

## فرا تحلیل کشش‌های قیمتی مصرف آب خانگی شهری در ایران

مینا تاج‌آبادی<sup>۱</sup>، لیلی ابوالحسنی<sup>۲</sup>، ناصر شاهنوشی<sup>۳</sup>

۱- کارشناس ارشد مهندسی منابع آب، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

۲- استادیار، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران  
(نویسنده مسئول) [l.abolhassany@gmail.com](mailto:l.abolhassany@gmail.com)

۳- استاد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

پذیرش ۹۵/۴/۳۱

(دریافت ۹۴/۱۰/۲۷)

### چکیده

کشش قیمتی نقش مهمی در تعیین سیستم و میزان تعرفه آب دارد. بیشتر تصمیم‌گیران اقتصادی و پژوهشگران در سال‌های اخیر برای شهرهای مختلف، تابع تقاضا را برآورد کردند تا کشش‌های درآمدی و قیمتی را تخمین بزنند. در این پژوهش با بازبینی ۲۰ پژوهش با عنوان تابع تقاضای آب خانگی شهری، ۶۳ کشش قیمتی، مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به این که مقدار کشش قیمتی به دست آمده از این پژوهش‌ها دارای اختلافات معنی‌دار آماری هستند، این پژوهش با هدف تعیین فاکتورهای تأثیرگذار بر ایجاد این تغییرات در مقدار کشش قیمتی و همچنین بیان اختلاف در این کشش‌ها با استفاده از روش فراتحلیل انجام شد. روش فراتحلیلی، تنوع در نتایج کشش‌های قیمتی آب را مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهد. روش آماری فرا تحلیل با دو هدف تعیین وجود، یا عدم وجود سوگیری در انتشار و ناهمگنی در نتایج گزارش شده، نتایج را مورد تحلیل قرار می‌دهد. بر اساس نتایج حاصل از تحلیل اولیه، سوگیری در انتشار ناچیز و ناهمگنی در انتشار پژوهش‌ها، قابل توجه است. مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار معنی‌دار بر تغییرات مقدار کشش قیمتی به‌طور کلی به چهار گروه خصوصیات تنوریکی، خصوصیات داده، خصوصیات مدل و خصوصیات جغرافیایی و اجتماعی طبقه‌بندی شده‌اند. نتایج حاصل نشان می‌دهد که به احتمال زیاد وجود متغیرهایی نظیر درآمد، داده‌های سری زمانی، فرم تابع لگاریتم طبیعی و استفاده از تئوری استون-گری که اساس تخمین بسیاری از توابع تقاضا مربوط به آب خانگی می‌باشد، مقدار کشش را بالاتر از حد واقعی برآورد می‌کنند. همچنین به احتمال زیاد شرایط اقلیمی منطقه، جمعیت و استفاده از حداقل مربعات معمولی در تخمین پارامترهای تقاضا، مقدار کشش را پایین‌تر از حد واقعی برآورد می‌کند.

**واژه‌های کلیدی:** تابع تقاضای آب شرب، سوگیری انتشار، قیمت آب، کشش قیمتی، ناهمگنی انتشار

### ۱- مقدمه

اقتصادی و پژوهشگران در سال‌های اخیر برآورد تابع تقاضا و تخمین کشش‌های منتج از آن‌ها مانند کشش درآمدی و قیمتی بوده است. این در حالی است که کشش قیمتی نقشی مهم در تعیین سیستم و میزان تعرفه آب دارد. با وجود آنکه آگاهی مسئولان از مقدار کشش‌های قیمتی و درآمدی نقش حیاتی در تعیین میزان تعرفه آب ایفا می‌کند، تنوع در مقدار تخمین زده شده حتی برای منطقه‌ای معین، برنامه‌ریزان را با شک و تردید مواجه کرده و این امر اهمیت مقدار تخمین زده شده برای کشش‌ها را کم‌رنگ می‌کند. بر این اساس در ۱۴ سال گذشته تخمینی از کشش‌های قیمتی برای مناطق مختلف کشور صورت گرفته است که برای بعضی از این مناطق کشش‌ها چندین بار برآورد شده است. برای مثال موسوی و همکاران مقدار کشش قیمتی را در سال ۱۳۸۶ برای شهرستان مرودشت ۰/۰۰۱ گزارش کردند. این در حالی است که آن‌ها در

وجود عوامل محیطی مانند قرار گرفتن کشور در اقلیم گرم و خشک، توزین نامتوازن بارندگی و فاکتورهای اقتصادی-اجتماعی مانند رشد جمعیت، به‌طور چشمگیری سبب کاهش ذخائر آب تجدید شونده شده است. طبق گزارش سازمان ملل در سال ۲۰۱۲، ایران در قاره آسیا، یکی از کشورهای با مصرف بالای آب محسوب می‌شود (The United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization 2012).

به دلیل رشد روز افزون تقاضای آب به همراه رشد ناکافی عرضه آن، مدیریت تقاضا به یکی از اولویت‌های تصمیم‌گیران این حوزه تبدیل شده است. کاهش منابع آب، خشکسالی‌های اخیر و نگرانی از تداوم آن‌ها در سال‌های آینده مدیریت تقاضا را به امری اجتناب‌ناپذیر تبدیل کرده است. بنابراین تلاش بیشتر تصمیم‌گیران

اقتصادسنجی و متغیرهای اقلیمی در مقدار کشتش‌ها بسیار تأثیرگذاراند (Dalhuisen et al. 2003). نلسون با استفاده از روش فرا تحلیلی متوسط کشتش قیمتی برای یک نوع نوشیدنی را از ۱۹۱ مطالعه به‌دست آورد و سپس مقدار کشتش را در دو بحث سوگیری در انتشار و ناهمگنی مورد بررسی قرار داد (Nelson 2014). گلت و همکاران با استفاده از روش فرا تحلیلی کشتش‌های تخمین زده شده تابع تقاضای سیگار را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای خصوصیات تقاضا، نوع داده و روش تخمین در مقدار کشتش تأثیرگذار است (Gallet & List 2002). بنابراین هدف از این پژوهش، تحلیل و شناخت عوامل مؤثر بر ایجاد تنوع در کشتش‌های قیمتی تخمین زده شده برای آب خانگی بین مقادیر ۰/۰۱ تا ۰/۵۱- بود. در ایران در حوزه اقتصاد و به ویژه مدیریت آب تاکنون مطالعه‌ای در زمینه فراتحلیل صورت نگرفته، بنابراین نتایج این تحلیل می‌تواند در زمینه شناخت عوامل مؤثر بر تخمین کشتش‌ها در پژوهش‌های آینده تخمین تابع تقاضای آب در ایران مورد استفاده قرار گیرد. علاوه بر آن روش فراتحلیل از دهه ۱۹۶۰ به حوزه اقتصاد وارد شد (Stanley & Doucouliagos 2012). مدل‌های به‌کار گرفته شده در این پژوهش تاکنون در پژوهش‌های مربوط به فرا تحلیل در حوزه اقتصاد دیده نشده است. همچنین برخی از آزمون‌های آماری نظیر Z-Naiv که از مطالعات پزشکی در این پژوهش به‌کار گرفته شده است، برای اولین بار در فراتحلیل اقتصاد مورد استفاده قرار گرفت.

