فصلنامه پژوهش‌های سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی

سال دوم/ شماره ۲/ بهار ۱۳۹۵/ صفحات ۱۱۰-۷۷

محاسبه هزینه اجتماعی انتشار دی‌اکسیدکربن به تفکیک استان‌های مختلف در ایران

فرهاد خداداد کاشی

عضو علمی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، ایران

khodadad@pnu.ac.ir

مهدی اکابری تفتی

دانشجوی دکتری دانشگاه پیام نور

m_akaberi_t@yahoo.com

یگانه موسوی جهرمی

دانشیار سازمان مرکزی دانشگاه پیام نور، ایران، تهران

yeganehmj@gmail.com

علی اکبر خسروی نژاد

استادیار دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز، تهران، ایران

khosravinejad@gmail.com

در این تحقیق بر اساس سه رویکرد مختلف، هزینه‌های اجتماعی انتشار دی‌اکسیدکربن به وسیله کارگزاران اقتصادی به تفکیک مناطق مختلف در ایران در دوره ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ اندازه‌گیری و مورد مقایسه قرار گرفته می‌شود. این سه رویکرد شامل استفاده از شاخص‌های مطالعات بانک جهانی و سازمان حفاظت محیط زیست، بررسی میزان تجهیزات و کالاهای زیست‌محیطی مختلف جهت گریز از آثار زیان‌بار آلودگی و محاسبه میزان تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان بار آلودگی با استفاده از الگوی قیمت هدانیک می‌باشد. میزان انتشار دی‌اکسیدکربن به عنوان نماینده گازهای گلخانه‌ای در نظر گرفته شده و به روش غیرمستقیم میزان آن در هر استان محاسبه می‌گردد و پس از آن بر اساس سه روش هزینه اجتماعی آن محاسبه و مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج تحقیق هزینه اجتماعی هر واحد کربن استان‌های ایران متفاوت می‌باشد و این امر لزوم اجرای سیاست‌های نامتوازن در زمینه قیمت‌گذاری بر آلاینده‌ها را نشان می‌دهد.

کلمات کلیدی: هزینه اجتماعی آلودگی، میزان تمایل به پرداخت، الگوی قیمت هدانیک، تجهیزات و کالاهای زیست‌محیطی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۶/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۳۱

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

۱. مقدمه

با توجه به اینکه آلودگی هوای کلان شهرها یکی از بزرگترین مشکلات زیست‌محیطی جهان به حساب می‌آید؛ ضرورت دارد با اجرای سیاست‌های مناسب انتشار آلاینده‌های زیست محیطی کنترل گردد. جهت اجرای موفق این سیاست‌ها، می‌بایست ارزش هوای پاک یا عدم انتشار آلودگی از نظر بهره‌مندان از آن اندازه‌گیری شود. اهمیت این موضوع بدان دلیل است که تولید و مصرف انرژی موجب ایجاد آثار خارجی می‌شود و در نتیجه آن ناکارایی در اقتصاد به وجود می‌آید. بنابراین در ابتدا می‌بایست هزینه‌های خارجی آن را اندازه‌گیری نمود و در مرحله بعد درونی ساخت. این هزینه‌های خارجی همان ارزش هوای پاک می‌باشد. جهت اندازه‌گیری هزینه‌های خارجی می‌توان از دو رویکرد متفاوت مستقیم و غیرمستقیم استفاده نمود. در روش مستقیم از افراد در مورد ترجیحاتشان در مورد آلودگی سؤال می‌گردد و در روش غیرمستقیم با توجه مشاهده رفتارهای افراد در بازارهای واقعی، هزینه آلودگی استنتاج می‌گردد. علاوه بر دو روش فوق می‌توان با تخمین تابع زیان به تفکیک هر آلاینده، هزینه‌های خارجی بخش انرژی را محاسبه نمودند. این نوع هزینه‌ها، یا با توجه به میزان مرگ و میر و بیماری‌های ناشی از آلودگی محاسبه می‌گردد. در این تحقیق خسارت ناشی از آلودگی بر اساس نوع رفتار افراد اندازه‌گیری می‌شود. در این روش با استفاده از ترجیحات افراد میزان تمایل به پرداخت جهت ممانعت از آلودگی استخراج می‌گردد. مسأله مهمی که در این تحقیق بررسی می‌گردد این است که آیا این هزینه‌ها در تمام مناطق ایران یکسان می‌باشد و یا هزینه‌های اجتماعی آلودگی هوا در مناطق مختلف ایران متفاوت می‌باشد. در صورتی که این هزینه‌ها در نقاط مختلف غیریکسان باشد اعمال سیاست‌های یکسان در زمینه کنترل آلودگی منطقی نمی‌باشد. بر این اساس جهت دستیابی به اهداف، این مقاله در پنج بخش سازمان‌دهی می‌گردد. پس از مقدمه در بخش مبانی نظری تحقیق روش‌های مختلف اندازه‌گیری هزینه‌های اجتماعی آلودگی بیان می‌گردد. در بخش سوم مدل تحقیق بیان می‌گردد و بر اساس آن در بخش چهارم میزان هزینه اجتماعی گاز گلخانه‌ای دی‌اکسیدکربن به عنوان نماینده سطح آلودگی به تفکیک استان‌های ایران محاسبه شده و پس از آن در بخش پنجم به ارائه نتایج پرداخته می‌شود.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

