

جغرافیا و توسعه شماره ۳۹ تابستان ۱۳۹۴

وصول مقاله: ۱۳۹۱/۰۲/۲۳

تأیید نهایی: ۱۳۹۲/۰۲/۲۰

صفحات: ۲۹-۴۸

بررسی تأثیر یارانه بر تقاضای آب خانگی شهر قم

دکتر فرخنده جبل عاملی^۱، یزدان گودرزی فراهانی^۲

چکیده

این مقاله به بررسی آثار یارانه بر تقاضای آب خانگی، و به تبع آن برآورد تابع تقاضای بلند مدت آب خانگی در شهر قم می‌پردازد. برای این منظور از داده‌های سری زمانی ماهانه بین سال‌های ۸۹-۱۳۸۷ استفاده شده است. مبانی نظری فرم کلی تابع تقاضای آب از حداکثر سازی یک تابع مطلوبیت استون-گری به دست آمده و در مرحله بعدی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و بر اساس روش یوهانسون - جوسیلیوس تابع تقاضای آب شهری قم برآورد گردیده است. لازم به یادآوری می‌باشد که دوره‌ی زمانی انتخاب شده برای مطالعه قبل از اعمال قانون یارانه‌های نقدی است و فقط یارانه روی قیمت آب را پوشش می‌دهد. نتایج مطالعه نشان‌دهنده این بود که: کاهش و یا حذف یارانه‌ی قیمتی آب، تقاضای آب را در بخش خانگی کاهش می‌دهد. همچنین تقاضای آب شهری قم با قیمت آب و قیمت سایر کالاها، مطابق با نظریات اقتصادی، رابطه‌ی عکس و با درآمد رابطه‌ی مستقیم دارد. تقاضای آب شهری این استان نسبت به قیمت آب و قیمت کالاهای دیگر بی‌کشش و نسبت به درآمد، یک کالای ضروری است همچنین حداقل مصرف آب خانگی شهروندان قمی با در نظر گرفتن حذف یارانه قیمتی ۴۲ لیتر در روز می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: تابع مطلوبیت استون-گری، الگوی خود توضیح‌برداری (VAR)، یارانه.

طبقه‌بندی JEL: Q24, Q25, Q31

مقدمه

امروزه نقش آب از یک ماده‌ی حیاتی فراتر رفته و به عنوان کالایی اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است، به گونه‌ای که اهمیت و کاربرد آن در فعالیت‌های مختلف اقتصادی، سبب شده که از آن به عنوان کلید توسعه‌ی پایدار نام برده شود. پیش‌بینی تقاضای آب می‌تواند به صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام شود. پیش‌بینی کوتاه‌مدت تقاضای آب، افق‌های زمانی روزانه، هفتگی و ماهانه را شامل می‌شود. پیش‌بینی بلندمدت تقاضای آب شامل دوره‌های زمانی یک تا چند ساله است. پیش‌بینی کوتاه‌مدت تقاضای آب از جهت مدیریت کارای سیستم آب‌رسانی موجود، حائز اهمیت است، درحالی‌که پیش‌بینی بلندمدت، به منظور برنامه‌ریزی و طراحی شبکه، تأمین منابع آبی جدید و توسعه‌ی شبکه‌ی آب‌رسانی موجود، مورد استفاده قرار می‌گیرد (عبدلی و فرجی، ۱۳۸۸: ۱۵۹).

تقاضا برای آب با توجه به کاربردهای وسیع و گوناگون آن، به دسته‌های تقاضای آب کشاورزی، صنعتی، شهری، تفریحی و زیست محیطی تقسیم می‌شود، که در هر کدام از این گروه‌ها آب کاربردهای متفاوتی دارد. تقاضای آب در بخش شهری، شامل تقاضای خانگی، تجاری و عمومی می‌شود. مصرف آب در بخش خانگی معمولاً به دو قسمت مصرف داخلی و مصرف خارجی قابل تقسیم است. مصرف داخلی، به منظور پخت و پز، بهداشت فردی و مواردی از این قبیل است، درحالی‌که مصرف خارجی به منظور آبیاری باغچه و پر کردن حوض و استخر استفاده می‌شود. مصرف تجاری آب، شامل مصارف آب در فروشگاه‌ها، رستوران‌ها، بوفه‌ها و هتل‌ها بوده و مصرف آب در بخش عمومی شامل آب مصرف شده در پارک‌ها، مدارس، بیمارستان‌ها و مساجد است. در بیشتر منابع علمی و مطالعات صورت گرفته، کاربرد عبارت

"بحران آب" به توصیف شرایطی که در آن اغلب شهرها دارای کاهش شدید در موجودی منابع آبی خود باشند اطلاق می‌شود (Bell and Griffin, 2011: 3).

شکاف بین توان تأمین آب و شدت تقاضا بحران آفرین است. بخش عمده‌ای از عدم تعادل در منابع آب ناشی از چرخه‌ی آب و محدودیت طبیعی منابع آب است و بخش دیگر تأثیرگذاری اقدامات و فعالیت‌های بشری بر روی این منبع طبیعی است. محدودیت منابع آب و آثار تخریبی فعالیت انسان بر محیط زیست جملگی زمینه‌ساز چالش‌های سنگین در امر بهره‌گیری از منابع آب شیرین است. ضمن آن که عواملی نظیر عدم توزیع مناسب بارندگی، عدم تطابق نیاز مصرف با زمان نزولات جوی، افزایش بی‌رویه‌ی مصرف و بهره‌برداری غیراقتصادی از منابع آب، عدم حساسیت کافی افکار عمومی نسبت به صرفه‌جویی در مصرف آب، بالابودن هزینه‌های تأمین آب جدید با رقابت شدید بین گروه‌های مصرف‌کننده و مکانیزم قیمت‌گذاری ناکارآمد ابعاد چالش آب را سنگین‌تر می‌نماید.

به گفته‌ی آب‌شناسان، آب را دیگر نمی‌توان یک کالای فراوان و فاقد ارزش اقتصادی دانست، بلکه یک کالای بدون جایگزین و با ارزش اقتصادی زیاد بوده و دارای مصارف متعددی می‌باشد. برای تداوم یافتن استفاده از منابع آب نمی‌توان از مخازن و سایر منابع آب با سرعتی بیش از آنچه که چرخه‌ی طبیعت توان احیاء و بازتولید آن را دارد، برداشت کرد. اکثر مناطق ایران به دلیل موقعیت جغرافیایی در محدوده‌ای از کره‌ی زمین واقع شده که بیشترین آن‌ها جزء مناطق خشک و نیمه‌خشک می‌باشند، به عنوان نمونه میزان بارندگی در استان قم در طول ۲۰ سال گذشته ۱۹۴ میلی‌متر بوده است در حالی‌که این میزان در سال ۱۳۸۹ معادل ۱۱۳ میلی‌متر بوده است که این آمار و ارقام نشان‌دهنده‌ی عمق بحران در استان قم است، که

جاری به شرکت‌های عمومی، از انواع کمک‌های بلاعوض می‌باشند و یکی از سیاست‌های دولت به حساب می‌آیند. این نوع یارانه، یارانه‌ای است که در بودجه دولت دارای ردیف بودجه‌ای معین است یعنی دولت اعتباراتی را از محل بودجه‌ی عمومی پیش‌بینی می‌کند تا برای اقدامی خاص مصرف شود مانند یارانه زیانکرد شرکت‌های دولتی (نجفی، ۱۳۷۲: ۱۸-۱۵).

در طی سالیان گذشته در کشور، قیمت آب در بخش مصارف خانگی بسیار پایین بوده است. به نظر می‌رسد که این عامل علاوه بر این که پرداخت یارانه‌های قیمتی سنگین را در این بخش موجب شده، مصرف غیر بهینه و بی‌رویه‌ی آب را نیز به همراه داشته و مردم را در چگونگی استفاده‌ی بهینه از منابع آبی باز می‌دارد. مضافاً این که هدف دولت از پرداخت یارانه قیمتی که در بالا ذکر شد همانا حمایت از اقشار آسیب‌پذیر است نیز تأمین نمی‌شود. چرا که در پرداخت یارانه‌ی قیمتی آب به شکل مرسوم، گروه‌های بالای درآمدی که عمدتاً مصارف بیشتری را به خود اختصاص می‌دهند، بیشتر از یارانه‌ها منتفع می‌شوند.

در این مقاله تابع تقاضای آب برای کل مصرف شهری و خانوارها در شهر قم برآورد شده است و در این راستا فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرار گرفته‌اند:

۱- مقدار تقاضای آب شهری، تابعی معکوس از قیمت و تابع مستقیم از درآمد است؛

۲- تقاضای آب شهری نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است؛

۳- مقدار تقاضای آب شهری نسبت به قیمت سایر کالاها (غیر از آب) بی‌کشش است؛

۴- متغیر دمای هوا دارای آثار معناداری بر روی تقاضای آب است.