## ۲- مواد و روش‌ها

### ۲-۱- فرا تحلیل

روش فرا تحلیلی از مجموعه‌ای از ابزارها تشکیل شده است که به‌طور سیستماتیک به بیان اختلاف مقدار خطاهای تصادفی می‌پردازد. هدف از مرور ساختار یافته و انجام فراتحلیل، پاسخ به یک سوال خاص مبتنی بر نتایج پژوهش‌های مختلف است. از این رو مرور ساختار یافته با استفاده از روش فراتحلیل، پیشرفت گسترده‌ای در علوم تجربی به‌ویژه در داروسازی و روان‌شناسی، بازار و آموزش داشته است. این روش از دهه ۱۹۶۰ تا به امروز، در اقتصاد منابع آب در مطالعاتی همچون تابع تقاضای آب آبیاری و تابع تقاضای آب خانگی انجام گرفته است. پژوهش‌های تخمین

سال ۱۳۸۷ مقدار کشتش قیمتی آب را در همان شهرستان ۱/۲۳ گزارش کرده‌اند (Mousavi et al. 2007; 2008). همچنین ۵ مقدار کشتش قیمتی توسط پژوهشگران متفاوت برای شهرستان تهران با مقادیر ۰/۴۷، ۰/۵۷، ۰/۴۴، ۰/۱۲ و ۰/۲۳ به‌دست آمده است (Tabesh & Dini 2007; Khoshbakht 2010; 2009; Pazhuan 2002; Sherzeei et al. 2008) وجود این ناهمگنی‌ها در مقدار کشتش منحصر به مطالعات صورت گرفته در ایران نیست، بلکه در مطالعاتی که در سایر کشورها صورت گرفته نیز این اختلافات بیان شده است. به‌طور مثال اسپي و همکاران مقدار کشتش قیمتی آب را بین مقادیر ۰/۰۲ تا ۳/۳۳- و دالحسین و همکاران این مقدار را بین ۰ تا ۰/۷۵- گزارش نمودند (Espey et al. 1997; Dalhuisen et al. 2003). برای شناسایی دلایل این ناهمگنی‌ها از روش فراتحلیلی استفاده می‌شود که تنوع در نتایج کشتش‌های قیمتی آب را مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهد. کارایی و قدرت فراتحلیل در پاسخ به پرسش‌ها بستگی به عوامل متعددی از جمله تعداد پژوهش‌ها و انتشارات مورد بررسی، جامعه آماری، شاخص ترکیبی و متغیرهای مستقل دارد. اما به‌طور کلی برتری‌های این مدل نسبت به مدل‌های دیگر که برای تعیین رابطه علی بین متغیرها به‌کار می‌رود را می‌توان در چهار نقش افزایش توان آماری، افزایش دقت، ارزیابی دقیق‌تر تفاوت‌های بین یافته‌های مطالعات و پاسخ به سوالاتی که مطالعات اولیه پاسخی برای آن‌ها ندارند، عنوان کرد. در این مورد در سطح بین‌المللی مطالعات زیادی به‌منظور تحلیل کشتش‌های قیمتی تابع تقاضای آب خانگی صورت گرفته است. برای مثال اسپي و همکاران از روش فرا تحلیلی استفاده کردند و عوامل تأثیرگذار در کشتش‌های قیمتی را در مطالعات تابع تقاضای آب خانگی مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای اقلیمی و درآمدی تابع تقاضا و همچنین سیستم تعرفه به‌طور معنی‌داری در مقدار کشتش قیمتی تأثیرگذار است. در پژوهش دیگری با روش فراتحلیلی مشخص شده که کشتش قیمتی برای فصول تابستان و زمستان و همچنین فعالیت‌های خانگی داخلی و بیرونی متفاوت است (Sebri 2014). دالحسین و همکاران با استفاده از مطالعات تابع تقاضای آب منازل مسکونی و به کارگیری روش فرا تحلیلی به ترکیب نتایج پژوهش‌ها و تحلیل کشتش‌های قیمتی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که سیستم‌های بلوکی قیمت آب، روش

باید تعیین و طبقه‌بندی شوند.

### ۲-۳- معیارهای انتخاب مطالعات

اصلی‌ترین معیار انتخاب مطالعات در این پژوهش، تخمین و گزارش کشش‌های قیمتی و درآمدی توسط پژوهشگران بوده است. تمام مطالعات انتخاب شده در این پژوهش از دو گروه منبع شامل مقالاتی که در مجلات معتبر چاپ شده‌اند و پایان نامه تشکیل شده است. در تعدادی از مقالات انتخاب شده مقادیر کشش به‌طور مستقیم گزارش شده است. همچنین در تعداد دیگری از مقالات، توابع تقاضا به‌صورت لگاریتم دوطرفه تخمین زده شده بود که مقدار کشش به آسانی از ضرایب مولفه‌های این توابع قابل استخراج بود. اما در این میان تعدادی مقاله وجود داشتند که یا مقادیر کشش را گزارش نکرده بودند و یا این مقادیر به آسانی قابل اندازه‌گیری نبودند. چنین مطالعاتی در این پژوهش در نظر گرفته نشدند. به‌طور کلی تعداد پژوهش‌هایی که مورد استفاده قرار گرفت شامل ۲۰ پژوهش از سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۴ برای شهرهای تهران، کرمان، نیشابور، سنندج، مشهد، پردیس، زاهدان، همدان، بیرجند، اراک، اهواز، ارومیه و مرودشت بود و در نهایت ۶۳ مقدار کشش قیمتی آب از آن‌ها استخراج شد. جدول ۱ مقدار کشش پژوهش‌ها را نشان

تابع تقاضای آب خانگی با هدف تعیین کشش قیمتی و درآمدی آب مهم‌ترین ابزار برای تعیین عوامل مؤثر بر مصرف و تقاضای آب است. با توجه به اینکه در مقادیر برآورد شده برای کشش‌های قیمتی و درآمدی اختلاف معنی‌داری دیده می‌شود، احتمال زیادی وجود دارد که مقادیر برآورد شده تحت تأثیر عوامل مختلف از جمله نوع متغیرهای کنترلی در تخمین تابع تقاضا، شکل تابع تقاضا، روش اقتصادسنجی و خصوصیات جغرافیایی-اجتماعی منطقه مورد مطالعه قرار گیرد. از این رو، هدف این پژوهش تحلیل و ارزیابی نتایج مطالعات تجربی در رابطه با تابع تقاضای آب می‌باشد.

### ۲-۲- چهارچوب مفهومی این پژوهش

اولین قدم در این پژوهش، تدوین استراتژی جستجو است. به این منظور باید مشخص شود که کدام دسته از پژوهش‌ها در تحلیل مورد بررسی قرار می‌گیرند و معیار انتخاب آنها مشخص شود. همچنین لازم است خصوصیات جامعه آماری مورد مطالعه از قبیل خصوصیات اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی مشخص شود. متغیر وابسته و کلیه فاکتورهای تأثیرگذار در متغیر وابسته اعم از فاکتورهای مربوط به تئوری یا فاکتورهای مربوط به روش تخمین

### جدول ۱- خلاصه‌ای از مطالعات تجربی انتخاب شده در این پژوهش

Table 1. Summary of the empirical studies selected for this research

City	Price Elasticity	Number of Estimate	Study	City	Price Elasticity	Number of Estimate	Study
Shiraz	-0.23	1	Sherzei et al. 2008	Neyshabur	-0.15	1	Article Fallahi et al. 2011
Marvdasht	-1.04	10	Musavi et al. 2008	Tehran	-0.47	1	Khoshbshkt et al. 2009
Marvdasht	-0.02	5	Musavi et al. 2009	Arak	-0.12	5	Sajadifar and khiyabani 2008
Kerman	-0.27	4	Dinani et al. 2000	Sanandaj	-0.27	1	University of Kurdistan, Sanandaj
			<b>Thesis</b>	Neyshabur	-0.36	4	Salehniya et al. 2008
Mashhad	-0.1	2	Saeedi et al. 1998	Tehran	-0.12	11	Pazhuyan and Hoseini 2003
Birjand	-0.16	1	Saravani and Yazdani 2003	Pardis	-0.23	9	Sabouhi and Nobakht 2008
Rasht	-0.12	5	Aminipour et al. 2008	Zahedan	-0.17	2	Khoshakhlagh and Shahraki 2007
Hamedan	-0.49	1	Movahedi and Hashemi 2008	Ormia	-0.47	1	Abdoli and Farajiyazdi 2009
Tehran	-0.51	2	Khoshbakht et al. 2011	Ahvaz	-0.26	3	Arman and Davoudian 2012
		65	Total	Yazd	-0.09	5	Javadianzadeh 2009

