ها را دست‌خوش تعدیل جدی قرار داده و درصد بیش‌تری از خانوارها را زیر خط فقر و حتی خطر گرسنگی قرار داده است. با توجه به این که مواد غذایی علاوه بر ارزش سیرکنندگی تأثیر درخور توجهی در سلامت افراد دارند، نباید از این تأثیرات جانبی تحولات اقتصادی اخیر غافل شویم. از سویی، سیاست‌گذاری‌ها و تدوین برنامه‌های غذایی مناسب مستلزم مطالعه دقیق رفتار مصرفی مواد غذایی و عوامل مؤثر در تقاضای این گروه مصرفی است. بر این اساس، تعداد درخور ملاحظه‌ای از مقالات و مطالعات تجربی را در موضوع مورد بحث می‌توان دید. ایران هم از این حیث مستثنی نیست و می‌توان سیاست‌های گسترده‌ای را در اقتصاد این کشور یافت که در جهت تأمین امنیت غذایی اقشار آسیب‌پذیر تدوین شده‌اند. این اقدامات اغلب با هدف خودکفایی در تولید محصولات غذایی، تثبیت قیمت مواد غذایی، افزایش قدرت خرید فقرا، به‌ویژه در مصرف مواد غذایی و به‌طور خلاصه افزایش رفاه این گروه، انجام شده است. ابزار اصلی سیاست‌های غذایی مورد بحث این مقاله، که از کانال رفتار مصرف‌کننده تأثیر خواهد گذاشت، قیمت این مواد و درآمد مصرف‌کنندگان است.

تحلیل تأثیر قیمت‌گذاری‌های مختلف مواد غذایی مستلزم شناخت رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان و پارامترهای تقاضاست. این پارامترها تأثیرهای بلندمدت و کوتاه‌مدت تغییر در قیمت هریک از مواد غذایی و درآمد مصرف‌کننده را در مصرف این زیرگروه‌های مصرفی نشان می‌دهند. در این مقاله، ضمن برآورد تابع تقاضای پویای اقلام عمده غذایی، کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت آن‌ها را به‌منزله واکنش آن‌ها در مقابل تغییر قیمت مواد غذایی و هزینه آن‌ها محاسبه می‌کنیم. بدین ترتیب، امکان پیش‌بینی مصرف سرانه هریک از اقلام یادشده تحت سیاست‌های قیمت‌گذاری مختلف فراهم می‌شود. هم‌چنین با استفاده از پروژه تغییر جمعیت و ضمن استفاده از مصرف کل گروه‌های مختلف غذایی پیش‌بینی شده می‌توان تقاضای این گروه‌های مصرفی کل کشور را در سال‌های آینده پیش‌بینی و در سمت

عرضه برای خودکفایی در تولید این محصولات برنامه‌ریزی کرد. براساس آمارهای مرکز آمار ایران، جمعیت کل کشور تا سال ۱۳۹۵، ۷۹,۹۲۶,۲۷۰ اعلام شده که از این میان، ۷۴٪ را جمعیت شهری و مابقی را جمعیت روستایی تشکیل داده‌اند. هم‌چنین نسبت مردان ۵۱٪ و زنان ۴۹٪ گزارش شده است. نرخ کل باروری در کشور در ۱۰ سال اخیر بین ۱/۳ تا ۱/۶ فرزند به‌ازای هر زن در حال تغییر بوده و این تغییرات روندی کاهشی داشته است. این نرخ در جوامع شهری حدود ۱/۱ و ۱/۹ فرزند برای هر زن روستایی برآورد شده است (مرکز آمار ایران ۱۳۹۸). هم‌چنین نرخ امید به زندگی برای مردان حدود ۷۵ و زنان حدود ۷۹ سال گزارش شده است (همان).

پس از مبانی نظری و پیشینه تحقیق، در بخش سوم این مقاله داده‌ها و آمار توصیفی مصرف غذا و روند تغییرات مصرف گروه‌های مختلف غذایی در سال‌های اخیر را بررسی خواهیم کرد. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به‌منزله انعطاف‌پذیرترین الگوهای تقاضا هم‌راه مسائل مربوط به تخمین این سیستم معادلات هم در این بخش بررسی می‌شود. در بخش چهارم روش انجام تحقیق مطرح و نتایج مربوط به معادلات تقاضا ارائه شده است و کشش‌های محاسبه‌شده ارائه خواهد شد. با استفاده از این نتایج، در قسمت پنجم مقاله تأثیرات تغییرات مختلف قیمتی و درآمدی را در سال‌های آینده بررسی می‌کنیم که به نتیجه‌گیری و پیش‌نهادهای سیاستی ختم می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

باتوجه به این‌که بسیاری از تصمیمات مصرفی درون خانواده و به‌صورت متحد برای هر خانواده شکل می‌گیرد، واحد مصرف‌کننده خانوار در نظر گرفته شده است. براساس اصول اقتصاد خرد، هر یک از اقلام مصرفی به‌نحو خاصی در تابع مطلوبیت مشارکت دارند و نحوه مصرف هر کالا یا خدمت به‌گونه‌ای است که مصرف‌کننده در نهایت به بالاترین سطح مطلوبیت دست یابد. از مهم‌ترین گروه‌های عمده مصرفی اقلام خوراکی است. با فرض جدایی‌پذیری ضعیف این گروه، می‌توان تقاضای مواد غذایی را به‌صورت مستقل از سایر کالاها تخمین زد (غلامی و کیانی ۱۳۸۹؛ Deaton and Eakins and Gallagher 2003; Mullbauer 1980). مصرف‌کننده با حداکثرکردن مطلوبیت خود در قید بودجه، تابع تقاضا برحسب قیمت خودی، و قیمت کالاهای مرتبط تصریح می‌شود.

$$q_i = f(p_1, p_2, \dots, p_n, m)$$

که در آن q_i و p_i به ترتیب تقاضا و قیمت کالای i ام و m درآمد مصرف‌کننده است. فرم تبعی تابع در ادامه با جزئیات کامل توضیح داده شده است.

تصریح نظری تابع تقاضا، به پیروی از دیتون و مولباور (Deaton and Mullbauer 1980)، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل است که در آن نسبت به توابع تقاضای خطی امکان آزمون محدودیت‌های همگنی و تقارن وجود دارد. متغیر وابسته در این سیستم معادلات سهم گروه کالایی از کل مخارج است که مجموع آن‌ها برابر یک است، بنابراین، فرض جمع‌پذیری هم در مدل اعمال می‌شود. پس از تخمین الگو، محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی و تعیین نوع گروه کالایی از نظر کالای ضروری، لوکس، پست، و ... امکان‌پذیر خواهد شد. از دیگر مزایای استفاده از این سیستم امکان محاسبه تأثیرهای رفاهی ناشی از تغییر قیمت‌ها و درآمد و نیز تحلیل سناریوهای سیاست‌گذاری است. البته با این اضافه که الآن از فرم پویای آن استفاده شده است.

سیاست‌های حمایتی غذایی انواع متعددی از جمله حمایت‌های قیمتی و نقدی است و عمدتاً به منظور حفاظت اقشار آسیب‌پذیر اجرا می‌شود. این سیاست‌ها از طریق افزایش تقاضای مؤثر باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تورم می‌شود. با توجه به معادلات هیکس و اسلاتسکی، در صورتی که پرداخت یارانه‌ها به صورت هدف‌مند اجرا نشود، حتی ممکن است آثار تورمی آن‌ها بر اثر درآمدی غلبه کند و باعث بدتر شدن قدرت خرید خانوار شود. بنابراین، سنجش تأثیر هم‌زمان سیاست‌های قیمتی و درآمدی در مصرف گروه‌های غذایی در تدوین سیاست‌های هدف‌مندی یارانه حائز اهمیت است.