۲. مبانی نظری

ارزش‌گذاری بر کالاهای زیست‌محیطی مانند هوای پاک، فرآیندی پیچیده است؛ چرا که بیشتر کالاهای زیست‌محیطی در بازار عرضه نمی‌شوند، از این‌رو نمی‌توان به آسانی قیمت واقعی آن را محاسبه نمود. در اکثر گزارشات سازمان‌های جهانی از جمله سازمان ملل، ارزش هوای پاک بر اساس میزان خسارت آلودگی بر شهروندان با استفاده از شاخص‌های مختلف محاسبه شده است؛ این در حالی است که اغلب اقتصاددانان از دو روش مستقیم (رجحان بیان شده)[1] و غیرمستقیم (رجحان آشکار شده[2]) اقدام به محاسبه قیمت کالاهای زیست محیطی نموده‌اند. در روش رجحان بیان شده، پژوهشگر تلاش می‌کند تا ارزش‌های زیست‌محیطی را به صورت مستقیم و از طریق پرسیدن از افراد درباره ترجیحات آنها نسبت به کالا یا خدمات زیست‌محیطی مورد نظر، استنتاج کند (مانند روش ارزشیابی مشروط[3]). ولی اقتصاددانان، بیشتر تمایل به استفاده از روش رجحان آشکار شده (یا غیرمستقیم) دارند. در این روش، پژوهشگر اطلاعات را به‌طور غیرمستقیم، از طریق مشاهده رفتار افراد در بازارهای واقعی استنتاج می‌کند. یکی از روش‌های غیرمستقیم، روش قیمت هدانیک است که در آن، ارزش یک کالای غیربازاری مانند هوای پاک از طریق تحلیل میزان تأثیرپذیری قیمت یک کالای بازاری مانند اجاره‌بهای اماکن مسکونی مناطق مختلف شهری از آلاینده هوا استنتاج می‌شود (پیرس و همکاران، ۱۹۹۵). روش هدانیک با تکیه بر رفتارهای واقعی مشاهده شده افراد در بازارهای واقعی، بر روش‌های مستقیم مانند روش ارزشیابی مشروط که از حالت‌های فرضی استفاده می‌کند، برتری دارد (صادقی، ۱۳۸۷).

همان‌طور که بیان گردید روش‌های مختلفی جهت محاسبه هزینه اجتماعی انتشار آلودگی وجود دارد. در ادامه به سه روش مختلف محاسبه این نوع هزینه‌ها اشاره می‌گردد. در روش اول رفتار اقتصادی افراد نسبت به آلودگی مورد بررسی قرار نمی‌گیرد، بلکه بر اساس میزان خسارت تحمیل

1. Stated Perference
2. Revealed Preference
3. Contingent Valuation Method

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

شده به واسطه انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی، قیمت واقعی هوای پاک محاسبه می‌گردد. در روش‌های ترجیحات بیان شده و آشکار شده، رفتار اقتصادی افراد ملاک محاسبه قیمت واقعی هوای پاک می‌باشد.