نوآوری مقاله‌ی حاضر برآورد تابع تقاضای آب شهری استان قم با بررسی تأثیر حذف یارانه‌های قیمتی بر آن

بسیار کمتر از میزان متوسط جهانی یعنی ۸۶۵ میلی‌متر می‌باشد. کمبود آب به دلیل کاهش بارندگی از یک طرف و افزایش مصرف آن از طرف دیگر، موجب شده است که برداشت از آب‌های زیرزمینی، رودخانه‌ها و سدهای موجود شدت یافته و در نتیجه از میزان آب موجود برای مصارف کشاورزی و صنعتی کاسته شود و علاوه بر آن محیط زیست نیز در معرض آسیب جدی قرار گیرد و از این جهت خساراتی به اقتصاد شهر و استان وارد گردد. به همین دلیل امروزه توجه بیشتر به مسائل اقتصادی آب و همچنین بررسی دقیق‌تر تقاضای آب در شهرستان قم بسیار بیشتر از گذشته ضروری به نظر می‌رسد تا با مدیریت تقاضا از طریق مکانیزم‌های اقتصادی هم چون سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی از آن‌ها پیشگیری نمود. لازمه‌ی این امر شناسایی عوامل مؤثر و شدت تأثیرگذاری تا حدودی از زیان‌ها بر روی تقاضا و نیز بررسی چگونگی واکنش تقاضا به تغییرات این عوامل می‌باشد (دفتر آمار و اطلاعات استانداری قم، ۱۳۹۰). قیمت‌گذاری و یا تنظیم نرخ تعدیل‌کننده‌ی مصرف آب از اهداف متعدد و پیچیده سیاست‌گذاران است. سیستم کاربردی تخصیص آب، هیچ‌گاه به عنوان ابزار هدف به منظور حداکثر کردن سود دنبال نمی‌شود. علاوه بر بهره‌وری اقتصادی، تأسیسات آب به دنبال اهدافی از قبیل کافی بودن درآمدها و کاهش هزینه‌های خود هستند (Griffin, 2006: 251). یارانه عبارت است از پرداخت مستقیم یا غیرمستقیم دولتی، امتیاز اقتصادی با اعطای برتری ویژه‌ای که به نهادهای خصوصی، خانوارها و یا دیگر واحدهای تولیدی جهت دستیابی به هدف‌های مورد نظر دولت انجام می‌پذیرد. یارانه‌های قیمتی ناشی از فروش کالای تجاری و یا خدمات، به قیمتی کمتر از قیمت خرید یا قیمت تمام‌شده آنها، همچنین هدایا و کمک‌های دولت از محل حساب

SPSS استفاده نمود. نتایج تحقیق نشان‌دهنده‌ی این بود که هزینه‌ی ماهیانه، نوع مالکیت منزل مسکونی و موقعیت تحصیلی سرپرست خانوارها از لحاظ آماری مؤثر و معنادار می‌باشد. در حالی که سایر عوامل استفاده شده در این تحقیق از لحاظ آماری معنادار نبوده است و تأثیری بر تصمیم‌گیری سرپرست خانوارها نخواهد گذاشت (1: ChanieDagnew, 2012).

بل و گریفین به برآورد تابع تقاضای شهری با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا تناوبی برای کشور آمریکا در یک دوره‌ی ده ساله‌ی زمانی برای ۱۶۷ شهر پرداختند. مدل تصحیح خطای تناوبی با ادغام مقیاس‌های ماهانه، سالانه و بلندمدت صورت گرفت. سازگاری آماری با استفاده از آزمون ریشه واحد به تناوب ماهانه تأیید گردید. کشش قیمتی آب با استفاده از برآورد بخشی، دوره‌ی ماهانه و افق زمانی محاسبه گردید. آنها بیان می‌کنند که عوامل تقاضا با توجه شرایط آب و هوایی بطور کامل تحت تأثیر قرار می‌گیرد. نتایج تحقیق استفاده از سیاست‌های مدیریت فصلی را به خصوص اگر در معرض خطر گرمای بیش از حد در تابستان باشد توصیه می‌کند. همچنین آنها نشان دادند که کشش‌های قیمتی سالانه‌ی محاسبه شده بسیار کمتر از کشش ساختاری بود

(David Bell & Ronald Griffin, 2011:18).

استله بینت (۲۰۱۱) به برآورد تابع تقاضای آب با استفاده از تابع استون-گری^۱ برای کشور فرانسه با لحاظ تغییرات قیمتی پرداخت. برای این منظور سعی شد تا از روش گشتاورهای تعمیم یافته^۲ برای برآورد تابع استفاده شود. برآوردگرهای مدل GMM حکایت از درونزایی متغیر قیمت داشتند. از آنجا که پارامتر قیمت تخمین زده متفاوت از یک نبود، بنابراین نتیجه گرفته

می‌باشد که تا به حال این مورد برای این استان مورد بررسی قرار نگرفته است.

باید مورد توجه قرار گیرد که زمان انجام این تحقیق و داده‌های آن مربوط به بازه‌ی زمانی می‌باشد که زمان چندانی از طرح هدفمندی یارانه‌ها (زمان شروع طرح هدفمندی یارانه‌ها ۲۸ آذر ۱۳۸۹) نمی‌گذشت، بنابراین نتایج حاصل از تحقیق را می‌توان با افزایش در بازه‌ی زمانی و تقسیم آن به دو دوره‌ی قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها مورد مقایسه و بررسی قرار داد.

مروری بر برخی از مطالعات انجام شده

یارانه یکی از ابزارهای مهم حمایتی دولت‌ها است که برای حمایت از مصرف‌کنندگان پرداخت می‌شود. در مورد عوامل مؤثر بر تقاضای آب شهری، طی دهه‌های اخیر تجزیه و تحلیل‌های فراوانی صورت گرفته است اما در مورد تأثیر یارانه بر تقاضای آب شهری و خانگی مطالعات کمی مورد توجه قرار گرفته است، از جمله مهمترین مطالعات انجام شده در این زمینه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

داگنیو (۲۰۱۲) در تحقیقی به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای آب در منطقه جنوب غربی اتیوپی پرداخت. وی اشاره می‌کند که شناسایی متغیرهای مؤثر بر تقاضای آب و منابع آن می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تأسیسات تأمین آب، دولت‌ها و سیاست‌گذاران محلی و منطقه‌ای را در تلاش برای مدیریت تقاضا و گسترش سطح خدمات به بخش‌های نیازمند جامعه کمک مؤثری انجام دهد. وی بیان می‌کند که بنا بر فرض صورت گرفته عوامل مؤثر بر تقاضای آب و منابع آبی در شهر، درآمد خانوارها، موقعیت تحصیلی سرپرست خانوارها، اعضای خانوارها، جنسیت افراد، نوع مالکیت منزل مسکونی و آب بهاء می‌باشد. برای این منظور وی از داده‌های مربوط به ۲۰۰ خانوار جمع‌آوری شده و تحلیل داده‌ها به وسیله‌ی نرم‌افزار

1-Stone - gray

2-Generelized Method of Movment

برآورد شد. نتایج این تحقیق نشان داد که پارامترهای قیمت و درآمد، دارای علامت مورد انتظار هستند. کشش‌های غیرشرطی محاسبه شده نشان‌دهنده‌ی این بودند که حساسیت مصرف‌کنندگان در برابر تغییر قیمت و درآمد در ساختار قیمت بلوکی مخالف صفر است. بنابراین می‌توان از سیاست اصلاح قیمت در ساختار قیمت بلوکی به عنوان ابزار مؤثری در مدیریت مصرف مازاد بر نیاز استفاده کرد (خوشبخت و همکاران، ۱۳۹۰: ۳۰-۲۲).

بهبودیان و همکاران (۱۳۹۰) اثر هدفمندسازی یارانه‌ها بر تقاضای آب خانگی در شهر نیشابور را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور با استفاده از اطلاعات سری زمانی ماهانه برای سال‌های ۸۷-۱۳۷۶ تابع تقاضای آب برای شهر نیشابور تخمین زده شد و متغیرهای مستقل برای آینده با در نظر گرفتن اجرا شدن طرح هدفمندسازی یارانه‌ها پیش‌بینی گردید. نتایج نشان‌دهنده‌ی این بود که با اجرا شدن طرح هدفمندسازی یارانه‌ها و واقعی شدن قیمت آب سرانه، مصرف آب کاهش می‌یابد (بهبودیان و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۹-۱۴).

سجادی‌فر و خیابانی (۱۳۹۰) به مدل‌سازی تقاضای آب خانگی با استفاده از روش مدل عوامل تصادفی در شهر اراک پرداختند. در این مقاله، آنها با استفاده از تابع مطلوبیت استون-گری تابع تقاضای آب خانگی را استخراج و با به کارگیری مدل تعدیل جزئی و استفاده از روش اقتصادسنجی مدل عوامل تصادفی، تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت آب شهر اراک در فصل‌های مختلف و همچنین کل سال را برآورد کردند. در این تحقیق آنها از داده‌های ترکیبی مربوط به ۱۵۲ خانوار شهر اراک در سال‌های ۸۲-۱۳۷۷ استفاده کردند. در مجموع، کم‌کشش بودن تقاضای آب خانگی نسبت به درآمد و قیمت و همچنین مکمل بودن آب با سایر

شد که مصرف‌کننده‌ی آب خانگی به قیمت واکنش نشان می‌دهد و آب به عنوان یک کالای نرمال ضروری می‌باشد (Estelle Binet, 2011:32).

دهارماراتنا و هریس (۲۰۱۰) به برآورد تابع تقاضای آب با استفاده از روش تابع استون-گری برای کشور سریلانکا پرداختند. دلیل استفاده از این روش نسبت به روش تابع کاب-داگلاس^۱ را دو عامل اشاره می‌کنند:

- ۱- ثابت نبودن کشش قیمتی در این تابع
- ۲- این تابع فرض می‌کند که مصرف آب دو بخش دارد که شامل یک بخش مصرفی ثابت و یک بخش اسراف‌ی یا آبی که هدر می‌رود.