مدل در سه گروه کلی «شکل تابع»، «تکنیک تخمین» و «متغیرهای کنترلی به کار گرفته شده» تقسیم بندی شدند. متغیر «شکل تابع» مربوط به نوع تابع ریاضی است که در مطالعات به دو شکل تابع خطی و لگاریتمی دو سویه<sup>۲</sup> دیده شده است. «متغیرهای کنترلی به کار گرفته شده» اختلافات در رابطه با متغیرهای کنترلی که در تابع تقاضا استفاده شده است، را در نظر می‌گیرد. این متغیرها شامل درآمد، جمعیت، اندازه خانواده، تبخیر و تعرق، بارندگی و درجه حرارت است که در توابع تقاضای مورد بررسی دیده شده است. به عنوان مثال، در رابطه با متغیر درآمد فرض بر آن است که ورود این متغیر به مدل، مقدار کشش قیمتی محاسبه شده را به طور چشمگیری تحت تأثیر قرار می‌دهد. از آنجایی که وجود سایر متغیرهای کنترلی نظیر مساحت منازل مسکونی، تعداد کولر و تعداد حمام و غیره در مطالعات اندکی دیده شده، تأثیر وجود چنین متغیرهایی با متغیری به نام «متغیرهای دیگر» سنجیده شد. این متغیر متغیری موهومی با مقادیر یک (وجود متغیری غیر از درآمد در تابع تقاضا) و صفر در تابع تقاضا است. متغیر «تکنیک تخمین» نیز متغیری موهومی با مقادیر یک (برای تخمین مدل به روش OLS<sup>۳</sup>) و صفر برای تخمین با استفاده از سایر روش‌هاست.

#### ۲-۴-۳- خصوصیات داده

داده‌های مورد نیاز با روش‌های نمونه‌گیری متفاوتی حاصل شد و دوره‌های مورد بررسی مختلفی مورد ارزیابی قرار گرفت. مجموعه داده‌های مطالعات انتخاب شده به صورت سری زمانی، مقطعی و ترکیبی می‌باشد. از آنجایی که تعداد ۲۶ کشش قیمتی محاسبه شده از داده‌های سری زمانی استخراج شده است، این متغیر به صورت موهومی تعریف شد. به طوری که مطالعاتی که داده‌ها را به صورت سری زمانی در نظر گرفتند، کد یک و بقیه کد صفر گرفتند. با توجه به اینکه داده‌های مدل‌ها در سطوح مختلف خانوار و افراد جمع‌آوری شد، متغیر «واحد جمع‌آوری داده‌ها» به عنوان متغیر دیگری که بر کشش قیمتی مؤثر است، در نظر گرفته شد. این متغیر هم به صورت موهومی در نظر گرفته شد به این صورت که برای مطالعاتی که داده‌ها را بر حسب خانوار جمع‌آوری کرده بودند، کد یک و برای مطالعات دیگر کد صفر در نظر گرفته شده است. متغیر «سال

می‌دهد اما از آنجایی که بعضی از آنها چندین مقدار کشش قیمتی را گزارش کرده‌اند، مقدار گزارش شده در جدول ۱، مقدار متوسط کشش‌هاست که البته کلیه مقادیر موجود مربوط به کشش‌های قیمتی در تحلیل‌های بعدی مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

#### ۲-۴-۴- کدگذاری متغیرهای پژوهش‌ها

برای بررسی دقیق اختلافات موجود بین پژوهش‌های انتخاب شده، پژوهش‌ها به طور مجزا بررسی و اختلافات آن‌ها شناسایی و کدگذاری شد. در پایان فاکتورهایی که به صورت جداگانه توسط مؤلفین کدگذاری شده بود، مقایسه شد. از بین آن‌ها فاکتورهای اصلی که مورد توافق نویسندگان بود، انتخاب شد. تمام متغیرهایی که انتخاب شدند از نوع متغیر موهومی و یا متغیر پیوسته بودند. تغییرات برای متغیرهای پیوسته و تعداد مشاهدات برای متغیرهای موهومی بررسی شد. بعضی از متغیرها به دلیل فراوانی کمی که داشتند، حذف شدند. متغیرهای انتخاب شده در نهایت در سه گروه «شکل تابع»، «متغیرهای مستقل در تابع تقاضا» و «روش‌های تخمین» متمایز شدند. علاوه بر آن، تنوع اقلیمی و تنوع جمعیتی در شهرستان‌های مورد مطالعه، به عنوان دو متغیر مؤثر دیگر در ایجاد اختلاف در تخمین این کشش‌ها وارد تحلیل شد. در نهایت متغیرهای مؤثر در ایجاد تمایز بین انتخاب شده در چهار گروه اصلی خصوصیات تئوریک، خصوصیات داده، خصوصیات مدل و خصوصیات جغرافیایی و اجتماعی طبقه‌بندی شده‌اند که به طور کامل در زیر شرح داده شده است.

#### ۲-۴-۱- خصوصیات تئوریک

در مطالعات انتخاب شده، برخی از نظریه استون-گری<sup>۱</sup> و بعضی دیگر، از قانون تقاضا برای تعریف تابع تقاضا استفاده کرده‌اند که به احتمال زیاد بر مقدار کشش‌های تخمین زده شده تأثیرگذار است.

#### ۲-۴-۲- خصوصیات مدل

با در نظر گرفتن این نکته که پژوهشگران مختلف توابع تقاضای متفاوتی را برای تخمین کشش قیمتی به کار گرفتند، به احتمال زیاد شکل و خصوصیات مدل به کار گرفته شده در مقادیر کشش قیمتی برآورد شده بسیار مؤثر بوده است. متغیرهای مربوط به خصوصیات

<sup>۲</sup> Double-log

<sup>۳</sup> Ordinary least Squares

<sup>۱</sup> Stone-Grey

## ۲-۵- ساختار قیمت‌گذاری آب در ایران

ساختار قیمت‌گذاری آب برای مصارف خانگی در بسیاری از کشورهای آسیایی بر اساس روش بلوک‌های تصاعدی است. همچنین بسیاری از کشورهای کم درآمد علاوه بر تحمیل هزینه‌های استحصال آب به مصرف‌کنندگان برای به دست آوردن سرمایه لازم، برای گسترش تأسیسات مربوط، برقراری عدالت اجتماعی و بالا بردن رفاه اجتماعی و یا به نوعی افزایش قدرت خرید طبقات پایین درآمدی، ساختار نرخ بلوکی افزایشی را استفاده می‌کنند. در نتیجه طبقات کم درآمد می‌توانند با نرخ‌های کمتری به مصرف آب بپردازند. کاربرد این شیوه بر کاهش مصرف آب، در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نیز تجربه شده است (Ministry of Power 2012). ایران از دیرباز ساختار بلوک تصاعدی را برای تعرفه آب شهری به‌کار برده است. در این روش، قیمت‌گذاری مشترک در بلوک‌های اولیه به ازای هر میزان مصرف (در محدوده هر بلوک) یک قیمت واحد آب مصرفی می‌پردازد، اما قیمت هر واحد آب مصرفی در بلوک‌های مختلف متفاوت است. همچنین در بلوک‌های انتهایی در داخل هر بلوک نیز با افزایش مصرف آب، قیمت هر واحد آب مصرفی افزایش می‌یابد. لذا به ازای گروه‌های مختلف مصرف‌کننده آب، قیمت‌های متفاوتی برای هر متر مکعب آب تعیین شده است. در روش تعرفه‌های تصاعدی فرض بر آن است که گروه‌های مصرف‌کننده پردرآمد، توسط میزان مصرف شناسایی می‌شوند و از احتمال به‌وجود آمدن نرخ‌های بالای مصرف برای خانواده‌های کم درآمد و نرخ‌های پایین برای خانواده‌های پردرآمد جلوگیری می‌شود. البته خانواده‌های بزرگ هم بدون توجه به درآمد، مشمول نرخ‌های بالایی می‌شوند که سبب شده آن‌ها جزء گروه‌های پردرآمد قرار گیرند که این از معایب این نوع سیستم قیمت‌گذاری است (Salehnia et al. 2007).