چاواس (Chavas 2017) در مقاله «امنیت غذایی و ارزش‌گذاری غذا» هزینه تأمین امنیت غذایی را برآورد کرده است. براساس الگوهای رفتار مصرفی، تقاضای غذای خانوارها برآورد شده و سپس منافع حاصل از تأمین امنیت غذایی محاسبه شده است. نتایج مطالعه مؤید ارتباطی «یو» شکل میان درآمد و منافع حاصل از تأمین امنیت غذایی است. به عبارتی، نسبت منافع غذایی به درآمد از صفر شروع شده (در حد درآمد حداقل) و سپس با افزایش درآمد نسبت گفته شده افزایش داشته است و به حداکثر خود یعنی $4/4$ می‌رسد. بعد از این، افزایش درآمد از سطح ۱۳۰۰۰ دلار در ماه این منافع غذایی به تدریج روبه کاهش می‌گذارد.

سوان (Swann 2017) در مقاله «پیشینه خانوار و عدم تأمین غذا»، با بیان این که تقریباً از هر هشت خانوار آمریکایی یکی دچار عدم امنیت غذایی است، خانوارهای کم‌درآمد و افراد بیرون رانده شده از خانوار را بیش‌تر از دیگران در معرض خطر عدم امنیت غذایی دانسته

است. بنابراین، با استفاده از داده‌های مقطعی و سطح خانوار عوامل مؤثر در دست‌رسی به غذای کافی را تحلیل کرده است. الگوی دوبخشی مورد استفاده وی نشان می‌دهد که سطح پایین درآمد، شوک منفی درآمد، بزرگ‌شدن بعد خانوار، و خروج جوانان از خانواده از فاکتورهایی است که با عدم تأمین غذایی رابطه مستقیم دارد.

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پرکاربردترین الگوی تصریح تقاضا در بیست سال اخیر بوده است که دیتون و مولباور در سال ۱۹۸۰ برای نخستین بار معرفی کردند. این مدل، بسته به کاربردهای متفاوت در مطالعات مختلف، به وسیله تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی، سیستم معادلات به‌ظاهر نامرتبط، و حداکثر راست‌نمایی با استفاده از اطلاعات محدود (FIML) برآورد شده است.

والین و همکاران (Valin et al. 2013) در مطالعه‌ای آینده تقاضای مواد غذایی در آمریکا را بررسی کردند. هدف ایشان تدوین برنامه‌ای جامع برای تولید محصولات کشاورزی براساس تغییرات آب‌وهوایی پیش‌رو در دهه آینده بوده است. افق پیش‌بینی تا سال ۲۰۱۵ و پیش‌بینی توسعه اقتصادی و تغییرات اقلیمی برای همه ایالت‌ها هم‌اندازه بوده است. نتایج حاکی از آن است که تقاضای مواد غذایی از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۵۰ بین ۵۸ الی ۹۸ درصد قابل رشد است که در مقایسه با پیش‌بینی فائو بسیار رقم کوچک‌تری است. در این میان، تقاضای گوشت دام، با رقمی بین ۶۱ تا ۱۴۴ درصد، بالاترین رشد را داشته است. ضمن آن‌که حساسیت نتایج پیش‌بینی نسبت به تغییرات جمعیت در مقایسه با تغییرات اقلیمی بسیار بیش‌تر است.

گارسیا و ماگیستریس (Gracia and Magistris 2008) در مقاله‌ای عوامل تأثیرگذار در تقاضای مواد غذایی ارگانیک در جنوب ایتالیا را بررسی کرده‌اند. رویکرد فناوری مصرف لانکاستر در این مطالعه لحاظ شده است. به این مفهوم که مصرف‌کنندگان بیش از این‌که به ماهیت کالا توجه کنند، به نحوه تولید آن نگاه می‌کنند. الگوی نظری مورد استفاده الگوی مطلوبیت تصادفی گسسته بوده که با استفاده از مدل پروبیت تخمین زده شده است. داده‌های تخمین از طریق شرکت ناپلز و با پرسش‌نامه جمع‌آوری شده است. نتایج نشان داد که فاکتورهای مؤثر در سلامت غذا دارای تأثیرگذاری بیش‌تری در مقایسه با فاکتورهای اقتصادی از جمله درآمد مصرف‌کننده و قیمت مواد غذایی است و مصرف‌کنندگان را تا حدود بیش‌تری به خرید مواد غذایی اغوا می‌کنند. این نتیجه‌گیری مزیت این مطالعه محسوب می‌شود، اما ملاحظه آن در مطالعات سری زمانی، که مصرف تجمیع شده است، امکان‌پذیر نیست. از دلالت‌های سیاستی مهم این پژوهش این‌که تولیدکننده‌ها با انتشار اطلاعات شفاف مراحل تولید محصولشان می‌توانند تقاضای پیش‌روی خود را توسعه بخشند.

ین و همکاران (Yen et al. 2004) الگوی مصرف مواد غذایی در چین را برای این کشور با استفاده از داده‌های مقطعی سال ۲۰۰۰ از طریق سیستم تقاضای ترانسلوگ بررسی کردند. نکته ممتاز این مطالعه ملاحظه داده‌های صفر با استفاده از الگوی توبیت و لحاظ کردن ویژگی‌های دموگرافیک است. پارامترهای مدل برای آمار هزینه درآمد ۳۰ شهر از ۲۹ ایالت برآورد شده است.

دهیبی و گیل (Dehibi and Gil 2003) در مقاله «پیش‌بینی تقاضای غذا در تونس تحت سناریوهای مختلف قیمت‌گذاری»، تقاضای مواد غذایی را با استفاده از دو الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورد کردند. داده‌های آماری مورداستفاده محققان داده‌های آمار سری زمانی متوسط مصرف هر خانوار در فاصله زمانی ۱۹۵۶-۱۹۷۶ بوده است. محققان با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا و ایستا، که اولی برای ایستای مقایسه‌ای (بلندمدت) و دومی برای بررسی آثار کوتاه‌مدت و شوک‌های آنی به کار رفته است، تأثیرات قیمت‌گذاری‌های مختلف در مصرف غذا را تحلیل کرده‌اند. متغیرهای این سیستم لگاریتم قیمت هفت گروه غذایی و لگاریتم نسبت هزینه مواد غذایی به شاخص قیمت استون است و سهم هریک از گروه‌های عمده غذایی به منزله متغیر وابسته مطرح شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کاهش تدریجی یارانه‌ها در مصرف غذا تأثیر ملموسی نداشته است و این به دلیل ماهیت ضروری غذا در میان سبد مصرفی خانوار است. هم‌چنین پس از حذف یارانه‌ها سهم مصرف‌گذاهایی که از قبل هم مشمول یارانه نبودند کمی افزایش یافته و این به دلیل اثر جاننشینی است.

ایکینز و گالگر (Eakins and Gallagher 2003) در ایرلند تقاضای ایستای آشامیدنی‌های الکلی را با استفاده از فرم پویای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برآورد کردند تا تأثیرات بلندمدت تقاضای این اقلام را در مقایسه با متغیرهای مستقل مدل بررسی کنند. هم‌چنین الگوی تصحیح خطا در کنار این مدل به منظور برآورد پویایی‌های این تابع طی زمان برآورد شد. کشش‌های به دست آمده محققان کاملاً موافق انتظار بوده و با تئوری هم‌خوانی داشته است. نتایج تحقیق نشان داد که آبجو چه در بلندمدت و چه کوتاه‌مدت بی‌کشش است. هم‌چنین شراب در کوتاه‌مدت بی‌کشش و در بلندمدت باکشش است.

دیتون و مولباور (Deaton and Mulbauer 1980) با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۵۴-۱۹۸۴ تقاضای گروه‌های اصلی مصرفی را در انگلستان با استفاده از سیستم

تقاضای تقریباً ایده‌آل برآورد کردند. محققان با استفاده از سیستم خودرگرسیون پویایی‌های کوتاه‌مدت را بررسی کردند و نهایتاً به این نتیجه دست یافتند که غذا و مسکن دارای کشش درآمدی کوچک‌تر از واحدها و کالاهای ضروری محسوب می‌شوند. قیود تئوریک تقارن و همگنی در این مطالعه اثبات نشد و به این دلیل آن‌ها سیستم مذکور را سیستمی انعطاف‌پذیر معرفی کردند.

مطالعات دیگری خارج از کشور درباره این موضوع انجام شده است که از این جمله می‌توان به برآورد تقاضای مواد غذایی در ژاپن به‌دست چرن و همکاران (Chern et al. 2003)، هوانگ و لین (Huang and lin 2000) در ایالات متحده با استفاده از داده‌های مقطع زمانی، مولینا (Molina 1994)، و کاراجیانیس و دیگران (۱۹۹۶) اشاره کرد.