۲-۱. محاسبه هزینه اجتماعی آلودگی بر اساس میزان خسارت تحمیلی بر ساکنان

برای ارزیابی هزینه‌های آلودگی روش‌های مختلفی وجود دارد که یکی از این روش‌ها روش اندازه‌گیری میزان خسارت تحمیلی بر ساکنان است. در این روش جهت محاسبه هزینه آلودگی به بررسی میزان خسارت‌هایی که آلودگی هوا بر افراد ساکن در منطقه پرداخته می‌شود. یکی از اولین مطالعات در این زمینه توسط بانک جهانی در سال ۱۹۹۱ میلادی در مکزیک انجام شد که مشخص گردید هزینه‌های سالانه ناشی از آلودگی هوا در شهر مکزیکوسیتی، بیش از یک میلیارد دلار می‌باشد (دیکسون و همکاران، ۱۳۸۴).

یکی از دقیق‌ترین و مشهورترین مطالعات در زمینه محاسبه هزینه انتشار آلودگی با مشارکت پژوهشگران ۱۲ کشور عضو اتحادیه اروپا و با حمایت مالی کمیسیون اروپا در مدت ۱۰ سال انجام شد. این پروژه برای تحلیل اقتصادی هزینه‌های اجتماعی و محیط‌زیستی ناشی از انتشار آلاینده‌ها برای تولید الکتریسته در اروپا به اجرا درآمد (بیکل و فریدریچ، ۲۰۰۱).

دولوچی[1] (۱۹۹۶) و مورفی[2] (۱۹۹۹) از روش تابع خسارات چند مرحله‌ای برای تخمین هزینه‌های درمانی میزان آلودگی هوا در ایالات متحده استفاده کردند. آنها با استفاده از تابع خسارت چند مرحله‌ای دریافتند که کل هزینه‌های آلودگی هوای ناشی از فعالیت‌های انسانی (حمل و نقل، نیروگاه‌ها و ...) در ایالات متحده در سال ۱۹۹۰ حدود ۵۵ تا ۶۷۰ میلیارد دلار بوده است (دولوچی، ۲۰۰۱).

استرو[3] در سال ۱۹۹۴، خسارات اقتصادی ذرات جامد معلق را با استفاده از روش هزینه بیماری اندازه‌گیری نمود. وی با استفاده از آنالیز رگرسیون، ضرایب مرتبط را تعیین و سپس تغییرات غلظت

1. Delucchi A.Mark
2. Murphy J. James
3. Astro

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

آلودگی هوا را در جمعیتی که در معرض این آلودگی‌ها قرار گرفتند، محاسبه کرد و با تعدیل مناسب ضرایب و با استفاده از مدل‌های بر گرفته از کشورهای توسعه یافته، خسارات اقتصادی ذرات جامد معلق را برای شهروندان جاکارتای اندونزی محاسبه نمود (دیکسون و همکاران، ۱۳۸۴).

اوشیدو در سال ۲۰۱۶ پتانسیل جذب انرژی خورشیدی و هزینه‌های انرژی و تأسیسات صنعتی در کشور برزیل را تخمین زده است. نتایج این تحقیق با توجه به نوظهور بودن اقتصاد برزیل و وابستگی رشد اقتصادی آن کشور به انرژی‌های کربنی حائز اهمیت است. بر اساس نتایج تحقیق هزینه‌های انرژی‌های کربنی در پالایشگاه هیدروژنی نسبت به سایر بخش‌های پایین‌تر می‌باشد و معادل ۳۰ دلار به ازای یک تن کربن محاسبه شده است. این در حالی است که در برخی از بخش‌ها هزینه‌های انرژی کربنی بالغ بر ۱۰۰ دلار می‌باشد.

در خلال سال‌های گذشته، موضوع ارزش‌گذاری اقتصادی منابع محیط‌زیستی به‌طور عام و برآورد خسارات اقصادی ناشی از انتشار آلاینده‌ها در ایران نیز موضوع تحقیقات متعددی بوده است. حسینی و مزرعتی (۱۳۸۳) هزینه‌های اجتماعی ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی بر سلامت شهروندان را محاسبه کردند. در این بررسی، کل هزینه‌های اجتماعی ناشی از بیماری‌ها در اثر انتشار سه آلاینده منواکسیدکربن، دی‌اکسیدنیتروژن و ذرات جامد معلق در سال ۱۳۸۰ در شهر تهران، حدود ۴۴۲۳ میلیون ریال برآورد شد. هزینه‌های اجتماعی ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی بر نیروی انسانی در تهران نیز براساس روش ارزش آماری زندگی انسان، معادل ۲۸۶/۶۶ میلیارد ریال تخمین زده شد (حسینی و مزرعتی، ۱۳۸۳).