## ۲-۵-۱- ضریب تعدیل

هر ساله نرخ آب بهای مشترکان خانگی تحت پوشش که در تنظیم تعرفه‌ها اعمال می‌شود، از جانب وزارت نیرو و شورای اقتصاد با عنوان ضریب تعدیل محاسبه و ارائه می‌شود. محاسبه این ضریب تعدیل بر اساس سه فاکتور کیفیت آب، هزینه‌های عملکرد آب و معیارهای زیست محیطی شامل شرایط جغرافیایی و جمعیتی است.

مطالعه» نیز برای بررسی تأثیر سال بر کشش قیمتی تقاضا، در نظر گرفته شد. پژوهش‌های انتخاب شده در طول دوره مطالعه متمایز بودند که برای بررسی تأثیر این تمایز متغیر «تعداد سال‌ها» در نظر گرفته شد. بعضی از مطالعات تجربی تابع تقاضای آب را به‌طور مجزا برای فصول مختلف بهار، تابستان، پاییز و زمستان و یا تمام فصول برآورد کردند. از این رو متغیر «فصل مشخص» در نظر گرفته شد و زمانی که تابع تقاضا برای فصول مشخص برآورد شده، کد یک و زمانی که برای یک سال کامل در نظر گرفته شده بود کد صفر لحاظ شد.

## ۲-۴-۴- خصوصیات جغرافیایی و اجتماعی

علاوه بر متغیرهای ابزاری که تحت کنترل پژوهشگر هستند، متغیرهای جغرافیایی-اجتماعی که به ماهیت منطقه مورد مطالعه مربوط می‌شوند، نیز می‌توانند در مقادیر کشش‌های محاسبه شده تأثیرگذار باشند. متغیرهای این گروه شامل متغیر «اقلیم» و «جمعیت» و «تعرفه» آب است که در شهرهای مختلف ایران متمایز است.

## ۲-۴-۴-۱- طبقه‌بندی اقلیمی

در این پژوهش برای متمایز کردن شهرها از نقطه نظر اقلیمی از روش پهنه‌بندی اقلیمی دومارتن استفاده شد (Masoudian 2008). بر اساس این روش، اقلیم شهرها به ۵ طبقه خشک، نیمه خشک، مدیترانه‌ای، رطوبتی و بسیار مرطوب تقسیم شده است. مطالعات تجربی که در این پژوهش انتخاب شدند، مربوط به دو طبقه خشک و نیمه خشک می‌باشند. جدول ۲ نحوه طبقه‌بندی اقلیمی دومارتن را نشان می‌دهد.

## ۲-۴-۴-۲- طبقه‌بندی جمعیتی

شهرنشینی در میزان مصرف آب و کشش قیمتی آن تأثیرگذار است. به این منظور شهرهای مورد مطالعه با نظر کارشناسی به ۵ طبقه شامل شهر کوچک، بزرگ، خیلی بزرگ و کلان‌شهر تقسیم شدند (Javan 2014). از آنجایی که شهرهای ایران در نرخ تعرفه آب با هم متمایز هستند، قبل از معرفی متغیر مربوطه، زیرساختار قیمت‌گذاری آب در ایران و ضریب تعدیل با جزییات توضیح داده شده است.

## جدول ۲- طبقه‌بندی اقلیمی دومارتن

Table 2. De Martonne Climate Classification

Climate	Arid	Semi Arid	Mediterranean	Humidity Semi	Humidity	Very humidity
Threshold of moisture index	>10	10-20	20-24	24-28	28-35	<35

## جدول ۳- توصیفی خلاصه از متغیرهای انتخاب شده

Table 3. Brief description of the selected variables

F	Socio-geographical specification	F	Data specification	F	Model specification	F	Theoretical specification
	climate	26	time series		functional form	40	stone-geary
15	arid	11	cross-sectional	18	Linear		
41	semi-arid	19	pooled cross-sectional	6	double-log linear		
1	Mediterranean		unit of data collection		inclusion of moderators		
		21	person	59	income		
	population	44	household	39	other variables		
32	town	average (2000)	study year	3	income		
24	city	average (4.6)	number of year		estimation technique		
5	big city		specific season	38	Ordinary Least Square (OLS)		
1	metropolitan	7	spring				
	Adjustment factor	7	summer				
		7	autumn				
		7	Winter				
		37	All 4 seasons				

تحلیل مطالعات مستقل در دو گروه کلی «سوگیری در انتشار»<sup>۱</sup> و «ناهمگنی در انتشار»<sup>۲</sup> در زیر ارائه شده است.

## ۳-۱- سوگیری در انتشار

تعداد پژوهش‌هایی که در روش فرا تحلیل مورد ارزیابی قرار می‌گیرند، نمایانگر کل پژوهش‌های صورت گرفته در موضوع تخمین تابع تقاضای آب خانگی نیستند که در نتیجه این امر، سوگیری در انتشار به وجود می‌آید. این مفهوم می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی نظیر پژوهشگران اولیه، ویرایشگران مجلات و یا منتقدان باشد، که به‌طور سیستماتیک نتایج مطالعات منتشر شده را با نتایج مطالعات منتشر نشده متفاوت می‌سازد. در اکثر

با توجه به این که ضریب تعدیل برای شهرهای مختلف ایران متفاوت است، در نرخ تعرفه آب شهرها اختلاف ایجاد شده است که این متغیر به مدل اضافه شد. جدول ۳ متغیرهای کدگذاری شده به همراه فراوانی را نشان می‌دهد.

## ۳- روش‌های تحلیل داده‌ها و نتایج به دست آمده

روش فرا تحلیلی روشی آماری برای ترکیب نتایج مطالعات مستقل به منظور دستیابی به دو هدف کلی است: ۱- مطالعات منتشر شده، با مطالعاتی که احتمال عدم انتشار آن‌ها وجود داشته است، را در تحلیل «سوگیری در انتشار» مقایسه کند ۲- ناهمگنی که ممکن است در بین مطالعات مختلف وجود داشته باشد را به عنوان انتشار ناهمگنی مورد ارزیابی قرار دهد. بنابراین نتایج مربوط به تجزیه و

<sup>1</sup> Publication bias<sup>2</sup> Publication Heterogeneity

وابسته به آن است. از آن جایی که رگرسیون فوق به احتمال زیاد واریانس ناهمسان خواهد بود، این مشکل با تقسیم مولفه‌های معادله فوق به دو متغیری که وابسته به خطای استاندارد هستند، تعدیل می‌شود. بنابراین به منظور آزمون نامتقارنی نمودار کیفی، معادله تعدیل شده به صورت معادله ۲ به دست آمد

$$\frac{E_i}{SE_i} = b_1 \frac{1}{SE_i} + b_0 + v_i \quad (2)$$

اگر سوگیری در انتشار وجود نداشته باشد، مقدار ضریب دقت  $b_0$  صفر است که در این صورت یک رابطه خطی بین تخمین‌های به دست آمده و خطاهای استاندارد آن‌ها به وجود می‌آید. از آنجایی که روابط بین تخمین‌های مشاهده شده و خطاهای استاندارد آن‌ها می‌تواند غیرخطی هم باشد، معادله ۲ برای تخمین‌های غیرخطی به صورت معادله ۳ که به نام  $PEESE^4$  مشهور است، تعدیل می‌شود (Stanley & Doucouliagos 2012).