نتایج تحقیق آنها نشان‌دهنده‌ی این بود که نسبت بخشی از آب که به تغییرات قیمت در سریلانکا حساس نمی‌باشد، بین ۰/۶۴ و ۱/۰۶ سرانه در هر ماه است. نتایج برآورد شده برای کشورهای توسعه‌یافته بیانگر این می‌باشد که کاهش مصرف آب از طریق ابزار قیمتی نسبت به کشورهای در حال توسعه ابزار بسیار مؤثرتری می‌باشد. محدوده‌ی کشش قیمت از ۰/۱۱- تا ۰/۱۴- بوده و کشش درآمد بین بازه ۰/۱۱ تا ۰/۱۴ می‌باشد. آنها پیشنهاد می‌دهند که سیاست‌گذاران نباید صرفاً به ابزارهای قیمت برای کاهش مصرف آب تکیه کنند و راهکارهای دیگری مانند تغییر در اصلاح الگوی مصرفی را نیز در نظر بگیرند

(Dinusha Dharmaratna & Edwyna Harris, 2010:21). خوشبخت و همکاران (۱۳۹۰) به تخمین تابع تقاضای آب بخش خانگی با قیمت‌های غیرخطی با استفاده از الگوی انتخاب گسسته-پیوسته در شهر تهران طی دوره ۸۵-۱۳۸۱ پرداختند. در این مطالعه، تابع تقاضای آب مصرفی خانوارهای شهر تهران با اطلاعات بودجه خانوار در ساختار قیمت‌های بلوکی با الگوی انتخاب گسسته-پیوسته با روش حداکثر راستنمایی،

بودن تقاضای نهاده‌های کود، بذر و آب نسبت به تغییرات قیمت آنها و کشش‌پذیر بودن تقاضای نهاده‌های سم و نیروی کار نسبت به تغییرات قیمت آنها بود (شمشادی و خلیلیان، ۱۳۸۹: ۱۲۵-۱۰۳).

عبدلی و فرجی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ی خود به برآورد تابع تقاضای آب شهری ارومیه طی دوره‌ی ۸۴-۱۳۷۸ پرداختند برای این منظور بر اساس مبانی نظری فرم کلی تابع تقاضای آب از حداکثرسازی یک‌تابع مطلوبیت استون-گری بر اساس روش یوهانسن تابع تقاضای آب را استخراج نمودند. آنها نشان دادند که تقاضای آب شهری این شهرستان نسبت به قیمت آب و قیمت کالاهای دیگر بی‌کشش و همچنین نسبت به درآمد، یک کالای ضروری است (عبدلی و فرجی، ۱۳۸۸: ۱۷۵-۱۵۸).

صبحی و نوبخت (۱۳۸۸) به برآورد تابع تقاضای آب شهر جدید پردیس پرداختند. در این مطالعه تابع تقاضای آب شرب شهر پردیس با استفاده از تابع مطلوبیت استون-گری برآورد و سپس کشش‌های قیمتی و درآمدی و حداقل مصرف در حالت‌های مختلف محاسبه گردید. نتایج نشان داد کشش قیمتی تقاضا بین ۰/۸- تا ۰/۳۲۱- درصد و کشش درآمدی در بازه ۰/۱۶۵ تا ۰/۲۸۹ درصد قرار دارد. همچنین، نتایج نشان داد که افزایش قیمت آب در مواردی که اضافه مصرف بالاتر است، اثر بیشتری بر کاهش مصرف دارد. کشش قیمتی در تابستان بیشتر از سایر فصل‌ها و در بلوک‌های مصرفی بالاتر نسبت به بلوک‌های مصرفی پایین‌تر، بیشتر بود. کشش قیمتی مصارف داخلی نزدیک به دو برابر کشش قیمتی مصارف غیر داخلی بود و در کلیه توابع تقاضای برآورد شده مقدار آن کمتر از ۱ به دست آمد (صبحی و نوبخت، ۱۳۸۸: ۷۴-۶۹).

کالاهای تأیید شد. نتایج نشان‌دهنده‌ی این بود که کشش قیمتی و درآمدی فصل تابستان (جانشین مصارف بیرونی) تقریباً دو برابر کشش قیمتی و درآمدی فصل زمستان (جانشین مصارف داخلی) بوده و کشش تقاضای بلندمدت از کوتاه‌مدت بیشتر است (سجادی‌فر و خیابانی، ۱۳۹۰: ۶۸-۵۹).

تابش و دینی (۱۳۸۹) تقاضای روزانه آب شهری را با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی برای شهر تهران پیش‌بینی کردند. در این پژوهش از شبکه‌های عصبی مصنوعی پرسپترون سه لایه با خروجی خطی و غیرخطی، مدل پرسپترون چهار لایه با خروجی غیرخطی و مدل RBF استفاده شده است. ایشان با مقایسه‌ی نتایج مدل‌ها با همدیگر و با نتایج مدل‌های نروفازی و روش‌های سری زمانی ساخته شده در تحقیقات دیگر، نشان می‌دهند که مدل‌های شبکه عصبی از قابلیت بالایی برای مدل‌سازی تقاضای روزانه آب شهری برخوردار بود. در این میان، مدل پرسپترون سه لایه با خروجی غیرخطی، دقت بالاتری داشت (تابش و دینی، ۱۳۸۹: ۹۵-۸۴). شمشادی و خلیلیان تأثیر سیاست یارانه‌ای دولت در تولید محصول گندم آبی را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و با بهره‌گیری از اطلاعات سری زمانی سال‌های ۶۳-۱۳۵۸ نهاده‌های کود شیمیایی، بذر، سم، نیروی کار و آب، ابتدا تابع تولید گندم آبی با روش ARDL تخمین زده شد و پس از محاسبه کشش‌های تولیدی این نهاده‌ها، با تخمین همزمان توابع هزینه و تقاضای نهاده‌های تولیدی به روش JSUR، حساسیت کشاورزان نسبت به تغییرات قیمت این نهاده‌ها مشخص گردید. نتایج حاکی از بی‌کشش

مبانی نظری تقاضای آب

تقاضای آب برحسب کاربردهای وسیع آن، به ۳ دسته تقاضای آب شهری، کشاورزی و صنعتی تقسیم می‌گردد که در هر کدام از این گروه‌ها، آب برای موارد متعددی به کار می‌رود. تقاضا برای آب در بخش‌های کشاورزی و صنعتی تقاضای مشتق شده می‌باشد (پژویان و حسینی، ۱۳۸۲: ۴۹).

یارانه‌های آب به دو شکل کلی قابل پرداخت است:

۱- یارانه‌های غیرمستقیم از طریق تعرفه‌های پایین؛

۲- یارانه‌های مستقیم به مصرف‌کننده‌ی نهایی.

در حالت اول یارانه‌ها به این خاطر غیرمستقیم نامیده می‌شوند که مستقیماً به مصرف‌کننده‌ی نهایی پرداخت نمی‌شوند بلکه دولت زیان ناشی از دریافت تعرفه‌های پایین را برای شرکت‌های آب و فاضلاب جبران می‌کند. در حالت دوم یارانه‌ها مستقیماً و بر اساس معیارها و ضوابط شایستگی که عموماً فرض می‌شود ارتباط زیادی با فقر داشته باشد به مصرف‌کننده‌ی نهایی پرداخت می‌گردد. مزیت اصلی این نوع یارانه‌ها این است که واضح و شفافند و زیان ناشی از عملکرد ناکارای شرکت‌های آب و فاضلاب را حداقل می‌کند.

از آنجا که مصرف آب آشامیدنی نیازمند اتصال به شبکه‌های لوله‌کشی است لذا بخشی از یارانه‌ها نیز به

جهت اتصال به این شبکه‌ها پرداخت می‌گردد این یارانه‌ها نیز در زمره‌ی دسته‌ی دوم جای گرفته‌اند. تفاوت یارانه‌های مصرفی و یارانه بابت اتصال به شبکه از بعد دیگری نیز حائز اهمیت است. یارانه‌های اتصال به شبکه، یارانه‌های یکباره می‌باشند. اما یارانه‌های مصرفی در بردارنده‌ی یک جریان پیوسته از پول به سمت تولیدکنندگان یا خانوارهاست و هزینه‌های مداوم (برای دولت) و زیان‌های مداوم مربوط به آن (برای تولیدکنندگان) را در بر دارد. روشن است که پیامدهای هرگونه یارانه برای بودجه‌ی دولت (یا سلامت مالی برای شرکت‌های آب و فاضلاب) یکسان نیست. یارانه‌های اتصال به شبکه ممکن است بیش از یارانه‌های مصرفی به چشم آید اما برگشت بلند مدت آن کمتر است چون خانوارها به سرعت فراموش می‌کنند که بابت اتصال آنها به شبکه‌ی پولی پرداخت شده است. برخی از نظریات اقتصادی خاطرنشان می‌سازد که یارانه‌های آب باید به میزان تفاضل میل به پرداخت فقرا و هزینه‌ی خرید حداقل مصرف آب باشد. دیوید بلانس^۱ در مورد این روش جدولی تهیه کرده است که در آن به بررسی مداخله‌ی دولت و تعیین گروه‌های نیازمند برای دریافت یارانه را نشان می‌دهد.