در ایران نیز مطالعاتی انجام شده است که از آن جمله می‌توان به مقاله مشترک نصرالهی و علی تبار (۱۳۹۳) اشاره کرد. محققان با استفاده از ریزداده‌های آماری سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۸ در استان مازندران به‌دنبال برآورد تقاضای مواد خوراکی شهرهای این استان بوده‌اند. سیستم تقاضای مورد استفاده همان سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل بوده و کلیه مواد غذایی در هفت دسته عمده تفکیک شده است. سپس با استفاده از الگوی معادلات به‌ظاهر نامرتب معادلات تقاضا تخمین خورده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کشش بسیاری از گروه‌های غذایی بزرگ‌تر از واحد بوده است و اجرای هدف‌مندی یارانه‌ها، به‌خصوص یارانه‌های قیمتی، می‌تواند تأثیر محسوسی در الگوی مصرفی خانوارهای شهری استان مازندران داشته باشد.

عزیزی (۱۳۹۰) در مطالعه خود با عنوان «بررسی عوامل مؤثر در واردات تقاضای مواد غذایی در ایران» به‌دنبال بررسی روش‌های تأمین امنیت غذایی در کشور بوده است. دوره آماری مورد مطالعه طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۶ و الگوی مورد استفاده الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیع شده بوده است. محققان به این نتیجه رسیدند که عوامل مؤثر در تقاضای مواد غذایی وارداتی تولید ناخالص داخلی بدون نفت، درآمد نفتی، درجه بازبودن اقتصاد، و نرخ واقعی ارز بوده است.

کیانی و غلامی (۱۳۸۸) در مقاله «بررسی کشش‌های مغذی در یک سیستم کامل مواد غذایی»، کشش‌های مواد مغذی (ویتامین‌ها، مواد معدنی، کالری، فیبر، و ...) را با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۰-۱۳۸۴ در ایران برآورد کردند. الگوی مورد استفاده در این

مطالعه برای تابع تقاضا تقاضای تقریباً ایده‌آل بوده که با استفاده از تکنیک هم‌جمع‌ی برآورد شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که همه گروه‌های غذایی نرمال بوده‌اند و کشش درآمدمی مثبت دارند.

خسروی‌نژاد (۱۳۸۹) در قالب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تقاضای کالاهای اساسی خانوارهای شهری ایران را برای پنج گروه مستقل کالایی با استفاده از روش تک‌معادله‌ای برآورد و شاخص‌های رفاهی تغییرات معادل، جبرانی، و شاخص درست هزینه زندگی ناشی از تعدیل یارانه (قیمت) برای کالاهای اساسی را در طبقات پنج‌گانه محاسبه کرده است. طبق نتایج برای طبقات اول تا سوم همواره تأثیرات افزایش قیمت نان بزرگ‌تر از افزایش قیمت در قند و شکر و روغن نباتی و برای طبقات چهارم و پنجم تأثیر تعدیل قیمت روغن نباتی بیش‌تر از تعدیل قیمت نان و قند و شکر است.

کیانی و کوهبر (۱۳۸۸) با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و داده‌های مقطعی هزینه - درآمد خانوارهای ایرانی در سال ۱۳۸۳ کشش‌های مواد مغذی را استخراج کرده‌اند. نکته متفاوت این مقاله ملاحظه تأثیر متغیرهای دموگرافیکی در کیفیت غذای مورد استفاده و لحاظ کردن داده‌های مفقود است. نتایج این تحقیق فقر آهن و کلسیم را در سبد مصرفی خانواده‌های ایرانی، به‌ویژه در نمونه روستایی، مشاهده کرده و بر این اساس کاهش قیمت لبنیات و یا اعطای غیرنقدی این ماده غذایی پیشنهاد شده است.

از دیگر آثار مرتبط می‌توان به مطالعه حیدری و همکاران (۱۳۸۷) با عنوان «اثر حذف یارانه‌های غذایی در ایران بر میزان دسترسی به کالری» اشاره کرد. سیستم تقاضای مورد استفاده تقاضای تقریباً ایده‌آل با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری برآورد شده و نشان می‌دهد که حذف یارانه‌ها می‌تواند بر میزان کالری سبد مواد غذایی تأثیر منفی داشته باشد.

۳. داده‌های آماری

اطلاعات آماری متنوعی در این مقاله استفاده شده است که هر یک از منبع خاصی تأمین شده‌اند. نخست، برای پیش‌بینی مصرف غذا و برآورد تابع تقاضای پویای مواد غذایی از آمارهای هزینه - درآمد استفاده شده است. این آمارها دارای تواتر سالانه است و بازه زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۷ خانوارهای شهری کشوری ایران را پوشش می‌دهد.

جدول ۱. سهم هزینه گروه‌های غذایی در ایران (برحسب درصد از هزینه خوراکی) ۳۷ سال اخیر

سال	سال	سال	سال	سال	سال	سال	گروه عمده غذایی
۱۳۹۵	۱۳۹۰	۱۳۸۵	۱۳۸۰	۱۳۷۵	۱۳۷۰	۱۳۶۵	
۲۴	۲۳	۲۱	۲۲	۲۳	۲۲	۲۵	نان و غلات
۱۷	۱۹	۲۳	۲۵	۲۴	۲۳	۳۶	گوشت قرمز
۷	۵	۳	۲	۲	۲	۱	فرآورده‌های دریایی
۱۳	۱۳	۱۲	۱۳	۱۲	۱۱	۱۰	شیر و لبنیات
۳	۳	۳	۳	۴	۳	۳	روغن‌ها و چربی‌ها
۳۰	۳۲	۳۳	۲۹	۲۸	۳۲	۲۱	میوه و سبزی و حیوانات و آجیل
۶	۵	۷	۵	۵	۷	۴	شیرینی‌ها و قندها

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور تحقق اهداف این مطالعه، محققان کل مواد غذایی را در هفت گروه اصلی «نان و غلات»، «انواع گوشت»، «شیر و لبنیات»، «روغن‌ها و چربی‌ها»، «میوه‌ها و سبزیجات»، و «قند و شکر و شیرینی‌ها» جای داده‌اند. داده‌ها برحسب خانوار است و با تقسیم بر متوسط بعد خانوار در همان سال به سرانه تبدیل شده است. متوسط سرانه مصرف مواد غذایی مهم طی سال‌های مذکور در ایران در جدول ۱ ارائه شده است. آمارها نشان می‌دهد که معمولاً در این سال‌ها گوشت دام و پرندگان، نان و غلات، میوه‌ها، و شیر و لبنیات به ترتیب بیش‌ترین سهم از بودجه غذایی خانوارهای شهری ایران را به خود اختصاص داده‌اند. دسته دیگری از آمارهای مورداستفاده ما آمار جمعیت است که از مرکز آمار ایران تهیه شده است. جمعیت پایه مورداستفاده نرخ‌های باروری و نرخ مرگ‌ومیر نیز برگرفته از داده‌های سرشماری مربوط به سال ۱۳۹۵ بوده است.