$$\frac{E_i}{SE_i} = b_0 SE_i + b_1 \frac{1}{SE_i} + w_i \quad (3)$$

به طوری که  $b_0$  ضریبی برای آزمون نامتقارنی نمودار کیفی و  $b_1$  شدت اثر تصحیح شده برای سوگیری در انتشار است. جدول ۴ نتایج را برای چهار مدل FAT و  $PEESE$  به منظور آزمون سوگیری در انتشار و تصحیح مقدار کشش ارائه داده است. مدل FAT توسط روش اثرات ثابت که در آن واریانس بین گروه‌ها ثابت فرض می‌شود و  $PEESE$  توسط روش حداقل مربعات معمولی ( $OLS^5$ ) تخمین زده شدند. برای اطمینان بیشتر از نتایج به دست آمده از دو تخمین‌گر  $robust$  of standard errors، که با تخمین کمترین قدر مطلق حتی در صورت نقض فرضیات مربوط به حداقل مربعات معمولی کارآمد باقی می‌ماند، و  $bootstrape$  که با ساخت باز نمونه‌ها و افزایش حجم نمونه، خطای استاندارد را کاهش می‌دهد، نیز استفاده شد. از لحاظ آماری مدل‌های FAT با  $R^2$  حدود ۰/۹۳ در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار بود. با این وجود پارامتر مربوط به عرض از مبداء غیرمعنی‌دار شد که نشان‌دهنده این است که سوگیری

پژوهش‌های فراتحلیل اقتصادی که در سطح بین‌المللی صورت گرفته، وجود سوگیری در انتشار تأیید شده است (Feld & Hechemeyer 2008; Doucouliagos & Staley 2009; Efendic et al. 2011; Bumann et al. 2013; Duval & Tweedie 2000). در این پژوهش برای بررسی وجود یا عدم وجود سوگیری در انتشار از روش‌های متفاوتی استفاده شد که در ادامه توضیح داده شده است.

### ۳-۱-۱- نمودار کیفی<sup>۱</sup>

نمودار کیفی، نمودار پراکنش ساده‌ای است که مقدار شاخص برآورد شده (کشش قیمتی) از هر پژوهش را نسبت به حجم نمونه یا دقت آن پژوهش ترسیم می‌کند. در این نمودار خطاهای استاندارد در محور X و مقدار کشش در محور Y گزارش می‌شود. در صورت عدم وجود سوگیری در انتشار، نقاط مورد بررسی (کشش‌های قیمتی) در اطراف محور عمودی که بیانگر ۹۵ درصد فاصله اطمینان هستند، به طور متقارن پراکنده می‌شوند. شکل ۱ نمودار کیفی را برای کشش‌های قیمتی آب در مقابل مقدار خطاهای استاندارد نشان می‌دهد. مطابق شکل ۱ نمودار حاصل از داده‌ها، دارای انحراف محکم مثبتی به علت پراکنندگی تخمین‌هاست که بیشتر در سمت راست میانگین قرار گرفته‌اند و تنها ۴ نقطه در فاصله اطمینان قرار دارد. از آن جایی که تعداد زیادی از نقاط، خارج از بازه اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند، می‌توان گفت که به احتمال زیاد فاکتورهایی وجود دارند که ناهمگنی و نامتقارنی شدید را در نمودار باعث شده‌اند.

### ۳-۱-۲- آزمون شدت نامتقارنی نمودار کیفی و اثر دقت تخمین

#### مطالعات (آزمون‌های $FAT^2$ - $PET^3$ )

آزمون FAT براساس فرضیه عدم وجود تخمین‌های شدت اثر سوگیری در انتشار است (Stanley & Doucouliagos 2012).

$$E_i = b_1 + b_0(se_i) + e_i \quad (1)$$

به طوری که  $E_i$  شدت تخمین  $i$  ام و  $se_i$  مقدار خطای استاندارد

<sup>1</sup> Funnel Graph

<sup>2</sup> Funnel Asymmetry Test

<sup>3</sup> Precision Effect Test

<sup>4</sup> Precision-Effect Estimate with Standard Error

<sup>5</sup> Ordinary Least Squares

## جدول ۴- نتایج مدل‌های FAT و PEESE

Table 4. Results of the FAT and PEESE models

	Model1 (FAT- Fixed effect)	Model2 Fixed Effect (bootstrap)	FAT- Model3 PESEE-OLS	Model4 PESEE (robust)
precision	-0.3108137 (-0.036125)	-0.3108137 (-0.0254003)	-0.4280668 (-0.0137897)	-0.4280668 0.0238841-
constant	-25.8396 (34.58689) ***	-25.8396 (47.10377) **		
Se-value			66.62051 (629.7839) **	66.62051 (43.73406) ***
F	74.03			
R-sq	0.9421	0.9421	0.9386	0.9386

Notes: The PEESE model is executed using maximum likelihood model. \*\*\* and \*\* denote significance at the level of 1 and 5%, respectively

متوسط و شدید گزارش می‌شود (Duval & Tweedie 2000). شکل ۲ تخمین‌های به‌کار رفته در روش حذف و اضافه را نشان می‌دهد. ۱۳ مطالعه‌ای که در این روش حذف شده‌اند، در شکل به‌صورت مربع‌های کوچکی نشان داده شده است که از نظر آماری همه آن‌ها در محدوده غیرمعنی‌داری قرار دارند. با استفاده از مدل‌های تخمین اثرات ثابت، روش حذف و اضافه متوسط کشر را به ۶ درصد کاهش داد. این در حالی است که در مدل اثرات تصادفی، این مقدار به ۴۰ درصد کاهش یافته است. با در نظر گرفتن نتایج اثرات ثابت و اثرات تصادفی، سوگیری در انتشار قابل اغماض است ولی ناهمگنی در انتشار، قابل توجه می‌باشد. عدم وجود سوگیری در انتشار در مطالعات فرا تحلیل دیگری که با عنوان تابع تقاضای آب خانگی صورت گرفته به‌دست آمد نیز گویای این حقیقت است که مطالعات منتشر شده در زمینه تخمین تابع تقاضای آب به‌طور کلی به مقدار مطلق کشر قیمتی حساس نیستند (Sebri 2014). با در نظر گرفتن تمام نتایج، فرضیه متقارنی نمودار کیفی پذیرفته می‌شود و این نشان‌دهنده این است که اگرچه سوگیری در انتشار در نمونه‌های مورد مطالعه این پژوهش دارای مقدار صفر نیست، ولی از لحاظ آماری قابل اغماض است (Kepes et al. 2012). در صورتی که مسئله ناهمگنی در انتشار<sup>۲</sup> قابل توجه است و باید با روش‌های بیشتری مورد ارزیابی قرار گیرد.

## ۳-۲- ناهمگنی در انتشار

وجود ناهمگنی در بین پژوهش‌ها می‌تواند ناشی از اختلافات

در انتشار برای نمونه مورد مطالعه می‌تواند قابل اغماض باشد. ضریب دقت (b0) نشان می‌دهد که تخمین ناریب از کشر تصحیح شده برای سوگیری در انتشار منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار است. ضریب غیرمعنی‌دار وابسته به دقت به‌دست آمده از مدل PEESE، تخمین کشر برای سوگیری در انتشار تعدیل شده را نشان می‌دهد که از لحاظ آماری دارای مقدار غیر صفر و نزدیک به تخمین‌های به‌دست آمده از دو مدل دیگر است. اما نکته جالب توجه این است که دو مدل، فرضیه عدم وجود سوگیری در انتشار را تأیید کرده‌اند.