جدول ۱: مداخله دولت و تعیین گروه‌های نیازمند برای دریافت یارانه

دخالت دولت	خانوارها		گروه
	توانایی مالی برای اتصال به شبکه	توانایی پرداخت صورتحساب ماهیانه	
عدم نیاز گروه به یارانه	بله	بله	۱
تامین آب با حداقل قیمت	خیر	بله	۲
لزوم پرداخت یارانه جهت اتصال به شبکه	بله	خیر	۳
نیاز گروه به یارانه	خیر	خیر	۴

مأخذ: شمشادی و خلیلیان، ۱۳۸۹

تعیین مبانی نظام تعرفه و قیمت‌گذاری آب باشد. قیمت تمام شده بر اساس ضوابط اقتصادی متفاوت از قیمت تمام شده بر اساس هزینه‌های منعکس در دفاتر مالی بوده و مبتنی بر رویکردهایی است که به لحاظ اقتصادی شرط کارایی را در تخصیص منابع تأمین می‌نماید. البته ذکر این نکته ضروری است که اطلاعات لازم و مکفی در خصوص محاسبه‌ی قیمت اقتصادی آب در دسترس نبوده، اما هدف این تحقیق این بوده است که با در دست داشتن اطلاعاتی هرچند ناکافی بتوان به قیمت اقتصادی آب نزدیکتر شده و از نتایج آن برای بررسی آثار حذف یارانه قیمتی در تقاضای بخش خانگی بهره جست، برای این امر از اطلاعات مربوط به قیمت تمام شده و قیمت فروش آب موجود در سازمان منطقه‌ای آب استان استفاده گردید. بنابراین متغیرهای جوی مانند درجه‌ی حرارت، رطوبت نسبی، میزان بارندگی و غیره از جمله عواملی دیگری هستند که در تقاضای آب شرب مصرف‌کننده‌ی مؤثر است. مثلاً یک روز گرم با درجه حرارت بالا موجب می‌شود که افراد نیاز به آب برای حمام کردن، آشامیدن، شنا و غیره بیش از گذشته پیدا کنند و عملاً این نیاز به صورت تقاضا برای آب ظهور پیدا کند و به عبارت دیگر تقاضای آب را افزایش می‌دهد (خوش‌خلاق و همکاران، ۱۳۸۱: ۱۱۷).

بنا به موضوعاتی که مطرح شد ما دو نتیجه را استخراج کرده و مبنای کار خود قرار می‌دهیم:

۱. در برآورد تابع تقاضای آب خانگی متغیرهای جوی نظیر میزان بارندگی و متوسط درجه‌ی حرارت را اثرگذار در حداقل مصرف ضروری آب تلقی کرده و تابع تقاضای آب خانگی را براساس آن برآورد می‌کنیم.
۲. متغیر یارانه (Sub) را که به صورت تفاضل قیمت فروش آب خانگی از قیمت تمام‌شده‌ی آن تعریف می‌شود را به عنوان یک متغیر اثرگذار بر حداقل مصرف آب وارد مدل می‌کنیم. همانگونه که قبلاً ذکر

در مورد مدیریت تقاضای آب باید به این موضوع توجه کرد که الگوی مصرف افراد جامعه به چه صورتی می‌باشد که با آشنایی با الگوی مصرف بتوان سیاست‌های بهینه مصرف را مدیریت و تدوین کرد.

بخش پرننگتر این برنامه که این مطالعه نیز به آن می‌پردازد، استفاده از محرک‌ها و انگیزه‌های اقتصادی است. در بیشتر مطالعات انجام گرفته تقاضای آب بی‌کشش برآورد شده است. این موضوع منطقی به نظر می‌رسد چرا که آب کالایی ضروری و بدون جان‌شین است. به هر جهت اگر ضریب کشش مخالف صفر باشد قیمت‌ها نقش مهمی را در مدیریت تقاضا ایفا می‌کنند. قیمت، یک عامل مهم در کنترل رفتارهای مصرفی است و افزایش آن می‌تواند در کوتاه‌مدت تقاضای آب را کاهش دهد قیمت‌پایین آب علاوه بر اینکه حساسیتی را بر الگوی مصرف ایجاد نمی‌کند، موجب می‌شود که درآمد ناشی از تعرفه‌ها نیز پایین‌ترین میزان لازم برای پوشش کامل هزینه‌های سیستم تأمین آب شهری باشد. بنابراین بخش آب یارانه‌های سنگینی را دریافت می‌کند.

مشترکان آب خانگی بهایی را می‌پردازند که بسیار پایین‌تر از قیمت تمام شده‌ی اقتصادی است و تمام هزینه‌های این حمایت در بودجه‌ی دولت ثبت نمی‌شود. پایین بودن آب در بخش خانگی در هر سال موجب از دست رفتن بخش زیادی از درآمد شرکت آب و فاضلاب شده که این درآمد هم می‌تواند موجب پوشش هزینه‌های مرتبط با آب در این بخش شده و هم اینکه در جهت توسعه‌ی سرمایه‌گذاری‌های آب به کار رود. اینها همه از جمله عواملی است که بر ناکارآمد بودن یارانه‌ها در این بخش صحنه می‌گذارد.

قیمت اقتصادی آب یا هزینه‌ی واقعی تولید آب می‌تواند اهداف گوناگونی را مورد توجه قرار دهد. اما یکی از اهداف مهم آن می‌تواند تعیین هزینه‌های واقعی آب به منظور اصلاح تعرفه‌های مشترکین پرمصرف و

معادله ۱:

$$\text{Max } U^* = \alpha_1 \ln(W - S_w) + \alpha_2 \ln(Q_{\text{oth}} - S_{\text{oth}})$$

معادله ۲:

$$\text{St: } I = P_w W + P_{\text{oth}} Q_{\text{oth}}$$

که در آن:

S_w : حداقل میزان مصرف آب

S_{oth} : حداقل میزان مصرف سایر کالاها

W : میزان مصرف آب

Q_{oth} : میزان مصرف سایر کالاها

I : بودجه خانوار

P_w : قیمت آب

P_{oth} : قیمت سایر کالاها

از حداکثرسازی مسأله‌ی بالا و با فرض اینکه

$$\alpha_1 + \alpha_2 = 1 \text{ خواهیم داشت:}$$

$$\text{معادله ۳: } W = S_w + \frac{\alpha_1}{P_w} [I - P_{\text{oth}} S_{\text{oth}} - P_w S_w]$$

و در نهایت با فرض

معادله ۴:

$$\theta_1 = \alpha_1, \theta_2 = -\alpha_1 S_{\text{oth}}, \theta_0 = S_w (1 - \alpha_1)$$

فرم کلی تابع تقاضای آب به صورت زیر خواهد بود:

شد حداقل مصرف آب در طول زمان متغیر بوده و تحت تأثیر عادات مصرفی و شرایط محیطی است. بنابراین می‌توان فرض کرد که قیمت پایین آب که حجم بسیار بالای یارانه‌ها را در این بخش سبب شده، موجب تغییر عادات مصرفی مردم و مصرف بالای آب در دهه‌های گذشته شده و بنابراین می‌تواند به عنوان یک عادات مصرفی مؤثر در تبیین حداقل مصرف آب نقش بسزایی داشته باشد.

بنابراین در این مرحله چگونگی وارد کردن این متغیرها در مدل تقاضای آب آورده می‌شود:

$$S^* = S + \gamma_1 \text{subsidy} + \gamma_2 \text{Weather} + \gamma_3 \text{Rain}$$

بطوری که در عبارت فوق Subsidy متغیر یارانه، Weather متغیر درجه حرارت و Rain متغیر میزان بارندگی می‌باشد. حال (S^*) را به جای S در تابع مطلوبیت استون-گری قرار می‌دهیم و با حداکثر کردن آن نسبت به قید بودجه، تابع تقاضای آب در این شرایط را استخراج می‌کنیم. با فرض اینکه مصرف‌کننده با سیدی از دو کالا شامل آب (W) و سایر کالاها و خدمات Q_{oth} که یک کالای ترکیبی فرض شده است روبرو است، تابع مطلوبیت استون-گری و در نتیجه مسأله‌ی حداکثرسازی مطلوبیت به صورت زیر خواهد بود (Henderson & Quandt, 1980: 60-61):

معادله ۵:

$$W = \theta_0 + \theta_1 (Y/P_w) + \theta_2 (P_{\text{oth}}/P_w) + \theta_3 \text{subsidy} + \theta_4 \text{weather} + \theta_5 \text{Dumweather} + \theta_6 \text{Rain}$$

شده است. اولین گام در بسط یک مدل VAR انتخاب متغیرهای مناسب می‌باشد. در این مطالعه از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۸۷ که از اداره آب منطقه‌ای شهرستان قم گرفته شده، استفاده شده است که به ترتیب زیر معرفی می‌گردند:

W : متوسط مصرف سرانه هر مشترک در ماه مورد نظر می‌باشد و از تقسیم کل مصرف آب در هر ماه، بر

بطوری که در مدل فوق به منظور در نظر گرفتن آثار فصلی و جلوگیری از ایجاد مشکل هم خطی ۳ متغیر دامی ($\theta_5 \text{Dumweather}$) استفاده می‌شود.

- متغیرهای مورد استفاده در الگو

برای برآورد تابع تقاضای آب از روش خودرگرسیون برداری^۱ (VAR) که امروزه کاربرد فراوانی دارد، استفاده

- تصریح مدل

هنگامی که رفتار چند متغیر سری زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد، لازم است به ارتباطات متقابل این متغیرها، در قالب یک الگوی سیستم معادلات همزمان توجه شود. ممکن است در این معادلات، وقفه‌های متغیرها نیز وجود داشته باشد که در این صورت در اصطلاح به آن الگوی سیستم معادلات همزمان پویا گفته می‌شود.