۴. روش انجام تحقیق

الگوی مورداستفاده همان سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل است و با فرم کلی زیر نمایش داده می‌شود.

$$\omega_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log v_{ijt} + \beta_i \log \left(\frac{m}{p} \right) \quad (1)$$

که در آن m هزینه مواد غذایی در خانوار، ω_i سهم گروه غذایی i ام از کل هزینه مواد خوراکی، و v_{ij} قیمتی است که به‌طور متوسط برای گروه غذایی i ام پرداخت می‌شود. p در این فرمول شاخص قیمت استون و برابر است با:

$$\log P = \sum_{i=1}^n \omega_i \ln v_i \quad (2)$$

استفاده از این شاخص تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (LA/AIDS) را به دست داده است و برآورد را ساده‌تر می‌کند. از دلایل اصلی ما در انتخاب این الگو انعطاف‌پذیری بالای آن است. این الگو از هیچ تابع مطلوبیت مشخصی استخراج نشده و دارای این مزیت است که قیود همگنی و تقارن را در خود نداشته است و می‌توان ضمن برآورد الگو (با شرط جمع‌پذیری) به چهار صورت نامقید، مقید به قید تقارن، مقید به قید همگنی، و نهایتاً مقید به قیود توأم تقارن و همگنی صحت اعمال این قیود را هم‌آزمون کرد. صورت کلی این دو قید در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل عبارت است از:

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \text{الف) شرط همگنی}$$

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

هم‌چنین آماره مورد استفاده به منظور آزمون قیود آماره والد است (هژپر کیانی ۱۳۷۷: ۱۶۳) و در صورتی که مقدار آماره محاسبه شده از مقدار بحرانی جدول بیش‌تر باشد، قیود نافذ نخواهند بود. اما قبل از برآورد ضرایب و محاسبه کشش‌های مربوط باید به این نکته توجه داشت که در استفاده از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل، باتوجه به شرط برابری مجموع سهم‌ها با یک حاصل جمع، مقادیر متغیر وابسته همواره مساوی یک است و ضمن ایجاد شرایط تکنیکی و هم‌خطی کامل، تخمین ضرایب به صورت انفرادی امکان‌پذیر نیست. بنابراین، در میان مجموعه معادلات سیستم معادله مربوط به گروه میوه و سبزیجات را حذف و ضرایب آن را باتوجه به فرض برابری مجموع سهم‌ها با یک از روی سایر ضرایب محاسبه کرده‌ایم. اعمال این فرض مستلزم برآورده شدن سه شرط زیر موسوم به شروط جمع‌پذیری است:

$$\sum_i \alpha_i = 1 \quad \text{الف:} \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \text{ب:} \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad \text{ج:}$$

۱.۴ سیستم معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتب

آخرین نکته‌ای که در برآورد مدل نباید از نظر پنهان داشت ارتباط متقابل میان اجزای اختلال است. مسلماً اگر در اثر بروز شوک تصادفی (یا اختلال) سهم گروه خاصی افزایش یابد، باتوجه به برابری مجموع سهم‌ها با عدد یک، حداقل سهم یک گروه دیگر کاهش می‌یابد و مقدار جزء اختلال در معادله مربوط به آن گروه تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

غفلت از چنین ارتباطی کارآیی برآوردها را دچار تردید کرده است و مشکلات خاص خود را همراه می‌آورد. بنابراین، در میان برآوردکننده‌های سیستمی روش مناسب برآورد روشی است که به ارتباط و هم‌بستگی میان اجزای اختلال توجه داشته باشد و فروض کلاسیک را برای ماتریس واریانس - کوواریانس اختلال‌ها ($\varepsilon'\varepsilon$) نقض نکند. ما هم به همین دلیل و با توجه به یک‌سان بودن متغیرهای سمت راست، در تمامی معادلات، روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب را به کار برده‌ایم که با توجه به ناسازگاری تخمین به دلیل حذف یک گروه غذایی، روش معادلات به‌ظاهر نامرتب تکراری (Iterated SUR) به کار گرفته شده است.

۲.۴ آزمون‌های پایایی

هرگاه شاخص‌های میانگین، واریانس، و ضرایب هم‌بستگی آن‌ها و تأثیر شوک‌های وارد بر متغیر طی زمان ثابت نماند، سری دارای ریشه واحد و اصطلاحاً جمع شده است. بنابراین، در این تحقیق با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته این مسئله بررسی شده است. هرگاه در معادله ۳ ضریب δ نزدیک صفر شد، فرایند سری زمانی گام تصادفی و دارای ریشه واحد و در صورتی که یک عدد منفی نسبتاً بزرگ باشد، پایاست.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در آن، α ، β ، δ ، و θ_i ها پارامترهای مدل‌اند و متغیر t روند سری زمانی، Δ تفاضل سری، و ε_t جزء اختلال فرایند سری زمانی است. به‌هرصورت، در شرایط ناپایایی باید از روش‌های هم‌جمعی استفاده کرد.

۳.۴ الگوی پویای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (Dynamic AIDS)

فرم پویای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تأثیر بلندمدت سیاست‌های تغییر قیمت و سرعت هم‌گرایی به تعادل جدید را نشان می‌دهد. الگوهای خودرگرسیون حالت خاصی از فرایندهای تصادفی‌اند که در آن‌ها یک سری با مقادیر گذشته خود در ارتباط است. صورت کلی یک فرایند AR را برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل می‌توان به شکل زیر نمایش داد:

$$\omega_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log v_{it} + \beta_i \log \left(\frac{m}{p} \right) + \delta_i \omega_{it-1} \quad (4)$$

که در آن ω_{it-1} میزان با وقفه متغیر وابسته است. تعیین تعداد وقفه بهینه این الگو براساس معیارهای اطلاعات و به‌صورت خودکار به‌وسیله نرم‌افزار انجام می‌شود. ضریب

این متغیر بیانگر اهمیت مصرف سال گذشته یا به عبارتی عادت غذایی در انتخاب خانوار است. معادله بالا فقط جمله خودهمبستگی دارد، اما یک سری AR محسوب نمی‌شود، زیرا علاوه بر جمله خودهمبستگی تابع متغیرهای دیگری است. اما از خانواده معادلات ARDL به‌شمار می‌رود، چراکه شرط مهم ARDL صفرنبودن وقفه متغیر وابسته است. بسیاری از محققان حتی فرم ECM را برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا برآورد کرده‌اند (Eakins and Gallagher 2003).

به‌رحال، در صورت مانابودن تمام سری‌ها، فرم سنتی ARDL استفاده می‌شود. اما در صورتی که متغیرها ترکیبی از $I(0)$ و $I(1)$ باشند، از فرم کرانه‌ای آن (Bounding ARDL) استفاده می‌شود (Pesaran et al. 2001). براساس ادعای پسران و همکاران، در صورتی که متغیرها تلفیقی از انباشته از درجه یک و مانا باشند، باز هم آماره‌های والد و توزیع F از حالت استاندارد خود خارج می‌شوند و برای آزمون رابطه بلندمدت باید از مقادیر دو کران بالا و پایین استفاده کرد که پسران و همکاران شبیه‌سازی کردند. بر این اساس، اگر آماره آزمون از کرانه بالا گذر کند، شواهدی دال بر وجود رابطه بلندمدت وجود دارد و اگر از کرانه پایین گذر کند، آن‌گاه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی قابل رد شدن نیست. بین دو کران هم ناحیه عدم تصمیم‌گیری است.

۵. تخمین و برآوردهای مدل

۱.۵ پیش‌بینی جمعیت ایران تا سال ۱۴۲۰

بررسی ساختار کشور یکی از ارکان پیش‌بینی مصرف اقلام مختلف غذای کشور در سال‌های آتی است. به همین منظور، این بخش با ملاحظه آثار ترکیبی فاکتورهای باروری، مرگ‌ومیر، و مهاجرت پروژه جمعیت را تا سال ۱۴۲۰ مطالعه کرده است.

الگوهای مختلفی برای پیش‌بینی جمعیت پیش‌نهاد شده که هر یک براساس فرم‌های رشد خطی، نمایی، لگاریتمی، و ... بنا نهاده شده است. جدیدترین الگو الگوی ترکیبی (component method) است که با استفاده از ساختار رشد نمایی و نیز لحاظ متغیرهای نرخ مرگ‌ومیر، باروری، و مهاجرپذیری و مهاجر فرستی رشد جمعیت را پیش‌بینی می‌کند. پیاده‌سازی این رویه با استفاده از نرم‌افزار People Est اجرا شدنی است (زنجان‌ی ۱۳۹۵).

باتوجه به پویایی فاکتورهای مؤثر در رشد جمعیت، پیش‌بینی با سه سناریوی مختلف انجام شده است. در سناریوی اول نرخ باروری $1/3$ و در سناریوی دوم متوسط این نرخ

۱/۶ در نظر گرفته شده است. هم‌چنین نرخ امید به زندگی ۷۷ سال برای هر نفر منظور شده است. آخرین پارامتر تأثیرگذار نرخ مهاجرفرستی است که در متون مختلف متفاوت ذکر شده است. اما باز هم در سال ۱۳۹۵ بین ۷۰ تا ۱۰۰ هزار نفر تخمین زده شده است که با احتساب جمعیت همان سال بین ۰/۰۸۸ تا ۰/۱۲۵ درصد است. نرخ مهاجرفرستی در دو سناریوی اول و دوم متوسط دو نرخ یعنی ۰/۱۰۶ درصد در نظر گرفته شده است.