۳-۱-۳- روش‌های حذف و اضافه<sup>۱</sup>

روش حذف و اضافه، یکی از روش‌های مشهور برای شناسایی نامتقارنی ناشی از وجود سوگیری در انتشار است. این روش در دو گام انجام می‌شود. در گام اول، مطالعات کوچک که سبب ایجاد نامتقارنی در نمودار کیفی می‌شود، حذف شده و سپس یک اثر متقارنی تعدیل شده بر اساس مطالعات بزرگ‌تر تخمین زده می‌شود. مطالعات اضافه شده نمودار کیفی را تعدیل می‌کنند به گونه‌ای که توسط مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی قابل اندازه‌گیری هستند (Duval & Tweedie 2000; Duval 2005). اختلاف بین نقاط حذف و اضافه با متوسط اثرات تصادفی به‌عنوان شاخصی برای سوگیری در انتشار استفاده می‌شود. اگر اختلاف بین دو تخمین کمتر از ۲۰ درصد، بین ۲۰ درصد و ۴۰ درصد و بیشتر از ۴۰ درصد باشد، سوگیری در انتشار یا ناهمگنی در انتشار ناچیز،

<sup>2</sup> Publication Heterogeneity

<sup>1</sup> Trim and Fill



$$Z_i = \frac{y_i - \theta_0}{\sqrt{V(Y|\theta_0)}} \quad (5)$$

از آنجایی که  $Z_i$  باقیمانده استاندارد شده پیرسون را نشان می‌دهد و توسط مقادیر مورد انتظار  $(\theta)$  و واریانس مربوطه  $(\sqrt{V(Y|\theta_0)})$  محاسبه می‌شود، مقدار  $\hat{\phi}$  درجه ناهمگنی را نشان می‌دهد. اگر  $\hat{\phi} > 1 + 2\sqrt{2+I}$ ، ناهمگنی از لحاظ آماری معنی‌دار است. در این پژوهش مقدار  $\hat{\phi}$ ،  $1.09/49$  تخمین زده شد و با مقایسه آن با مقدار  $1/35$  می‌توان گفت ناهمگنی شدیدی در بین پژوهش‌ها وجود دارد (Spiegelhalter 2005).

### ۳-۳- مدل‌های متارگرسیون: تحلیل ناهمگنی و سوگیری در انتشار

مدل متارگرسیون برای تحلیل یکپارچه ناهمگنی انتشار، سوگیری در انتشار و تخمین‌های شرطی اثرات فاکتورهای مختلف در مقدار محاسبه شده، استفاده می‌شود. به‌طور کلی مدل متارگرسیون را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد (Stanley & Doucouliagos 2012)

$$\text{Effect}_i = \beta_0 + \sum \beta_{KZ} K_i + \beta_1 SE_1 + \sum SE_i K_{ij} \epsilon_i \quad (6)$$

که در آن

$Z$  ماتریسی است از متغیرهایی که به خصوصیات پژوهش مانند تئوری‌ها و روش‌های استفاده شده، مربوط می‌شود و  $K$  ماتریسی از متغیرهایی که به خصوصیات انتشار وابسته است و بر تصمیم‌گیری بر انتشار پژوهش تأثیرگذار است (Stanley & Doucouliagos 2012)

با توجه به احتمال وجود مشکل واریانس ناهمسانی در اجزای اخلاص، مشاهدات بر حسب معکوس مربع دقت وزن داده می‌شوند (Stanley & Doucouliagos 2012). جدول ۵ نتایج پنج مدل اثرات تصادفی را ارائه می‌دهد. مقدار  $R^2$  مدل‌های ارائه شده که در فاصله بین ۸۵ تا ۹۰ درصد تغییر می‌کند، نشان می‌دهند که درصد قابل توجهی از تغییرات تخمین‌های کشش مورد مطالعه مربوط به متغیرهای توضیحی مورد بررسی است.  $T^2$  به‌عنوان جزء واریانس اثرات تصادفی بین  $0.01$  و  $0.02$  تخمین زده شده است. پارامتر

سیستماتیکی نظیر روش‌شناسی، روش‌های تخمین و همچنین نوع نمونه‌گیری‌ها در تخمین مقدار کشش پژوهش‌ها باشد. با توجه به شکل ۱ تعداد قابل توجهی از آنها، خارج از بازه ۹۵ درصد اطمینان قرار دارد که می‌تواند ناشی از ناهمگنی شدید در بین پژوهش‌ها باشد. برای تعیین درجه ناهمگنی مطالعات از فاکتور «Z-naïve» استفاده می‌شود که نشان‌دهنده توزیع تخمین‌های مورد بررسی است (Spiegelhalter 2005).

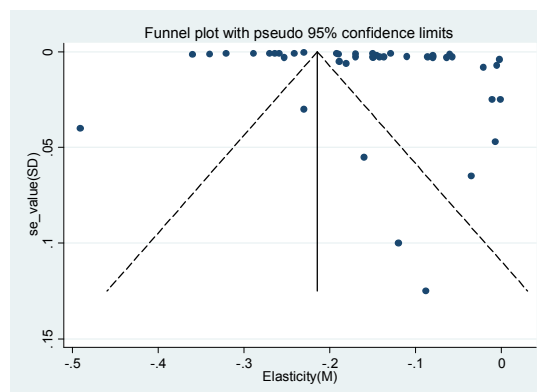


Fig. 1. The funnel plot for price elasticity vs. standard errors

شکل ۱- نمودار کیفی کشش‌های قیمتی در مقابل خطاهای استاندارد

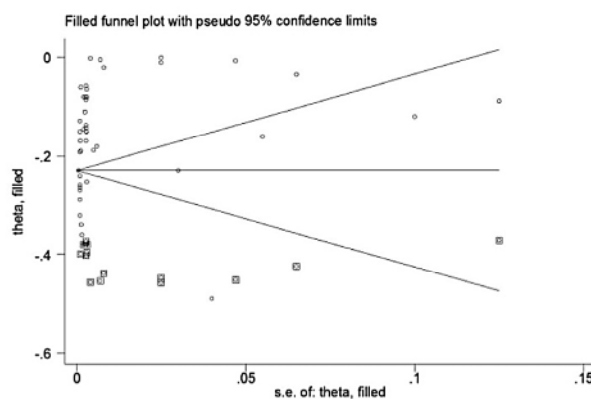


Fig. 2. The funnel plot obtained from "trim-and-fill" method

شکل ۲- مقادیر کشش‌های ارائه شده توسط روش حذف و اضافه

$$\hat{\phi} = \frac{1}{I} \sum_i \frac{(y_i - \theta_0)^2 \rho_i}{g(\theta_0)} = \frac{1}{I} \sum_i Z_i^2 \quad (4)$$

به‌طوری که  $\hat{\phi}$  فاکتور ناهمگنی،  $I$  تعداد مشاهدات و  $Z_i$  رتبه مربوط به  $Z$  برای  $i$  امین مشاهده است (Spiegelhalter 2005).