در چنین الگویی، برخی از متغیرها درونزا و تعدادی نیز برونزا (از پیش تعیین شده) تلقی می‌شوند. بنابراین، قبل از برآورد چنین الگویی لازم است اطمینان حاصل شود که معادلات قابل شناسایی هستند. در غیر این صورت، باید محدودیت‌هایی روی ضرایب اعمال شود تا معادلات شناسایی شوند. اما مسأله‌ی مهم این است که طبقه‌بندی کردن متغیرها به دو گروه درونزا و برونزا اختیاری است. از این رو، این قسمت به شدت مورد انتقاد سیمز قرار گرفت. (Sims, 1980: 1-48) از نظر سیمز، اگر واقعاً بین مجموعه‌هایی از متغیرها، الگوی همزمانی وجود دارد، باید تمامی متغیرها را به یک چشم‌نگریست و پیش‌داوری در مورد اینکه کدام درونزا و کدام برونزا هستند، صحیح نیست. در همین مورد، وی مدل‌های VAR را معرفی کرد. این مدل، متغیر برونزایی ندارد و تمام متغیرهای مدل، درونزا هستند (عبدلی و فرجی، ۱۳۸۱: ۱۶۵).

یک مدل خود رگرسیوی برداری VAR مدلی است که در آن هر متغیر بر روی مقادیر با وقفه‌ی خودش و مقادیر متغیرهای دیگر در مدل تصریح می‌شود. بنابراین، به دلیل ظهور متغیر وابسته با وقفه‌ی زمانی، مدل اتورگرسیو است و به دلیل وجود متغیرهای متعدد، صحبت از بردار به میان می‌آید که در نتیجه، مدل به مدل اتورگرسیو برداری معروف است. حامیان این مدل تأکید می‌کنند که مدل VAR به دلایل زیر بهتر از معادلات همزمان است (نورستی، ۱۳۷۱: ۵۳-۲۴).

تعداد مشترکین موجود در آن ماه به دست آمده است بطوری که اطلاعات کل مصرف آب و تعداد مشترکین از اداره آب منطقه‌ای استان جمع‌آوری گردیده است. YP - از تقسیم کردن متوسط درآمد سرانه خانوار در هر ماه بر قیمت متوسط آب در آن ماه بدست آمده است، بطوری که اطلاعات درآمد سرانه از مرکز آمار و اطلاعات استاندارد قیمت و قیمت متوسط آب نیز از طریق تقسیم کل درآمد بر کل میزان مصرف آب به دست آمده، که داده‌های آن از اداره‌ی منطقه‌ای آب استان تهیه شده است.

CPIP - از تقسیم شاخص قیمت مصرف‌کننده در هر ماه (که به عنوان جانشینی برای قیمت سایر کالاها غیر از آب استفاده شده است) بر متوسط قیمت آب در آن ماه به دست آمده است، که اطلاعات مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده در استان از مرکز اطلاعات آماری بانک مرکزی ایران و فصلنامه‌های آماری استخراج شده است.

Subsidy- متغیر یارانه یا به عبارتی تفاضل بین قیمت تمام شده و متوسط قیمت فروش آب خانگی در شهر قم می‌باشد که اطلاعات آن نیز از مرکز آب منطقه‌ای استان، و مرکز آمار و اطلاعات استاندارد قیمت جمع‌آوری شده است.

Weather- بیانگر متوسط درجه حرارت روزانه در هر ماه و RAIN: بیانگر میزان بارندگی در هر ماه می‌باشد که اطلاعات آن از سازمان هواشناسی کشور جمع‌آوری شده است.

برخی متغیرهای کیفی نیز بر تقاضای آب مؤثر هستند که نباید از آن‌ها غافل بود از جمله نقاط مختلف شهر الگوی متفاوت مصرف داشته و بر میزان مصرف تأثیر می‌گذارد. همچنین عوامل فرهنگی، سطح تحصیلات و مذهب نیز مؤثر هستند که به دلیل نبودن اطلاعات در این زمینه از بررسی اثر آنها خودداری می‌شود.

- ۳- بی‌نیازی به تقسیم متغیرها به درونزا و برونزا؛
 ۴- ارائه‌ی پیش‌بینی برای متغیرهای مدل.
 آزمون مرتبه مانایی متغیرهای مدل بررسی گردیده،
 نتایج بررسی مانایی متغیرهای مدل با استفاده از آماره
 دیکی فولر افزوده ADF در جدول زیر آمده است:

- ۱- توانایی الگوی VAR در بیان ساختار پویای مدل
 بهتر از معادلات همزمان است که می‌توان به سادگی
 برآورد این مدل‌ها با استفاده از روش حداقل مربعات
 معمولی اشاره کرد؛
 ۲- رهایی از اعمال قیود روی متغیرها برای شناسایی
 ضرایب که در معادلات همزمان مرسوم است؛

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم افزوده برای بررسی مانایی متغیرهای مدل

متغیرها	سطح		تفاضل مرتبه اول		نتیجه کلی
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	
YP	-۱/۸۳	-۱/۵۲	-۴/۶۱	-۴/۷۳	مانا
CPIP	-۱/۴۸	-۰/۹۶	-۳/۷۵	-۴/۸۹	مانا
W	-۱/۳۵	-۱/۶۴	-۳/۸۹	-۵/۰۲	مانا
W	-۱/۳۵	-۱/۶۴	-۳/۸۹	-۵/۰۲	مانا
subsidy	-۲/۱۲	-۰/۸۹	-۳/۷۸	-۴/۵۸	مانا
Weather	-۲/۵۳	-۱/۸۶	-۴/۳۱	-۵/۳۸	مانا
Rain	-۱/۹۶	-۲/۴۲	-۴/۵۷	-۴/۳۹	مانا
مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹	-۳/۵	-۲/۹	-۳/۵	-

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۰

جدول ۳: آزمون تعیین تعداد وقفه‌های بهینه

Lag (وقفه)	Log L	AIC	SBC	HQ
۰	-۱۴۷۳/۵۲	۳۶/۳۷	۳۷/۶۲	۳۷/۳۲
۱	-۱۰۷۹/۲۱	۲۷/۴۱	۲۹/۳۵	۲۸/۴۲
۲	-۸۸۹/۳۶	۲۸/۰۳	۲۹/۱۴	۲۷/۵۳
۳	-۸۱۴/۳۱	۲۷/۸۴	۳۰/۲	۲۸/۳۰

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۰

در این مرحله، با دو سؤال روبرو هستیم. اول اینکه، تعداد بردارهای هم‌انباشته الگو چند تا است و دوم آنکه، آیا عرض از مبدأ و روند را در این الگو بگنجانیم یا خیر. پاسخ گفتن به این دو سؤال با مشکل روبرو است، زیرا برای جواب دادن به سؤال اول به پاسخ

بر اساس نتایج جدول (۲) می‌توان بیان کرد که همه‌ی متغیرهای مورد استفاده در سطح در حالت با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند یا به عبارت دیگر این متغیرها انباشته از مرتبه اول می‌باشند.

روش یوهانسون

برای اطمینان از خواص کلاسیک جملات خطا در برآورد الگوی VAR ابتدا تعداد وقفه‌هایی را که لازم است در الگو ظاهر گردد، تعیین می‌کنیم، با توجه به اطلاعات به دست آمده در جدول و مقایسه آن‌ها با مقادیر بحرانی چنانچه ضوابط HQ (حنان کوئین) و یا SBC (شوارتز-بیزین) را ملاک قرار دهیم تعداد وقفه‌های بهینه ۲ خواهد بود (جدول ۳).

مدل باید تصمیم‌گیری نمود. در روش یوهانسون به این دو موضوع بطور همزمان پرداخته می‌شود. برای آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون ابتدا باید مدل تصحیح خطا تخمین زده شود و سپس با استفاده از رتبه ماتریس π و آماره‌های λ_{max} و λ_{trace} ، تعداد روابط هم‌انباشتگی را به دست آورد. پس ابتدا به طور اجمالی مدل تصحیح خطا را بیان کرده و سپس آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون برای تشخیص تعداد روابط هم‌انباشتگی بیان می‌شود. مدل تصحیح خطا همان مدل خودرگرسیون برداری تفاضل‌گیری شده است که رابطه بلندمدت یا همان رابطه هم‌انباشتگی به آن اضافه شده است. بردار $\chi_t = (\chi_{1t}, \chi_{2t}, \dots, \chi_{nt})$ دارای فرم تصحیح خطا می‌باشد اگر بتوان آن را به صورت زیر نوشت:

$$\Delta \chi_t = \pi_0 + \pi_1 \chi_{t-1} + \pi_1 \Delta \chi_{t-1} + \pi_2 \Delta \chi_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta \chi_{t-p} + \varepsilon_t$$

ریشه واحد باشند. اکثر متغیرهای اقتصادی دارای یک ریشه واحد می‌باشند. بعد از اینکه مطمئن شدیم متغیرها همگی نامانا هستند و همگی تعداد ریشه واحد یکسانی دارند باید مدل تصحیح خطا را تخمین بزنیم. اما برای تخمین مدل تصحیح خطا ابتدا باید یک مدل خود رگرسیون برداری تخمین زده و تعداد وقفه‌های بهینه را محاسبه کنیم. برای این کار از معیار انتخاب مدل بهینه آکائیک استفاده می‌کنیم.

۲- در این مرحله مدل تصحیح خطا را تخمین می‌زنیم و رتبه ماتریس π را به دست می‌آوریم. تعداد روابط هم‌انباشتگی برابر است با رتبه ماتریس π . اگر رتبه ماتریس π صفر باشد، مدل تصحیح خطا همان مدل خودرگرسیون برداری در تفاضل خواهد بود. و اگر رتبه ماتریس π بزرگتر یا مساوی یک باشد، حداقل یک بردار هم‌انباشتگی وجود خواهد داشت.