جدول ۲. پیش‌بینی جمعیت در سناریوهای مختلف جمعیتی

سال	جمعیت در سناریوی اول (هزار نفر)			جمعیت در سناریوی دوم (هزار نفر)		
	شهری	روستایی	کل	شهری	روستایی	کل
۱۳۹۵	۵۹۱۴۵	۲۰۷۸۰	۷۹،۹۲۶	۵۹۱۴۵	۲۰۷۸۰	۷۹۹۲۶
۱۴۰۰	۶۳۶۰۵	۲۲۳۴۸	۸۵۹۵۴	۶۳۷۰۸	۲۲۳۸۵	۸۶۰۹۳
۱۴۰۵	۶۶۳۳۵	۲۳۳۰۷	۸۹۶۴۲	۶۶۵۷۳	۲۳۳۹۱	۸۹۹۶۳
۱۴۱۰	۶۸۳۸۵	۲۴۰۲۷	۹۲۴۱۲	۶۸۵۳۷	۲۴۰۸۰	۹۲۶۱۸
۱۴۱۵	۷۱۱۶۴	۲۴۰۲۱	۹۶۱۶۸	۷۱۵۸۱	۲۵۰۳۵	۹۶۷۳۲
۱۴۲۰	۷۳۵۸۵	۲۵۸۵۴	۹۹۴۴۰	۷۴۳۵۴	۲۶۱۱۵۷	۱۰۰۴۷۸

منبع: یافته‌های تحقیق

۲.۵ تخمین الگوی تقاضای مواد غذایی

درباره الگوی تقاضای گروه‌های مختلف غذایی، قبل از برآورد مدل، قیمت‌ها را با تقسیم بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده در سال ۱۳۹۰ حقیقی کردیم و با استفاده از آزمون دیکی فولر دیدیم که همه سری‌های به‌کاررفته در این مدل پایاست. سپس الگوهای تقاضا را در دو حالت ایستا و پویا برآورد کردیم. هم‌چنین، هر دو الگو را همان‌گونه که در بخش قبل مطرح شد، به چهار صورت نامقید، مقید به همگنی، مقید به تقارن، و مقید به همگنی و تقارن برآورد و با استفاده از آماره والد صحت قیود را آزمون کردیم. طبق نتایج، آماره کای‌دو برای اعمال توأم دو قید همگنی و تقارن با ۳۱ درجه آزادی ۱۹/۳۸ شده که P-value معادل آن حدود ۰/۷۳ است. به همین دلیل، فرضیه صفر مبتنی بر نافذبودن قیود قبل رد شدن نیست. بنابراین، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل این تحقیق با ویژگی‌های مطلوب تئوریک سازگار است و هر دو قید همگنی و تقارن نافذ واقع شدند. به همین دلیل، نتایجی که در ادامه می‌آید با اعمال هم‌زمان قیود همگنی و تقارن برآورد شده است. ضمناً اکثر ضرایب معنی‌دار و تفسیرشدنی است.

جدول ۳. برآورد ضرایب مدل اتورگرسیون با فروض همگنی و تقارن

ضرایب	نان و غلات	انواع گوشت	غذاهای دریایی	لبنیات	روغن و چربی‌ها	میوه و سبزی	شیرینی‌ها
عرض از مبدأ	۰/۷۲۶	۱/۳۶	۰/۰۲۰	۰/۲۶۴	۰/۱۳۰*	۱/۰۳۳	-۱/۲۰۷*
نان و غلات	-۰/۰۲۱*	-۰/۱۴۷*	۰/۰۴۸	۰/۰۲۰	-۰/۳۴۲*	۰/۲۴۹*	۰/۱۹۳*
انواع گوشت	-۰/۰۳۷*	-۰/۰۲۳*	-۰/۲۷۹	-۰/۰۲۰	۰/۹۲۶*	-۰/۴۶۹	-۰/۰۹۸
غذاهای دریایی	-۰/۰۴۲	-۰/۳۵۷*	۰/۰۳۹*	۰/۰۴۵*	-۱/۲۷۶*	۰/۸۷۶	۰/۷۱۵
لبنیات	-۰/۱۰۶	۰/۰۲۲*	۰/۲۲۳*	-۰/۰۱۹	۲/۰۹۷*	-۰/۶۹۶	-۱/۵۲۱*
روغن و چربی‌ها	۰/۰۶۱*	۰/۰۱۶	-۰/۱۵۷	۰/۱۵۵	-۰/۰۸۶	-۰/۸۲۷	۰/۸۳۸
میوه و سبزیجات	-۰/۰۰۱*	۰/۰۳۵	-۰/۰۲۰*	-۰/۰۰۳*	۱/۴۷۶*	-۰/۹۹۴	-۰/۴۹۲
شیرینی‌ها	۰/۰۱۴۴	۰/۵۶۸*	-۰/۳۶۹	-۰/۱۱۱	-۰/۰۴۵	-۰/۵۹۴	۰/۴۲۶
هزینه خوراک	۰/۰۰۷*	۰/۰۸۴	۰/۰۰۰*	-۰/۰۰۷	-۰/۰۴۵*	-۰/۰۰۳	۰/۰۳۶
اتورگرسیون	۰/۴۳	۰/۲۸۸	-۰/۷۴۲	۰/۱۶۹	۰/۰۴۵۴	۰/۸۳۸	۰/۸۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق

*: بی‌معنی در سطح اطمینان ۹۵٪

باتوجه به انباشته‌بودن متغیرهای مربوط به شاخص قیمت گروه‌های غذایی طی دوره، آزمون کرانه‌ای برای بررسی رابطه بلندمدت اجرا و در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. آزمون کرانه‌ای پسران

آماره F آزمون کرانه‌ای	مقدار بحرانی I(0)	مقدار بحرانی I(0)	
۵/۱۴	۲/۱۱	۳/۱۵	نان و غلات
۳/۸۲	۲/۱۱	۳/۱۵	انواع گوشت
۲/۷۸	۲/۱۱	۳/۱۵	غذاهای دریایی
۲۰/۲۳	۲/۱۱	۳/۱۵	لبنیات
۱۹/۱۴	۲/۱۱	۳/۱۵	روغن و چربی‌ها
۵/۹۷	۲/۱۱	۳/۱۵	میوه و سبزی
۱/۳۳	۲/۱۱	۳/۱۵	شیرینی‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به این که مقادیر آماره پسران در تمام موارد بالاتر از کرانه بالا به دست آمده است، می‌توان وجود رابطه بلندمدت را در تمامی معادلات تأیید کرد. بنابراین، می‌توان براساس نتایج به دست آمده و فرمول‌های مربوط به محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی، در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل تمامی کشش‌های موردنظر را محاسبه کرد:

$$e_{ij} = \delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{\omega_i}\right) - \beta_i \frac{\omega_i}{\omega_j} \quad \text{الف) کشش قیمتی}$$

در این فرمول دلتای کرونگر δ_{ij} در صورت برابری i و j مساوی ۱- و در غیراین صورت مساوی صفر است.