سازمان حفاظت محیط‌زیست نیز با کمک مالی و کارشناسی بانک جهانی، هزینه‌های اجتماعی ناشی از مصرف حامل‌های مختلف انرژی را در گزارشی با عنوان «بازنگری سیاست‌های انرژی» برای سال ۲۰۰۰ و سال ۲۰۱۹ انجام داد. براساس این مطالعه، خسارات بهداشتی ناشی از آلودگی هوا در ایران در سال ۲۰۰۱، حدود ۵۶۰۰۰ میلیارد ریال (۷ میلیارد دلار) برآورد شده که این مقدار حدود ۸/۴ درصد تولید ناخالص داخلی در سال یاد شده است. براساس این بررسی و با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی و

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

در صورت استمرار روند موجود خسارات وارده بر محیط‌زیست در سال ۲۰۱۹ معادل ۱۵۵۰۰۰ میلیارد ریال (۱۹ میلیارد دلار) به قیمت سال ۲۰۰۱ خواهد شد (دیکسون و همکاران، ۱۳۸۴).

وزارت نیرو نیز در گزارش ترازنامه انرژی خود با استفاده از ضرایب انتشار سایر کشورها هزینه‌های اجتماعی ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی را برآورد و به صورت سالانه منتشر می‌کند. براساس گزارش ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۱، کل هزینه‌های اجتماعی گازهای منتشر شده از بخش‌های عمده مصرف‌کننده انرژی برای پنج گاز آلاینده هوا[1] و گاز گلخانه‌ای دی‌اکسیدکربن، معادل ۱۰۲۶۵۰ میلیارد ریال برآورد شده است (ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۱).

رنجبر فلاح و همکاران در سال ۱۳۹۲ اثر انتشار گازهای CO2، SO2 و NOx که ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی می باشند، بر سطح تولید ناخالص داخلی ایران را بررسی نمودند. برای این منظور با استفاده از اطلاعات سری زمانی سالهای ۱۳۸۵-۱۳۵۳ و الگوی کاب ـ داگلاس، تأثیر انتشار این آلاینده ها بر روی GDP با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان دهنده اثر منفی انتشار این گازهای گلخانه ای بر روی GDP می‌باشد. به طوریکه یک درصد افزایش در انتشار این آلاینده ها منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۱۸۸ درصد می شود. همچنین یک درصد افزایش در هزینه‌های تخریب ناشی از انتشار این آلاینده‌ها منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۲۳۱ درصد می‌شود (رنجبر فلاح، ۱۳۹۲).

۲-۲. محاسبه هزینه اجتماعی آلودگی به روش مستقیم

در ادامه به بررسی مطالعاتی پرداخته می‌شود که هزینه‌های اجتماعی آلودگی به صورت پرسش مستقیم از افراد در مورد خسارت آلودگی محاسبه شده است. در اکثر این مطالعات در مورد تمایل به پرداخت برای کاهش یا حذف آلودگی سؤال می‌شود و نتایج آن مورد تحلیل قرار می‌گیرد. یکی از اولین مطالعات در این زمینه به وسیله کامرون (۱۹۸۸) انجام شده است؛ وی تمایل به پرداخت را به

۱. شامل Nox, SO2, CO, CH, SPM

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

صورت یک انتخاب دو بخشی تعریف می‌کند که فرد پرسش شوند i در صورتی کـه بلـه را انتخـاب کند ($Y_i = 1$) خواستار افزیش کیفیت زیست‌محیطی خواهـد بـود و تمایـل دارد کـه هزینـه اعمـال سیاست کاهش آلاینده را پرداخت کند. بر این اساس در صورتی که تمایل به پرداخـت بـه صـورت معادله زیر تعریف گردد،

$$\mathrm{WTP} = \beta' X_i - \gamma \mathrm{D}_i^{Delay} + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

می‌توان بیان داشت:

$$\Pr(Y_i = 1) = \Pr\,(WTP_i \geq T_i), \qquad (۲)$$

بطوریکه T_i قیمت سیاست که i با آن مواجه است، WTP میزان تمایل به پرداخت برای افـزایش کیفیت هوا، Pr احتمال جـواب مثبـت، X_i بـرداری اسـت کـه نشـان‌دهنـده خصوصـیات اجتمـاعی و اقتصادی، D_i^{Delay} بردار متغیر مجازی است که نشان‌دهنده پتانسیل به تأخیر انـداختن تصـمیمات و ε_i جمله اخلال می‌باشد. همچنین هزینه تعهد[1] برابر $\gamma \mathrm{D}_i^{Delay}$ است. در نهایت با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی مقدار تمایل به پرداخت تخمین‌زده شده به صورت زیر خواهد بود.