سؤال دوم و برای جواب دادن به سؤال دوم به پاسخ سؤال اول نیازمندیم (Sims, 1982: 21). یوهانسون برای این مشکل روشی را پیشنهاد کرده است که در آن می‌توان به هر دو سؤال یاد شده بطور همزمان پاسخ داد. در واقع در روش او در مورد لزوم وارد کردن عرض از مبدأ و متغیر روند و تعداد بردارهای هم‌انباشته بطور همزمان تصمیم‌گیری می‌شود. روش او بدین صورت است که ابتدا همه الگوهای مختلف از نظر داشتن عرض از مبدأ و روند را برآورد می‌کنیم. در راستای بررسی و تعیین رابطه (روابط) تعادلی بلندمدت بین چند متغیر اقتصادی سری زمانی، از روش یوهانسون استفاده گردید. در این روش اولاً باید تعداد بردارهای همجمعی را تعیین کرد و ثانیاً در مورد لزوم وجود عرض از مبدأ و روند در

که در آن π_0 بردار عرض از مبدأ با درایه‌های π_{i0} ، ماتریس $n \times n$ ضرایب با درایه‌های $\pi_{ijk}(i)$ ، ماتریس هم‌انباشتگی با درایه‌های π_{ijk} بطوری که حداقل یکی از درایه‌های π_{ijk} مخالف صفر باشد و ε_t بردار $n \times 1$ باقیمانده‌ها با درایه‌های ε_{it} می‌باشد.

در روش یوهانسون هدف تخمین مدل تصحیح خطا و سپس به دست آوردن رتبه‌ی ماتریس π می‌باشد. تعداد روابط هم‌انباشتگی در واقع همان رتبه‌ی ماتریس π می‌باشد. روش یوهانسون در دو مرحله به صورت زیر می‌باشد.

۱- بعد از انجام آزمون دیکی فولر، اگر متغیرها مانا باشند، طبق تعریف بین آن‌ها رابطه‌ی هم‌انباشتگی وجود ندارد. برای حصول شرایط رابطه‌ی هم‌انباشتگی، تمامی متغیرها باید دارای رتبه‌ی انباشتگی یکسان باشند. بطور مثال همگی دارای یک ریشه واحد و یا دو

فرضیه صفر در آماره λ_{trace} بیانگر تعداد بردارهای هم‌انباشستگی کوچکتر یا مساوی r در مقابل فرضیه رقیب تعداد بردارهای هم‌انباشستگی بزرگتر از r و در آماره λ_{max} بیانگر تعداد بردارهای هم‌انباشستگی برابر r در مقابل فرضیه رقیب تعداد بردارهای هم‌انباشستگی $r+1$ می‌باشد. کمیت‌های آماری آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی در جدول (۴) نشان داده شده‌اند.

برای آزمون تعداد بردارهای هم‌انباشستگی از دو آماره آزمون λ_{trace} و λ_{max} استفاده می‌کنیم. فرمول کلی این دو آماره به صورت زیر می‌باشد:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{t=r+1}^n (1 - \bar{\lambda}_t)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \bar{\lambda}_{r+1})$$

که در آن $\bar{\lambda}_t$ مقادیر تخمین زده شده ریشه‌های مشخصه ماتریس π و T تعداد مشاهدات می‌باشد.

جدول ۴: کمیت‌های آماره آزمون λ_{max} و λ_{trace} به منظور تعیین الگوی بردارهای هم‌جمعی

H ₀	H ₁	الگوی (۱)	الگوی (۲)	الگوی (۳)	الگوی (۴)
λ_{trace}					
r=0	r≥1	۲۰۷/۳۴	۲۲۴/۳۱	۱۳۰/۱۳	۲۵۶/۸۹
r≤1	r≥2	۱۱۲/۰۲	۱۲۵/۲۳	۱۳۰/۰۴	۱۵۴/۱۸
r≤2	r≥3	۶۷/۰۹	۷۲/۳۲	۷۸/۲۹	۱۰۲/۸۹
λ_{max}					
r=0	r≥1	۹۸/۰۴	۱۰۱/۴۳	۱۰۱/۴۵	۱۰۱/۴۸
r≤1	r≥2	۴۷/۴۸	۵۳/۰۱	۵۳/۳۲	۵۲/۸۹
r≤2	r≥3	۳۳/۰۳	۳۴/۱۳	۳۴/۸۴	۴۳/۲۵

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۰

هم‌جمعی در متغیرهای الگو به اثبات رسید، همچنین با مقایسه‌ی آماره‌های محاسباتی توسط نرم‌افزار Eviews با مقادیر بحرانی گزارش شده وجود ۳ بردار هم‌انباشستگی بین متغیرها توسط آماره‌های λ_{trace} و λ_{max} تأیید گردید. به منظور در نظر گرفتن آثار فصلی در مدل ۳ متغیر جانشین (دامی) در نظر گرفته شد که تنها متغیر تعریف شده برای فصل تابستان دارای آثار معنی‌دار بود که در جدول زیر گزارش شده است (جدول ۵).

در نهایت وجود ۳ بردار هم‌جمعی تأیید شد. در واقع برحسب تصادف الگوی سوم، مناسب‌ترین الگویی بوده است که باید انتخاب می‌شد چرا که در این حالت در کوتاه‌مدت عرض از مبدا و روندی وجود ندارد و روابط بلندمدت نیز بدون روند بوده اما مقید به داشتن عرض از مبدا هستند. استفاده از این الگو تناسب زیادی با بکارگیری ساختار تقاضای استون-گری دارد که در آنجا بر وجود حداقل مصرف (عرض از مبدا) تأکید فراوان داشتیم و تحت این شرایط وجود ۳ بردار

جدول ۵: بردارهای همجمعی الگوی تقاضای آب

متغیرها	بردار (۱)	بردار (۲)	بردار (۳)
w	۱	۰	۰
Yp	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۸
Cpip	-۱۰/۱۵	-۵/۱۲	-۹/۴۸
subsidy	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۵
Rain	۰/۰۴۲	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۵
Weather	۰/۵۲	۰/۷۸	۰/۶۳
Dumweather	۰/۲۶	۰/۳۲	۰/۲۸
intercept	۳۲/۲۱	۵/۵۲	۴/۷۲

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۰

این با فرض ما مبنی بر استخراج معادله تابع تقاضا از یک تابع مطلوبیت استون-گری سازگاری دارد، در حالی که عرض از مبدأ در معادلات اول و دوم مقداری منفی به دست آمده است و همچنین با توجه به معناداری ضرایب (با استفاده از آماره t که در اینجا گزارش نشده است)، بردار سوم بیانگر الگوی مناسب تری برای معادله تقاضای آب می باشد ما نیز همین بردار را به عنوان تابع تقاضای بلندمدت آب در شهر قم انتخاب می کنیم (جدول ۶).

بطوری که در جدول فوق W: متوسط مصرف سرانه هر مشترک در ماه، Yp درآمد سرانه خانوارها، Cpip تقسیم شاخص قیمت مصرف کننده در هرماه بر متوسط قیمت آب، subsidy میزان یارانه پرداختی، Rain میزان بارندگی، Weather آب و هوا و Dumweather متغیر جانشین برای فصل تابستان می باشد.

با اعمال مراحل فوق، سه بردار هم جمعی به دست آمده است (جدول ۶). با توجه به ضرایب متغیرهای موجود در هر بردار و علائم به عنوان مثال علامت عرض از مبدأ تنها در معادله سوم مثبت شده است و

جدول ۶: برآورد همجمعی الگوی تقاضای آب مقید شده

متغیرها	بردار (۱)	بردار (۲)	بردار (۳)
W	۱	-۱۳۴۲/۲۳	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۸۳
Subsidy	۰/۰۰۰۰۰۰۵	۰/۱۲	۰/۰۰۰۰۰۲۴
Yp	۰/۰۰۰۰۰۸۱	۱	۰/۰۰۰۰۷۸
Cpip	۰	۰	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۳۱
Rain	۰/۰۶	۰	۰
Weather	۲/۳۲	۱۴۳۶/۸	۰/۸۲
Dumweather	۰	۰/۳۰	۰/۴۳
Intercept	-۳۳/۲۱	-۱۷۲/۴۲	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۱۹

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۰

جدول ۷: برآورد تابع تقاضای بلندمدت آب

Dumweather	Weather	intercept	Cpip	subsidy	Yp	w	متغیرها
۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۱۹	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۱۳	۰/۰۰۰۰۰۰۲۴	۰/۰۰۰۰۷۸	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۸۳	بردار
۰/۵۱	۰/۹۲	۸/۸	-۴۲/۱۴	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۰۱۶	۱	بردار به هنجار شده

مأخذ: مطالعات میدانی نگارندگان، ۱۳۹۰

بنابراین معادله تابع تقاضای بلند مدت برآورد تابع تقاضای آب را با در نظر گرفتن بردارهای هنجار شده و تغییر دادن علامت‌های استخراج شده بر اساس مبانی این روش می‌توان نتایج تخمین را به صورت زیر بیان نمود:

معادله ۶:

$$w = 8/8 + 0./00016Y_p - 42/14cpip + 0/0042 subsidy + 0/92 weather + 0/51Dumweather$$

مثبت و معنی‌داری بین یارانه و مصرف سرانه آب وجود دارد.