ب) کشش‌های درآمدی: کشش‌های درآمدی غیرشرطی براساس فرمول گرین و آلستن (Green and Alston 1991) از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{\omega_i} \left[1 - \sum_j w_j \ln p_j (\eta_j - 1) \right]$$

که در یک دستگاه هفت معادله با هفت مجهول حل شده است و کشش‌های درآمدی غیرشرطی را به دست می‌دهد. این کشش‌ها محاسبه و در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. کشش‌های مدل اتورگرسیون با فروض همگنی و تقارن

کشش	نان و غلات	گوشت	دریایی	لبنیات	روغن	میوه و سبزی	شیرینی
نان و غلات	-۱/۸۶۲	-۰/۲۱۸	۰/۳۶۴	-۰/۴۵۹	-۰/۷۴۸	-۰/۱۴۵	۴/۴۶۱
انواع گوشت	-۰/۱۰۲	-۰/۰۲۶	۲/۴۴۵	-۰/۴۰۵	-۴/۴۷۹	-۰/۰۸۲	-۲/۰۰۱
غذاهای دریایی	-۰/۲۷۸	۱/۴۸۹	۰/۶۵۷	۴/۶۸۴	-۸/۴۶۹	۶/۵۷۴	-۱/۳۰۸
لبنیات	۰/۲۱۸	۰/۰۶۹	۳/۴۹۶	۰/۳۶۸	۱۰/۵۴۹	۴/۱۱۹	۲۷/۷۷۹
روغن‌ها و چربی‌ها	۰/۷۶۶	-۰/۳۷۳	-۰/۸۱۵	۳/۸۱۸	۰/۴۴۸	-۴/۸۲۵	۹/۸۴۷
میوه و سبزی	-۰/۰۰۵	۰/۱۵۷	-۰/۲۲۹	-۰/۰۵۳	۸/۰۲۳	۰/۶۸۷	۰/۵۵۵
شیرینی‌ها	۰/۰۶۱	۲/۵۶۱	-۴/۰۷۱	۰	-۰/۴۵۶	۰/۳۶۲	-۴/۴۴۴
هزینه خوراک	۰/۲۴۹	۲/۰۴۵	۰/۰۰	-۰/۵۴۹	-۰/۰۴۸	۰/۲۲۸	۰/۰۷۶

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی کشش‌های خودی منفی و از نظر علامت موافق انتظار برآورد شدند. کشش‌های درآمدی مثبت نیز بیان‌گر نرمال بودن گروه‌های اصلی غذایی است. هم‌چنین گوشت قرمز کالای لوکس برآورد شده است. ضرایب مدل ایستا برای

نشان دادن تأثیرهای نهایی و بلندمدت تغییر در متغیرهای مستقل با استفاده از مدل عمومی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برآورد شده است.

جدول ۶. برآورد ضرایب تقاضای بلندمدت

ضرایب	نان و غلات	انواع گوشت	غذاهای دریایی	لبنیات	روغن‌ها و چربی‌ها	میوه و سبزی	شیرینی‌ها
نان و غلات	-۰/۰۳۷	-۰/۱۹۰	۰/۱۸۶	۰/۰۲۴	-۰/۰۶۲۶	-۰/۰۲۹۰	۱/۰۳۸
انواع گوشت	-۰/۰۶۵	-۰/۰۲۹	-۱/۰۸	-۰/۰۲۴	۱/۰۶۹۶	۰/۰۲۵۳	-۰/۰۵۲۷
غذاهای دریایی	-۰/۰۷۴	-۰/۰۴۶۲	۰/۱۵۱	۰/۰۵۴	-۰/۰۶	۰/۰۹۶۳	۳/۸۴۴
لبنیات	۰/۱۸۶	۰/۰۲۸	۰/۸۶۴	-۰/۰۲۳	۳/۸۴۱	۱/۰۳۱	-۸/۱۷۷
روغن‌ها و چربی‌ها	۰/۱۰۷	۰/۰۲۱	-۰/۰۶۰۸	۰/۱۸۷	-۰/۰۱۵۸	-۰/۰۹۲۰	۴/۵۰۵
میوه و سبزی	-۰/۰۰۲	۰/۰۴۵	-۰/۰۸۱	۲/۷۰۳	۲/۷۰۳	-۰/۰۳۱	-۲/۶۴۵
شیرینی‌ها	۰/۰۲۵	۰/۷۳۶	-۱/۴۳۰	-۰/۰۸۲	-۰/۰۸۲	-۱/۷۸۴	-۲/۲۹۰
هزینه خوراک	۰/۰۱۲	۰/۱۵۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۹	۰/۱۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق

در تأیید اصل لوشاتلیه، به‌طور واضح می‌توان دریافت که اغلب ضرایب الگوی بلندمدت به‌لحاظ مطلق و صرف‌نظر از علامت از الگوی کوتاه‌مدت بزرگ‌ترند. سپس با استفاده از همان فرمول‌های گفته‌شده کشش‌های مدل بلندمدت نیز محاسبه و در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۷. محاسبه کشش‌های مدل بلندمدت تقاضای گروه‌های عمده غذایی

کشش	نان و غلات	انواع گوشت	غذاهای دریایی	لبنیات	روغن‌ها و چربی‌ها	میوه و سبزی	شیرینی‌ها
نان و غلات	-۲/۵۳۷	-۰/۳۹۷	۰/۵۵۸	-۰/۷۹۰	-۰/۰۶۱۵	-۰/۰۹۶۳	۰/۵۴۳
انواع گوشت	-۰/۰۶۰	-۰/۲۰۷	۳/۴۷۲	-۰/۷۲۵	-۱/۴۶۴	-۱/۱۶۸	۲/۷۱۶
غذاهای دریایی	-۰/۲۳۷	۱/۴۳۶	-۱/۲۷۵	-۰/۹۸۶	۰/۷۶۵	۰/۱۴۱	۱/۹۹۳
لبنیات	-۳۶۹	-۰/۱۴۷	۰/۱۵۸	-۱/۵۳۰	-۰/۰۴۰	-۰/۰۳۵	-۱/۲۳۷
روغن‌ها و چربی‌ها	-۱/۲۴۹	-۰/۱۴۲	-۰/۲۴۷	۰/۸۹۳	-۱/۵۴۵	۱/۰۳۹	-۱/۰۴۹
میوه و سبزی	-۰/۰۶۵	۰/۵۱۹	۰/۱۵۹	-۰/۰۸۲	۰/۷۴۰	-۰/۰۲۸۱	-۰/۵۱۸
شیرینی‌ها	۰/۰۲۶	۰/۲۹۸	۱/۵۱۳	-۰/۰۰۱	-۱/۲۷۳	-۰/۰۳۳	-۴/۴۲۶
هزینه خوراک	۰/۴۴۷	۱/۵۶۵	۱/۰۰۲	۰/۸۹	۰/۲۶۳	۱/۵۵۸	-۰/۰۷۲

منبع: یافته‌های تحقیق

در بلندمدت نان و غلات در مقایسه با گوشت، روغن‌ها و چربی‌ها، سبزیجات، و غذاهای دریایی کالای مکمل محسوب شدند و درمقابل با گروه شیرینی ارتباط جانشینی دارد. گوشت با لبنیات، گوشت با نان، و غلات و روغن‌ها با شیرینی‌ها از دیگر جفت‌های مکمل محسوب می‌شوند. ضمن آن‌که قوی‌ترین جانشینی‌ها را می‌توان در میوه‌ها و سبزی‌ها با روغن و چربی‌ها و نیز شیرینی‌ها با انواع گوشت یافت.

۳.۵ پیش‌بینی تقاضای گروه‌های غذایی در دو سناریوی متفاوت جمعیتی

با تقسیم هزینه سرانه هر گروه از مواد غذایی بر متوسط قیمت واحدهای مربوط میزان مصرف این گروه‌ها برحسب کیلوگرم محاسبه و با ضرب آن‌ها در جمعیت پیش‌بینی شده میزان موردانتظار مصرف و نیاز گروه‌های عمده خوراکی تا سال ۱۴۲۰ پیش‌بینی و در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸. پیش‌بینی مصرف گروه‌های غذایی تا سال ۱۴۲۰ (هزار تن)