جدول ۵- مدل‌های اثرات تصادفی با استفاده از شدت اثرات فاکتور z فیشر

Table 5. Random-effect models using Fisher's Z size effect

Dependent variable: price elasticity	model1	model2	model3	model4	model5
precision	0.00 (-0.0000882)	0.00 (0.0000445)	0.00 (0.0000279)**	0.00 (0.0000338)	0.00 (0.0000298)**
publication year	0.02 (0.0110206)**	0.02 (0.0122802)	0.00 (0.0084742)	0.01 (0.00764)	0.00 (0.0085418)
climate1	-0.10 (0.4321213)	-0.33 (0.1970983)	--	--	--
climate2	0.92 (1.169793)	0.56 (0.3005873)*	--	--	--
population	0.25 (0.2766557)	-0.03 (0.0982637)	--	--	--
adjustment coefficient	-2.27 (2.158204)	0.57 (0.7035383)	--	--	--
Time series data	-1.37 (0.5908652)**	-0.54 (0.1929962)**	--	-0.63 (0.1081276)**	--
cross data	-0.20 (0.1360625)	-0.18 (0.1544333)	0.32 (0.0789014)**	--	0.29 (0.0678019)**
No. of households	0.00 (0.0001011)	--	--	--	--
Long run	-0.80 (0.3472225)**	-0.58 (0.1955779)**	-0.48 (0.0980927)**	-0.79 (0.108311)***	-0.47 (0.0958696)**
scale person	0.00 (0.2695362)	0.25 (0.1491743)	-0.05 (0.0736607)	--	--
separated models season	-0.02 (0.0680504)	--	--	--	--
separated models block	0.11 (0.0714045)	0.06 (0.0774914)	--	--	--
other variables	0.26 (0.275396)	0.22 (0.1664887)	-0.24 (0.0725062)**	-0.03 (0.0537392)	-0.24 (0.0727654)**
stone-grey	0.68 (0.3445588)*	0.24 (0.1610418)	0.72 (0.0815717)**	0.37 (0.099125)**	0.70 (0.0782569)**
olsv	0.54 (0.5099939)	-0.17 (0.1437923)	0.00 (0.0585335)	0.00 (0.0485002)	0.01 (0.0572322)
ln	0.11 (0.0786749)	0.11 (0.0917205)	0.19 (0.0989964)*	0.12 (0.0662205)**	0.19 (0.0990161)*
CPI	-0.18 (0.147472)	-0.04 (0.1411826)	--	--	--
temperature	0.04 (0.0845195)	--	--	--	--
Type of coefficient	-0.16 (0.0852957)*	-0.16 (0.0932617)*	-0.10 (0.102645)	-0.14 (0.0872872)	-0.09 (0.1029505)
constant	-32.52 (15.14495)	-25.35 (16.97664)	-0.34 (11.78726)	-18.29 (10.64318)*	2.77 (11.9261)
separated models income	--	-0.19 (0.2394999)	-0.19 (0.155796)	--	--
income consideration	--	--	--	-0.27 (0.1208449)**	-0.14 (0.14426)
seasonal estimation	--	--	--	-0.05 (0.0511232)	-0.01 (0.0578118)
Number of observations	41	45	45	45	45
tau2	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
Adj R-squared	0.94	0.90	0.86	0.89	0.86
Model F(20,21)	30.78	22.69	25.52	33.30	25.16
Prob > F	0	0	0	0	0

Notes: \*\*\* and \*\* denote significance level of 1 and 5%, respectively

تأیید می‌شود (Dalhuisen et al. 2003; Sebri 2014). همچنین انتظار می‌رود که کشش به‌دست آمده از یک تابع لگاریتم طبیعی نسبت به مقدار کششی که از توابع دیگر استخراج می‌شود، متعادل‌تر باشد. بر اساس نتایج به‌دست آمده، کشش قیمتی آب خانگی در ایران در محدوده بین ۰/۴۲۸ و ۰/۳۱۲ تعیین شده است. نتایج مشابهی گزارش شده است. (OECD 2009; Mazzanti & Montini 2006; Nieswidomy 1992; Musavi et al. 2008)

### ۳-۴- تحلیل کشش قیمتی در کل سال‌ها: فرا تحلیل تجمعی

با استفاده از روش فرا تحلیل تجمعی، بر اساس سال پژوهش، متوسط وزنی کشش‌های قیمتی برای سال‌های مختلف محاسبه شد. متوسط مقدار مطلق تخمین‌ها نشان می‌دهد که کشش قیمتی از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ کاهش یافته و سپس برای سال‌های ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱ افزایش و دوباره در سال‌های ۲۰۱۲ و ۲۰۱۳ کاهش یافته است. افزایش کشش قیمتی زمانی رخ داده است که دولت هزینه‌های مصرفی انرژی و آب را حداقل ۲۵ درصد افزایش داده است. برای این نتیجه‌گیری دو فرضیه وجود دارد ۱- به‌طور کلی آب نسبت به سطوح قیمت متفاوت بی‌کشش است؛ ۲- تغییر در تعرفه آب تغییراتی در فاکتورهای دیگر ایجاد می‌کند که تأثیر مستقیم قیمت بر رفتار خانوارها را تعدیل می‌کند (OECD 2009; Herrington 2007; Drenser & Kins 2006)

### ۴- نتیجه‌گیری

در روش فرا تحلیلی به‌کار رفته در این پژوهش، از داده‌های ۲۱ پژوهش کشش قیمتی تابع تقاضای آب خانگی در شهرهای متفاوت ایران استفاده شد. پژوهش‌های تجربی صورت گرفته دارای ناهمگنی بسیار بالایی بود. ۸۹ درصد از این ناهمگنی توسط مدل‌های متارگرسیون توضیح داده می‌شوند. این ناهمگنی‌ها مربوط به متغیرهای «خصوصیات داده» مانند استفاده از داده‌های سری زمانی و داده‌هایی با دوره‌های بلند مدت «خصوصیات تئوریک» شامل به‌کار بردن تئوری استون-گری و «خصوصیات مدل» مانند به‌کارگیری متغیر درآمد و استفاده از تابع لگاریتم طبیعی است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که استفاده از داده‌های سری زمانی، کشش قیمتی آب را کاهش می‌دهد. در نظر گرفتن متغیر درآمد در تابع تقاضای آب خانگی منجر به تأثیر منفی بر تخمین

مربوط به عرض از مبدأ در فاصله اطمینان ۵ درصد صفر است و گواه این مدعی است که سوگیری در انتشار در نمونه مورد مطالعه معنی‌دار نیست. برای انتخاب بهترین مدل از بین تمامی مدل‌ها با در نظر گرفتن متغیرهای توضیحی مختلف از روش کل به جزء<sup>۱</sup> استفاده شده که منجر به انتخاب ۵ مدل گزارش شده در جدول ۵ شد (Stanley & Doucouliagos 2012). در انتخاب مدل‌ها، تعدادی از مدل‌ها با پارامترهای اضافی که همبستگی بالایی داشتند، حذف شدند. علاوه بر این بعضی از متغیرهایی که با سطح اطمینان خیلی بالا غیرمعنی‌دار بودن آن‌ها ثابت شد از مدل‌های اولیه‌ای که تخمین زده شده بود، حذف شدند. بر اساس نتایج به‌دست آمده از آزمون حداکثر راست‌نمایی، چهارمین مدل به‌عنوان بهترین مدل شناخته شد. برای سنجش میزان پایایی نتایج، اختلاف بین مقدار کشش پیش‌بینی شده بین مدل‌ها و مقدار واقعی آن‌ها به‌طور مجزا برای ۵ مدل محاسبه شد. کوچک‌ترین مقدار حداقل مربعات مربوط به چهارمین مدل می‌باشد که نتایج به‌دست آمده از آزمون حداکثر راست‌نمایی را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه بیشتر متغیرهای توضیحی دوتایی هستند، بهتر است تفسیرها بر اساس علامت و معنی‌داری مقدار صورت بگیرد (Espey et al. 1997). رابطه منفی ایجاد شده بین استفاده از داده‌های سری زمانی و کشش‌های مورد مطالعه بیانگر این حقیقت است که در مطالعاتی که از داده‌های سری زمانی استفاده شده، مقدار کشش کمتر برآورد شده است. این در حالی است که مطالعات دیگر تأثیر استفاده از داده‌های سری زمانی برای تخمین کشش قیمتی آب را غیر معنی‌دار گزارش کرده‌اند (Espey et al. 1997; Dalhuisen et al. 2003; Sebri 2014).