بنابراین می‌توان طبق این رابطه نشان داد که ضریب متغیر هزینه خانوار حاکی از سهم بسیار کم آب خانگی در هزینه‌های خانوارها است. ضریب منفی سایر کالاها و خدمات نیز نشانگر مکمل بودن آب با سایر کالاها است همچنین ضریب متغیر یارانه نشان می‌دهد که رابطه

- محاسبه کشش‌ها وحدافل مصرف آب

اگر فرمول تابع تقاضا را به صورت زیر داشته باشیم:

$$W = \theta_0 + \theta_1 (Y/P_w) + \theta_2 (P_{oth}/P_w) + \theta_3 subsidy + \theta_4 weather + \theta_5 Rain$$

فرمول‌های زیر استفاده خواهیم کرد :

در این صورت جهت محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی و همچنین کشش قیمتی متقاطع از

کشش قیمتی:

$$E_{w, P_w} = dW/dP_w \times P_w/W = ((-\theta_1 Y/P_w^2) - (\theta_2 CPI/P_w^2)) P_w/Y = ((-\theta_1 Y/P_w) - (\theta_2 CPI/P_w)) 1/Y = (-\theta_1 YP - \theta_2 CPIP) 1/Y$$

$$E_{w, Y} = (dW/dY) \times Y/w = \theta_1 (1/P_w) Y/w$$

کشش درآمدی :

$$E_{w, CPI} = (dW/dCPI) \times CPI/w = \theta_2 (1/P_w) CPI/w$$

کشش قیمتی متقاطع:

اردیبهشت ماه سال ۱۳۸۹ محاسبه شده‌اند (جدول ۸).

کشش‌های نقطه‌ای قیمتی و درآمدی و متقاطع با توجه به فرمول‌های ذکر شده در بالا و بطور نمونه برای

جدول ۸: مقادیر کشش‌های نقطه‌ای قیمتی و درآمدی و متقاطع

در اردیبهشت ۱۳۸۹

کشش قیمتی خودی ($E_{pw,w}$)	کشش درآمدی $E_{w,y}$	کشش قیمتی متقاطع ($E_{w,CP}$)
-۰/۲۸	۰/۵۸	-۰/۵۱

مأخذ: مطالعات میدانی نکارندگان، ۱۳۹۰

یکی از ویژگی‌های مهم و مناسب تابع تقاضای حاصل از تابع مطلوبیت استون-گری این است که به راحتی می‌توان میزان حداقل مصرف را به دست آورد. این موضوع بویژه در مورد کالاهای ضروری هم چون آب بسیار حائز اهمیت است. با توجه به فرمول استخراج شده برای تقاضای آب از تابع مطلوبیت استون-گری به راحتی می‌توان اثبات کرد که میزان حداقل مصرف ماهانه هر مشترک با استفاده از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$S_w = \frac{\theta_0}{1 - \theta_1}$$

در این رابطه θ_0 همان عرض از مبدا که برابر با $8/8$ و θ_1 نیز ضریب متغیر YP که برابر $0/0016$ محاسبه شده است. بدین ترتیب حداقل مصرف آب (S_w) برای هر مشترک در قم حدود $8/8$ متر مکعب در هر فصل است و به عبارت دیگر میزان حداقل مصرف آب خانگی برای هر شخص روزانه در حدود 98 لیتر می‌باشد. درحالی که با در نظر گرفت وضعیت حذف یارانه حداقل مصرف آب به صورت زیر می‌باشد:

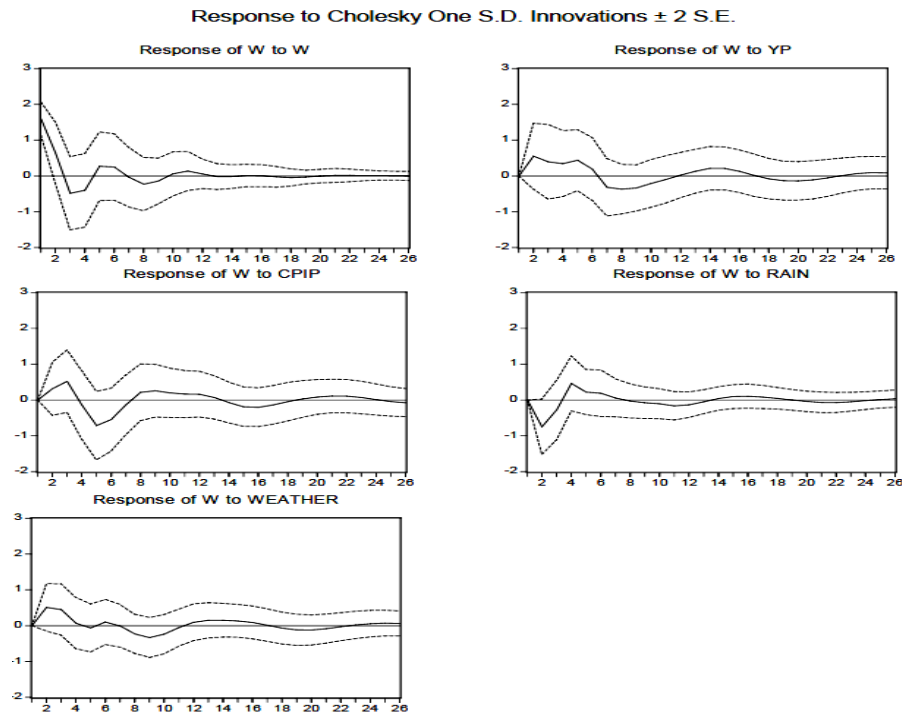
$$S_w = \frac{\theta_0}{1 - \theta_1} + \frac{\theta_3}{1 - \theta_1} \text{subsidy}$$

با در نظر گرفتن حذف یارانه حداقل مصرف آب به 42 لیتر در هر روز کاهش می‌یابد. این آمار را می‌توان در مقابل تخمین چند شهر دیگر نیز مقایسه کرد برای مثال میزان مصرف روزانه‌ی یک مشترک ارومیه‌ای 580 لیتر بوده و برای هر مشترک زاهدانی 173 لیتر بر اساس مطالعات مشابه صورت گرفته برای استان‌های

مذکور می‌باشد و برای استان تهران نیز بر اساس مطالعه صورت گرفته در تحقیق پژویان و حسینی مقدار 92 لیتر آب مصرفی برای هر مشترک در سال 1382 می‌باشد.

با توجه به اجرای سیاست پرداخت هدفمند یارانه‌ها، می‌توان بیان کرد که در حالت کلی رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد. در نتیجه‌ی اجرای این سیاست، رفاه دهک‌های بالای درآمدی به دلیل افزایش قیمت کالاهای مصرفی ناشی از کاهش نرخ یارانه‌ی آن‌ها کاهش می‌یابد. در مقابل، رفاه دهک‌های پایین درآمدی به دلیل کاهش قیمت کالاهای ناشی از افزایش نرخ یارانه‌ی آن افزایش می‌یابد. بطور کلی با افزایش در قیمت آب بهای مصرفی و سیاست‌های مصوب مجلس مبنی بر بهینه شده مصرف آب و سهمیه‌بندی مصرف خانوارها می‌توان انتظار آن را داشت که میزان حداقل مصرفی خانوارها در طول روز کاهش یافته و مقدار آن از 42 لیتر نیز کمتر شود همچنین انتظار می‌رود که حساسیت قیمتی و درآمدی مصرف آب با در نظر گرفتن داده‌های ماه‌های اخیر نسبت به قبل افزایش داشته باشد.

با اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی در کشور، بیشترین توجه به افزایش قیمت گاز، برق و بنزین معطوف بوده است این در حالی است که در گذشته آب سهم چندانی از هزینه‌های سبد انرژی خانواده‌ها را به خود اختصاص نمی‌داد. اما با اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها قیمت آب از لحاظ درصدی بیشترین افزایش را نسبت به قیمت‌های پیشین خود تجربه کرده بود، تاجایی که میانگین متوسط قیمت این حامل انرژی در سطح کشور رشدی بیش از 100 درصد داشت. اما با اجرای روش‌های فرهنگ‌سازی در مورد مصرف بهینه آب و کاهش در هدر رفت آن در بخش صنعت و مسکونی منجر به کاهش قابل قبولی در مصرف آب بوده است.



شکل ۱: نمودارهای توابع کنش و واکنش

مأخذ: نتایج استخراجی از نرم افزار Eviews

کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع، تفاسیر تجزیه واریانس و نمودار کنش و واکنش آبی نشان‌دهنده‌ی این بود که:

۱- با استفاده از معادله‌ی تقاضای برآورد شده و علامت ضرایب، فرضیه اول مبنی بر اینکه مقدار تقاضای آب شهری، تابعی معکوس از قیمت و تابع مستقیم از درآمد است، تأیید گردید؛

۲- فرضیه‌ی دوم مبنی بر بی‌کشش بودن تقاضای آب شهری نسبت به قیمت و درآمد با برآورد ضرایب و کشش‌های قیمتی تأیید گردید که نشان‌دهنده‌ی بی‌کشش بودن تقاضای آب و ضروری بودن این کالا می‌باشد؛

۳- همچنین مقدار تقاضای آب شهری نسبت به قیمت سایر کالاها (غیر از آب) با استفاده از برآورد کشش‌های قیمتی متقاطع بی‌کشش است؛

از توابع واکنش می‌توان برای تجزیه و تحلیل اثر شوک‌های ساختاری بر متغیر هدف یعنی تقاضای آب استفاده نمود. تابع عکس‌العمل آبی برای مصرف آب نشان‌دهنده‌ی این است که شوک وارده در اثر تغییر در شاخص قیمت‌ها در دوره‌ی دوم اثر خود را گذاشته و بعد از چند دوره اثر آن از بین می‌رود. اثر درآمد نیز در کوتاه مدت سبب افزایش مصرف آب شده ولی در بلندمدت اثر آن از بین می‌رود. اثر بارندگی نیز به همین صورت است که در کوتاه‌مدت سبب افزایش مصرف آب شده و در بلند مدت سبب از بین رفتن اثر آن می‌شود اثر یارانه نیز در کوتاه‌مدت تأثیرگذار بوده و در بلندمدت آثار آن کاهش می‌یابد، بنابراین توصیه می‌شود که در کنار راهکارهای قیمتی برای کاهش در میزان مصرف آب از توصیه‌های فرهنگی برای اصلاح الگوی مصرفی استفاده شود. در انتهای مقاله نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادله تقاضای آب، محاسبه

۴- و در نهایت این فرضیه که متغیر دمای هوا دارای آثار معناداری بر روی تقاضای آب این استان است، تأیید شد.