سال	نان و غلات	گوشت قرمز	فراورده های دریایی	شیر و لبنیات	روغن‌ها و چربیها	میوه	شیرینها و قندها
۱۳۹۵	۱۰۲/۳۷۸۵۴۰۲	۴/۱۴۳۸۹۳۲۹۳	۱/۹۹۰۶۹۳۸۳۷	۳۱/۶۸۸۵۹۵۷۷	۶/۳۹۸۶۵۱۷۶۱	۷۳/۹۴۰۰۵۶۷۹	۱۴/۶۲۵۵۰۵۷۴
۱۴۰۰	۱۱۰/۰۹۹۹۰۵۴	۴/۴۵۴۴۲۴۷۴۴	۲/۱۴۰۸۳۱۴۹۵	۳۴/۰۷۸۵۴۲۱۶	۶/۸۸۱۲۴۴۰۹	۷۹/۵۱۶۵۹۸۳۷	۱۵/۷۲۸۵۵۷۹۲
۱۴۰۵	۱۱۴/۸۲۳۹۲۵۹	۴/۶۴۷۶۳۵۰۹۴	۲/۲۳۲۶۸۷۴۴۷	۳۵/۵۴۰۷۳۸۹۶	۷/۱۷۶۴۹۵۳۶۶	۸۲/۹۲۸۳۹۰۹	۱۶/۴۰۳۴۱۷۹۸
۱۴۱۰	۱۱۸/۳۷۲۰۶۴۸	۴/۷۹۱۲۵۰۲۴۳	۲/۳۰۱۶۷۹۰۳۹	۳۶/۶۳۸۹۷۲۴۵	۷/۳۹۸۲۵۴۰۵۲	۸۵/۴۹۰۹۳۵۷۲	۱۶/۹۱۰۲۹۴۹۸
۱۴۱۵	۱۲۳/۱۸۳۱۸۷۶	۴/۹۸۵۹۸۶۱۶۴	۲/۳۹۵۲۲۸۶۴۸	۳۸/۱۲۸۱۲۹۴۹	۷/۶۹۸۹۴۹۲۲۴	۸۷/۹۶۵۶۳۵۴۸	۱۷/۵۹۷۵۹۸۲۳
۱۴۲۰	۱۲۷/۳۷۴۴۳۶۷	۵/۱۵۵۶۲۸۳۱۹	۲/۴۷۶۷۲۳۴۰۸	۳۹/۴۲۵۳۹۳۰۳	۷/۹۶۰۸۹۶۶۶۹	۹۱/۹۹۲۵۸۳۷۳	۱۸/۱۹۶۳۳۵۲۴
۱۳۹۵	۱۰۲/۳۷۸۵۴۰۲	۴/۱۴۳۸۹۳۲۹۳	۱/۹۹۰۶۹۳۸۳۷	۳۱/۶۸۸۵۹۵۷۷	۶/۳۹۸۶۵۱۷۶۱	۷۳/۹۴۰۰۵۶۷۹	۱۴/۶۲۵۵۰۵۷۴
۱۴۰۰	۱۱۰/۰۳۷۷۹۵۲۸	۴/۴۶۳۶۳۱۴۲۵	۲/۱۴۴۲۹۳۵۲۸	۳۴/۱۳۳۶۵۲۰۷	۶/۸۹۲۳۷۲۰۵۳	۷۹/۶۴۵۱۸۸۱۶	۱۵/۷۵۳۹۹۳۲۶
۱۴۰۵	۱۱۵/۲۳۵۱۰۰۱	۴/۶۶۴۲۷۷۸۶۱	۲/۲۴۰۶۸۲۵۰۲	۳۵/۶۶۸۰۰۷۱۷	۷/۲۰۲۱۹۳۷۵۵	۸۳/۲۲۵۳۵۰۰۶	۱۶/۴۶۲۱۵۷۱۶
۱۴۱۰	۱۱۸/۶۳۵۹۳۳۷	۴/۸۰۱۹۳۰۶۴۸	۲/۳۰۶۸۰۹۸۲۱	۳۶/۷۲۰۶۴۶۱۳	۷/۴۱۴۷۴۵۸۵۴	۸۵/۶۸۱۵۰۷۶۴	۱۶/۹۴۷۹۹۰۵۲
۱۴۱۵	۱۲۳/۹۰۵۶۲۴۶	۵/۰۱۵۲۲۷۶۶	۲/۴۰۹۲۷۶۰۳۳	۳۸/۳۵۱۷۴۰۹۳	۷/۷۴۴۱۰۱۵۳۴	۸۹/۴۸۳۹۵۵۱	۱۷/۷۰۰۸۰۳۵۱
۱۴۲۰	۱۲۸/۷۰۳۹۳۸۱	۵/۲۰۹۴۴۵۱۱۵	۲/۵۰۲۵۷۶۵۷۵	۳۹/۸۳۶۹۳۳۲۳	۸/۰۴۳۹۹۶۱۳۳	۹۲/۹۵۲۸۴۴۲۱	۱۸/۳۸۶۲۷۶۸۱

منبع: یافته‌های تحقیق

بدین ترتیب، می‌توان برای رشد و توسعه تولید هریک از اقلام خوراکی در آینده برنامه‌ریزی کرد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای

قبل از بررسی نتایج تحقیق حاضر و ارائه پیشنهادهای سیاستی، مقایسه نتایج به‌دست‌آمده از تحقیق حاضر و موارد مشابه گذشته حاکی از عدم تطابق نتایج است. بسیاری از نویسندگان تابع تقاضا را مستقیماً تخمین زدند و برخی دیگر سعی در ارائه تقاضا با استفاده از یک زیربنای تابع مطلوبیت داشته‌اند (Valin et al. 2013). قیود همگنی و تقارن در برخی تأیید و در بسیاری از مطالعات رد شده است (Deaton and Mulbauer 1980). در توجیه این امر می‌توان تفاوت در الگوی مصرفی خانوار و تنوع عوامل تأثیرگذار در مصرف آن‌ها را در جوامع مختلف برشمرد. یکی از مشکلات اقتصاد کشور در سال‌های گذشته سهم ناعادلانه گروه‌های مختلف درآمدی از یارانه‌های دولتی است. بر این اساس، قانون هدف‌مندی‌سازی یارانه‌ها در سال‌های اخیر اجرایی شد که یکی از اجزای آن پرداخت مبلغ سرانه ۴۵۵ هزار ریال به هر فرد بود. در فرم پویای سیستم به‌کارگرفته‌شده تقاضای تقریباً ایده‌آل این پژوهش تمامی قیود تئوریک نافذ واقع شده و کشش‌های محاسبه‌شده به‌لحاظ علامت و مقدار با مطالعات ممتاز دنیا هم‌سو بوده است. برپایه نتایج به‌دست‌آمده تمامی گروه‌های غذایی در کوتاه‌مدت بی‌کشش و کم‌کشش بوده‌اند که می‌توان این پدیده را برگرفته از ماهیت ضروری بودن مواد غذایی دانست. در بلندمدت گروه گوشت قرمز، غذاهای دریایی، و میوه و سبزی کشش درآمدی بزرگ‌تر از واحد دارند و در زمره غذاهای لوکس‌اند.

به‌منظور تحلیل سیاست‌های مختلف قیمتی و درآمدی، با استفاده از رهیافت کشش‌ها، می‌توان تغییرات مختلف قیمت‌های گروه‌های هفت‌گانه غذایی و درآمد مصرف‌کننده را به‌منزله ضربه در نظر گرفت و مصرف هر یک از این اقلام را به‌منزله پاسخ پیش‌بینی کرد. طبق نتایج جدول ۶، افزایش یک‌درصدی در قیمت شیرینی‌ها، بیش از ۴/۷ درصد مصرف این گروه را کاهش داده است، ضمن آن‌که از طریق آثار درآمدی و جانشینی مصرف گروه‌های دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بیش‌ترین گروهی که مصرف آن همراه شیرینی‌ها کاهش می‌یابد روغن‌ها و چربی‌هاست و از این رو می‌توان این دو گروه را مکمل ناخالص شیرینی‌ها دانست. این نتیجه‌گیری به این دلیل با واقعیت منطبق است که روغن‌ها و چربی‌ها را می‌توان از مواد اولیه تولید شیرینی دانست. درمقابل، افزایش قیمت شیرینی‌ها و چربی‌ها افزایش مصرف گروه‌هایی مانند نان و غلات را همراه داشته و مؤید جانشینی بودن این دو دسته کالا است. هم‌چنین افزایش اندکی را هم می‌توان برای مصرف گوشت‌ها و لبنیات پیش‌بینی کرد. نتایج فوق با ملاحظه به خواص مغذی گروه‌های غذایی مختلف بیان‌گر تأثیرات مطلوب احتمالی افزایش قیمت شیرینی‌هاست.