علاوه بر آن مقدار مطلق تخمین کشش برای یک دوره بلند مدت بیشتر از یک دوره کوتاه مدت است که این نتیجه دقیقاً در پژوهش‌های دیگران نیز به‌دست آمده است (Espey et al. 1997; Dalhuisen et al. 2003; Sebri 2014). ضریب مثبت وابسته به متغیر استون-گری نشان می‌دهد که استفاده از این تئوری برای تخمین تقاضای آب، مقدار کشش‌های محاسبه شده را تعدیل می‌کند. ضریب مثبت متغیر درآمد نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن این متغیر در تخمین تابع تقاضای آب، مقدار مطلق کشش قیمتی آب افزایش پیدا می‌کند که این نتیجه توسط پژوهش‌های مشابه

<sup>1</sup> General-To-Specific

گزارش شده، اختلاف معنی‌داری با کشش‌های پژوهش‌هایی که منتشر نشده‌اند، ندارد. همچنین نتایج این پژوهش کشش قیمتی آب خانگی در ایران را در محدوده بین ۰/۴۲۸ و ۰/۳۱۲ تخمین زده است که نشان دهنده آن است که تقاضای آب خانگی در ایران بی‌کشش است. نتیجه جالب دیگر در این پژوهش، پاسخ کشش قیمتی به افزایش تعرفه آب است، مطابق با نتایجی که از تحلیل جمعی به دست آمده است، با افزایش نرخ تعرفه‌ها کشش قیمتی افزایش یافته است و بعد از ۲ سال تقریباً به حالت قبلی خود رسیده است.

مقدار کشش شده است. همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تابع تقاضای آب در بلند مدت، کشش قیمتی بیشتری نسبت به دوره‌های کوتاه مدت دارد. مطابق نتایج این پژوهش، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان باید به ماهیت داده‌ها و مدل‌های به‌کار برده شده در پژوهش‌ها به ویژه زمانی که آن‌ها تابع تقاضای آب و کشش قیمتی مربوطه را به‌عنوان یک ابزار تحلیلی، برای فهمیدن اثر تعرفه آب بر میزان مصرف آب توسط مصرف‌کنندگان در نظر می‌گیرند، توجه داشته باشند. سوگیری در انتشار تخمین‌های گزارش شده، غیر معنی‌دار است که نشان می‌دهد مقدار کشش قیمتی

## References

- Bumann, S., Hermes, N. & Lensink, R., 2013, "Financial liberalization and economic growth: A meta-analysis", *Journal of International Money and Finance*, 33, 255-281.
- Dalhuisen, J. M., Florax, R. J. G. M., Groot, H.L.F. & Nijkamp, P., 2003, "Price and income elasticities of residential water demand: A meta-analysis", *Land Economics*, 79(2), 292-308.
- Doucouliaqos, H. & Stanley, T. D. 2009, "Publication selection bias in minimum-wage research? A metaregression analysis", *British Journal of Industrial Relations*, 47, 406-428.
- Dresner, S. & Ekins, P., 2006, "Towards the design of an environmentally and socially conscious water metering tariff in the UK", *Journal of Environmental Planning and Management*, 49(6), 909-928.
- Duval, S. J. & Tweedie, R. L., 2000, "Trim and fill: A simple funnel plot-based method of testing and adjusting for publication bias in meta-analysis", *Biometrics*, 56, 456-463.
- Duval, S. J., 2005, *The "trim and fill" method. Publication bias in meta analysis: Prevention, assessment, and adjustments*, Rothstein, H. R. Sutton & A. J. West Sussex, B. M. Wiley, UK,
- Efendic, A., Pugh, G. & Adnett, N., 2011, "Institutions and economic performance: A meta-regression analysis", *European Journal of Political Economy*, 27(3), 586-599.
- Espey, M., Espey, J. & Shaw, W. D., 1997, "Price elasticity of residential demand for water: A meta-analysis", *Water Resources Research*, 33(6), 1369-1374.
- Feld, P. & Heckemeyer, J., 2008, "FDI and taxation - a meta-study", *Journal of Economic Surveys*, 25(2), 233-272.
- Gallet, C. A. & List, J. A., 2002, "Cigarette demand: A meta-analysis of elasticities", *Health Economics*, 12(10), 821-835.
- Herrington, P., 2007, "Waste not, want not: Water tariffs for sustainability", WWF-UK. Centre for Sustainable Energy, Bristol.
- Javan, A., 2014, "Categorizing regions based on population", Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (In Persian)
- Kepes, S., Banks, G. C. & Mc Daniel, M., 2012, "Publication bias in the organizational sciences", *Organizational Research Methods*, 15(4), 624-662.

- Khoshbakht, A., Raghfar, H. & Khiabani, N., 2009, "The estimation of water demand function of household sector according to non linear pricing through discrete-continues choice model (the case study of Tehran city during 2002 to 2006)", *Journal of Water and Wastewater*, 22(2), 22-30. (In Persian)
- Khoshbakht, A., 2010, "The estimation of water demand function of household sector using non linear pricing (case study of Tehran between the years 2002-2006", MSc Thesis, Department of Economics, Alzahra University, Tehran. (In Persian)
- Masoudian, A., 2008, "Climatology and climate condition in Iran.", University of Isfahan, Isfahan, Iran. (In Persian)
- Mazzanti, M. & Montini, A., 2006, "The determinants of residential water demand: Empirical evidence for a panel of Italian municipalities", *Applied Economics Letters*, 13(2), 107-111.
- Ministry of Energy, 2012, *Principles and procedures to achieve the agreed price of water*, Publication No 619, Tehran, Iran. (In Persian)
- Musavi, S. & Mohamadi, H., 2007, "Determine and evaluate the cost and the price elasticity for water demand of urban households in the two groups of owners and tenants in the city of Marvdasht", *Water Engineering*, 1(1), 67-75.
- Musavi, S., Mohamadi, H., Boostani, F., 2008, "Estimation of water demand function for urban households: A case study in city of Marvedasht", *Journal of Water and Wastewater*, 21 (2), 90-94. (In Persian)
- Nelson, J. P., 2014, "Estimating the price elasticity of beer: Meta-analysis of data with heterogeneity, dependence, and publication bias", *Journal of Health Economics*, 33(1), 180-187.
- Nieswiadomy, M., 1992, "Estimating urban residential water demand: Effects of price structure, conservation, and education", *Water Resource Research*, 28(3), 609-615.
- OECD., 2009, *Managing water for all: An OECD perspective on pricing and financing*, OECD Publishing, Paris.
- Pazhuan, J., 2002, "Estimating the water demand function: A case study in city of Tehran", *Journal of Economic Reserches of Iran*, 16, 47-67. (In Persian)
- Salehnia, N., Falah, M.A., Ansari, H. & Davari, K., 2007, "Study of municipal drinking water tariffs and its effect on water consumption pattern, case study: City of Neyshabour", *Journal of Water and Wastewater*, 18(3), 50-59. (In Persian)
- Sebri, M., 2014, "A meta-analysis of residential water demand studies", *Environment, Development and Sustainability*, 16(3), 499-520.
- Sherzeei, G. & Ahrari, M., 2008, "Forecasting water demand function of Tehran city using structural model, time series and artificial neural network of GMDH", *Journal of Economic Research*, 43(84), 151-175.
- Spiegelhalter, D. J., 2005, "Funnel plots for comparing institutional performance", *Statistics in Medicine*, 24(8), 1185-1202.
- Stanley, T. D. & Doucouliagos, H., 2012, *Meta-regression analysis in economics and business*, routledge, 1<sup>st</sup> Ed., Routledge United Kingdom.
- Tabesh, M. & Dini, M., 2007, "Forecasting daily urban water demand using artificial neural networks, A case study of Tehran urban water", *Journal of Water and Wastewater*, 24(1), 84-95. (In Persian)
- The United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization, 2012, *Managing water under uncertainty and risk*, Report 4, Vol. 1, New York, USA.