نتیجه

هدف این تحقیق برآورد تأثیر حذف یارانه‌های نقدی بر تابع تقاضای آب شهری، شهر قم بود که برای این منظور از داده‌های ماهانه بین سال‌های ۸۹-۱۳۸۷ و روش خودرگرسیون برداری و هم‌انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس استفاده شد. گرچه شرکت آب و فاضلاب کشور قیمت‌گذاری آب را به صورت پلکانی تعیین می‌نماید، اما هدف این شیوهی قیمت‌گذاری صرفه‌جویی و کنترل مصرف آب می‌باشد. اما با توجه به این که کشتش آب در این استان کم است و به دلیل اینکه آب این استان مطلوبیت کافی ندارد و با توجه به آب و هوای این استان به نظر می‌رسد این‌گونه قیمت‌گذاری شیوهی کارایی نیست و باید در کنار این نوع قیمت‌گذاری فرهنگ‌سازی لازم جهت کاهش مصرف آب صورت گیرد. رشد تقاضا برای آب و در مقابل ثابت بودن حجم آن سبب شده است که در دهه‌ی اخیر آب به عنوان یک منبع کمیاب و کالای اقتصادی جلوه نماید. منابع آبی در طبیعت تجدید می‌شوند و لیکن حجم آن‌ها ثابت است، در مقابل جمعیت رشد می‌یابد، لذا سرانه دسترسی بشر به آب کاهش می‌یابد از این رو جهت نیل به اهداف مدیریت تقاضای آب، مطالعه و بررسی عوامل مؤثر بر میزان مصرف آب و همچنین تعیین چگونگی واکنش مقدار مصرف به تغییرات هر یک از این عوامل لازم و ضروری به نظر می‌رسد. پس در این تحقیق با استفاده از یک تابع مطلوبیت استون-گری مدل تابع تقاضای آب استخراج شده و با استفاده از مدل VAR تقاضای بلندمدت آب شهری قم مورد برآورد قرار گرفت. در ادامه کشتش‌های قیمتی و درآمدی

و متقاطع بر اساس فرمول‌های مربوطه محاسبه گردید. بر این اساس نتایج تحقیق بیانگر این است که:

الف- تقاضای آب شهری استان قم مطابق با رویکرد نظریات اقتصادی و قانون تقاضا با قیمت آب، رابطه‌ی معکوس و با درآمد، ارتباط مستقیم دارد.

ب- قدر مطلق کشتش‌های قیمتی و درآمدی آب کمتر از یک برآورد شده‌اند و این حکایت از آن دارد که تقاضای آب نسبت به قیمت آب و همچنین درآمد کم کشتش است و این بدان علت است که آب یک کالای ضروری و حیاتی بوده و بنابراین تغییرات قیمت و درآمد اثر چشم‌گیری بر مقدار مصرف آن نخواهد داشت.

ج- حذف یارانه‌ی آب تقاضای آب خانگی را از میزان ۹۸ لیتر تا میزان ۴۲ لیتر در روز کاهش می‌دهد.

د- کشتش قیمتی متقاطع برابر با ۰/۵۱- تخمین زده شده است که نشان می‌دهد:

۱- آب کالای بدون جانشین بوده و سایر کالاها به عنوان نوعی کالای مکمل برای آب تلقی می‌گردند. در واقع با افزایش قیمت سایر کالاها تقاضا برای آب نیز کاهش می‌یابد.

۲- تقاضای آب نسبت به تغییر قیمت سایر کالاها بی‌کشتش بوده و اگر سایر کالاها (به غیر از آب) را به مثابه یک کالای مرکب در نظر بگیریم با افزایش یک درصدی در قیمت کالای مرکب، تقاضای آب کمتر از یک درصد کاهش می‌یابد.

با توجه به تفاوت‌های موجود در سطح درآمدی و ویژگی‌های طبیعی شهرستان قم با سایر شهرستان‌ها، باید در تعمیم نتایج این تحقیق به سایر موارد احتیاط نمود، همچنین با توجه به اثرگذاری حذف یارانه‌های نقدی بر کاهش در حداقل مصرف آب موردنیاز خانوارها پیشنهاد می‌شود که از ابزارهای فرهنگی نیز برای اصلاح الگوی مصرفی خانوارها استفاده شود.

منابع

- استناداری قم، دفتر آمار و اطلاعات (۱۳۹۰).
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۰). نتایج شاخص بهای کالا و خدمات در مناطق کشور، انتشارات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- بهبودیان، صادق؛ مسعود تابش؛ حسین سجادی فر (۱۳۹۰). اثر هدمندسازی یارانه‌ها بر تقاضای آب خانگی مطالعه موردی شهر نیشابور، ششمین کنگره ملی مهندسی عمران، ۶ و ۷ اردیبهشت، دانشگاه سمنان، سمنان.
- پژوهشگران، جمشید؛ سیدشمس‌الدین حسینی (۱۳۸۲). تخمین تابع تقاضای آب (مطالعه موردی تهران)، دانشگاه علامه طباطبائی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران. شماره ۱۶. صفحات ۶۷-۴۷.
- تابش، مسعود؛ مهدی دینی (۱۳۸۹). پیش‌بینی تقاضای روزانه آب شهری با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی، مطالعه موردی: شهر تهران، آب و فاضلاب، شماره ۲۱. صفحات ۹۵-۸۴.
- خوش‌اخلاق، رحمان؛ سعید صمدی؛ مصطفی عمادزاده؛ حسین‌هادی‌زاده خیرخواه (۱۳۸۱). برآورد تابع تقاضای آب شهر تهران، پژوهش‌های اقتصادی. شماره ۲. صفحات ۱۳۰-۱۰۹.
- خوشبخت، آمنه، حسین راغفر؛ ناصر خیابانی (۱۳۹۰). تخمین تابع تقاضای آب بخش خانگی با قیمت‌های غیرخطی با استفاده از الگوی انتخاب گسسته-پیوسته، (مطالعه موردی: شهر تهران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۸۱). فصلنامه آب و فاضلاب، شماره ۸(۲۲). صفحات ۲۲-۳۰.
- سازمان هواشناسی کشور، وزارت راه و شهرسازی، آدرس وبسایت: <http://www.weather.ir>
- سجادی‌فر، سیدحسین؛ ناصر خیابانی (۱۳۹۰). مدل‌سازی تقاضای آب خانگی با استفاده از روش مدل عوامل تصادفی، مطالعه موردی: شهر اراک، فصلنامه آب و فاضلاب، شماره ۲۲. صفحات ۶۸-۵۹.
- شمشادی، کتابون؛ صادق خلیلیان (۱۳۸۹). تأثیر سیاست یارانه‌ای دولت در تولید محصول گندم آبی، فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه. شماره ۱۸. صفحات ۱۲۵-۱۰۳.
- صبحی، محمود؛ مسعود نوبخت (۱۳۸۸). برآورد تابع تقاضای آب شهر جدید پردیس، مجله آب و فاضلاب. شماره ۲۰. صفحات ۷۴-۶۹.
- عبدلی، قهرمان؛ سجاد فرجی‌دیزجی (۱۳۸۸). برآورد تابع تقاضای آب شهری ارومیه، مجله دانش و توسعه. سال شانزدهم. شماره ۲۸. صفحات ۱۷۵-۱۵۸.
- نجفی، بهاء‌الدین (۱۳۷۲). آزادسازی و سیاست قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی: مطالعه موردی گندم در استان فارس، فصلنامه پژوهش اقتصاد. شماره ۱۳. صفحات ۳۵-۱۳.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنتی. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، صفحات ۵۳-۲۴.
- وزارت نیرو، معاونت امور آب، دفتر برنامه ریزی آب، شرکت مهندسی مشاور جاماب، مدیریت اقتصادی منابع آب.
- Bell, R. David and Griffin, C. Ronald (2011). Urban Water Demand with Periodic Error Correction, Land Economics, Vol. 87, issue 3, PP: 528-544.
- Dharmaratna, Dinusha and Edwyna Harris (2010). Estimating Residential Water Demand using the Stone-Geary Functional Form: the Case of Sri Lanka, Paper provided by Monash University, Department of Economics in its series Monash Economics Working Papers with number 46-10.
- Estelle Binet, Marie (2011). Estimating the Demand for Residential Water in a Stone-Geary form with Alternative price measurement, European Association of Environmental and Resource Economists, 19th Annual Conference.
- Griffin, R. C (2006). Water Resource Economics: The Analysis of Scarcity, Policies, and Projects. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Henderson, J. & Quandt, A. (1980). Microeconomic theory. (3rd ed). New York: McGraw-Hill. PP: 60-61.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality, Econometric, Vol. 48. PP. 1-48.
- Sims, C. A (1982). Policy Analysis with Econometric Models. Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, the Brookings Institution, Vol. 13, PP. 107-164.