یک درصد افزایش قیمت روغن‌ها و چربی‌ها بیش از همه بر کاهش مصرف خودی تأثیر داشته است و به دنبال آن در مصرف شیرینی‌ها کاهش تقریباً متناسبی می‌شود که آن هم مؤید ارتباط مکملی این دو گروه غذایی است. البته در بلندمدت کاهش اندکی را هم در مصرف نان و غلات دارد. از دیگر تأثیرات این تغییر افزایش مصرف میوه و سبزی و زیرگروه‌های لبنیات را می‌توان برشمرد. گروه دیگری که علاوه بر آثار بلندمدت به سبب نقش غالب آن در رژیم روزانه ایرانی‌ها باید به پویایی‌های کوتاه‌مدت ناشی از تغییر قیمت آن توجه داشت نان و غلات است. یک درصد افزایش متوسط در قیمت این گروه کالایی در کوتاه‌مدت موجب کاهش حدود ۰/۶ درصد در مصرف چربی‌ها می‌شود و مصرف خودی را بیش از ۲ درصد کاهش می‌دهد. در مقابل، تأثیر جانشینی باعث افزایش مصرف شیرینی‌ها می‌شود. در بلندمدت هم چنین تغییراتی قابل پیش‌بینی است، با این تفاوت که کاهش بیش‌تری در مصرف غلات و کاهش کم‌تری در مصرف چربی‌ها انتظار می‌رود.

افزایش قیمت لبنیات مصرف خودی را کاهش می‌دهد و به‌غیر از غذاهای دریایی موجب کاهش مصرف سایر گروه‌های غذایی خواهد شد. یک درصد افزایش قیمت این کالاها در بلندمدت حدود ۱/۵ درصد مصرف این زیرگروه غذایی را کاهش می‌دهد و ۰/۱۵ درصد نیز مصرف گوشت‌ها را کم می‌کند. هم‌چنین افزایش مصرف ۰/۱۵ درصدی در غذاهای دریایی قابل پیش‌بینی است.

به‌طور کلی با استفاده از کشش‌های به‌دست‌آمده نتایج نشان می‌دهد که افزایش در قیمت گروه‌های غذایی شیرینی‌ها و چربی‌ها مصرف این دو گروه غذایی را کاهش می‌دهد و مصرف سایر گروه‌ها را به‌صورت درخور ملاحظه‌ای تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. در مقابل، مصرف لبنیات و غلات تأثیرات بسیاری در مصرف این دو گروه غذایی داشته است و موجب تغییر درخور ملاحظه‌ای در دست‌رسی ایرانی‌ها به مواد مغذی خواهد شد. به همین سبب پیش‌نهاد می‌شود که در افزایش قیمت مواد غذایی دسته‌بندی‌شده در این گروه غذایی احتیاط لازم به‌کار گرفته‌شده و حتی‌الامکان به‌صورت تدریجی انجام شود.

براساس داده‌های خام هزینه در آمد خانوار، سرانه ماهانه مصرف هر فرد در سال ۱۳۹۷ معادل ۲۱۳۴۸۶۱ ریال بوده است که از این مقدار ۵۱۲۳۳۶۶ ریال صرف خرید نان و غلات، ۳۶۲۹۲۲ ریال صرف خرید انواع گوشت، ۴۲۶۹۷۲ ریال صرف خرید میوه و سبزی، و ۱۲۸۰۹۲ ریال صرف خرید شیرینی‌ها و قندها می‌شود.

کتابنامه

- پورتال مرکز آمار ایران، متوسط قیمت اقلام خوراکی: <www.amar.org.ir/news/ID/12609>
- پورتال مرکز آمار ایران، آمار هزینه درآمد خانوار.
- پورتال بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری‌های زمانی: <www.tsd.cbi.ir>
- حیدری، خلیل، حسین کاوند، و پرمه زروار (۱۳۸۶)، «بررسی تأثیر کاهش یارانه‌ها بر دریافت کالری موجود در غذای ایرانیان»، *رفاه اجتماعی*، ش ۲۴.
- خسروی‌نژاد، علی‌اکبر (۱۳۸۹)، «اثرات رفاهی حذف یارانه برای خانوارهای شهری ایران»، فصل‌نامه *مطالعات بازرگانی*، ش ۵۰.
- زنجان، حبیب‌الله (۱۳۹۵)، «پیش‌بینی جمعیت ایران به تفکیک شهری و روستایی تا سال ۱۴۲۰»، *مطالعات توسعه اجتماعی ایران*، س ۸، ش ۳.
- عزیزی، میترا (۱۳۹۰)، *بررسی عوامل مؤثر بر واردات مواد غذایی در کشور*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، به راهنمایی سید نعمت‌الله نجفی، دانشگاه آزاد، واحد مرودشت.
- عبادی، فرزانه (۱۳۸۰)، *توزیع درآمد و امنیت غذایی*، تهران: مؤسسه برنامه‌ریزی اقتصادی و تحقیقات توسعه‌ای.
- فرحزاده، ذکریا و بهاء‌الدین نجفی (۱۳۸۴)، «تأثیر کاهش یارانه‌ها بر رفتار مصرفی ایرانیان»، *تحقیقات اقتصاد ایران*، ش ۶.
- نصرالهی، خدیجه و مجید علی‌تبار (۱۳۹۳)، «شناسایی تقاضای مواد خوراکی در مناطق شهری استان مازندران»، فصل‌نامه *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، س ۱، ش ۱.
- نوفروستی، محمد (۱۳۷۴)، *ریشه واحد و هم‌جمعی در آمار و اقتصادسنجی*، تهران: رسا.
- هژیر کیانی، کامبیز (۱۳۶۳)، *نظریه اقتصادسنجی و کاربرد آن*، تهران: ققنوس.
- هژیر کیانی، کامبیز و محمدامین کوهر (۱۳۸۸)، «بررسی کشش‌های مغذی: کاربردی از الگوی توییت»، فصل‌نامه *اقتصاد مقادری*، ش ۱.
- هژیر کیانی، کامبیز و الهام غلامی (۱۳۸۹)، «برآورد کشش‌های مغذی با استفاده از تکنیک هم‌جمعی»، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ش ۷۰.

Andereyeva, Tatiana, Michael Long, and Kelly Brownell (2011), "The Impact of Food Prices on Consumption: A Systematic Review of Research on the Price Elasticity of Demand for Food", *Global Health* 101, American Public Health Association.

Chern, W., K. Ishibashi, and K. Tokoyama (2003), "Analysis of food Consumption of Japan's Household", *FAO Economic and Social Development*, vol. 68.

Chavas, J. P. (2017), "On Food Security and the Economic Valuation of Food", *Food Policy*, vol. 69.

- Deaton, A. and J. Mullbauer (1980), "An Almost Ideal Demand System", *American Journal of Economic Review*, vol. 70, no. 2.
- Dehibi, B. and J. Gil (2003), "Forecasting Food Demand in Tunisia under Alternative Pricing Policies", *Food Policy*, vol. 28.
- Eakins, J. and L. Gallagher (2003), "Dynamic Almost Ideal Demand Systems: An Empirical Analysis of Alcohol Expenditure in Ireland", *Economic and Social Research Institute*, vol. 53, no. 3.
- Gracia, A and T. Magistris (2008), "The Demand for Organic Foods in the South of Italy: A Discrete Choice Model", *Food Policy*, vol. 33, Issue 5.
- Green, R. and J. Alston (1991), "Elasticities in AIDS Models: A Clarification and Extension", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, no. 3.
- Huang, K. S. (1996), "Nutrient Elasticities in a Complete Food Demand System", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 72.
- Molina, J. (1994), "Food Demand in Spain: an Application of Almost Ideal System", *Agricultural Economics*, vol. 2.
- Michelini, C. (1997), "New Zealand Household Consumption Patterns 1983-1992: An Application of the Almost Ideal Demand System", Discussion Paper no. 97.06, College of Business, Massey University, New Zealand.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*.
- Pesaran, M. Hashem and Smith Shin (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16.
- Swann, C. A. (2017), "Household History, SNAP Participation, and Food Insecurity", *Food Policy*, vol. 73.
- Valin, Hugo and Ronald Sands (2013), "The Future of Food Demand: Understanding Differences in Global Economic Models", *Agricultural Economics*, vol. 45, no. 1.
- Yen, S., T. Fang, and S. Su (2004), "Household Food Demand in Urban China", *Journal of Comparative Economics*, vol. 32.