$$\widehat{\mathrm{WTP}}_{\mathrm{i}} = \frac{\left(\frac{\widehat{\beta'}}{\mathrm{k}}\right)\mathrm{X_i} - \left(\frac{\hat{\gamma}}{\mathrm{k}}\right)\mathrm{D_i^{Delay}}}{\left(\frac{\hat{1}}{\mathrm{k}}\right)} \qquad (۳)$$

معادله فوق نشان می‌دهد که خصوصیات اقتصادی و اجتماعی و سلیقه افـراد بـر روی تمایـل بـه پرداخت برای افزایش کیفیت هوا اثرگذار است. (کامرون، ۱۹۸۸)

جان و پچنینو (۱۹۹۴) با استفاده از مدل نسل‌های هم‌پوشان، کیفیت زیست‌محیطـی را بـه عنـوان یک منبع ذخیره در نظر گرفتند که به اتمام می‌رسد مگر آنکه در آن سرمایه‌گذاری کنند. هر دو مدل فوق ارتباط بین سطح درآمد و آلودگی را به صورت U وارونه بیان نمودند بطوریکه در صورتی کـه تعادل در نقاط مرزی با سرمایه‌گذاری صفر بر روی کیفیـت محـیط‌زیسـت صـورت بگیـرد، کیفیـت

1. The commitment cost

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

محیط‌زیست در حداکثر خود قرار خواهد داشت و نقاط بهینه داخلی آن داری سطح مثبتی در سرمایه‌گذاری بر روی محیط‌زیست قرار خواهد داشت. (جان و پچنینو، ۱۹۹۴)

استوکی (۱۹۹۸) با استفاده از یک مدل ایستا نوع تکنولوژی تولید را در شرایط آلودگی متفاوت مورد بررسی قرار داد. استوکی بیان کرده است که عوامل اقتصادی دارای تابع مطلوبیت به صورت زیر هستند.

$$u(C,P) = v(C) - h(P) \qquad (۴)$$

بطوریکه C مصرف، P سطح آلودگی و $v(C)$ و $h(P)$ توابع مطلوبیت فرعی می‌باشند. استوکی فرض می‌کند که مصرف تابعی از درآمد بالقوه (M) با توجه به نوع تکنولوژی می‌باشد. که نوع تکنولوژی با $\theta \in (0, 1]$ بیان می‌گردد. در صورتی که کثیف‌ترین نوع تکنولوژی استفاده گردد میزان θ برابر یک است. مصرف برابر θM و آلودگی برابر $P = \emptyset(\theta)M$ می‌باشد، که $\emptyset(0) = 0$ و $\emptyset'(0) = 0$ و $\emptyset(1) = 1$ و $\emptyset'(1) = 1$ می‌باشد. و $\emptyset''(0) > 0$ است. محدودیتی که دولت در این مدل با آن مواجه است به صورت نامعادله زیر است.

$$\frac{h'}{v'} \leq \frac{1}{\emptyset'} \qquad (۵)$$

از آنجا که $\emptyset'$ میزان افزایش آلودگی به ازای هر واحد افزایش درآمد می‌باشد، سمت راست معادل فوق مقدار تمایل نهایی به پرداخت جهت کاهش آلودگی است. نقش دولت، انتخاب θ بهینه می‌باشد به نحوی که تابع مطلوبیت در معادله شماره ۴ حداکثر گردد. (استوکی، ۱۹۹۸)

عزرائیل و لوینسون (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای تمایل به پرداخت برای کیفیت محیط‌زیست را محاسبه نمودند در این مطالعه سطح تمایل به پرداخت در بین خانوارها و کشورهای مختلف را مورد بررسی قرار داده است و مقدار آن در بین خانوارها و کشورهای مختلف با سطح تولید ناخالص داخلی متفاوت اندازه‌گیری شده است. بر اساس نتایج این تحقیق سطح آلایندگی خانوارهای کشورهای در حال توسعه در دوره مورد مطالعه به طور معنی‌داری کاهش یافته است. خانوارهای کشورهای فقیر نیز دارای سطح آلودگی پایینی می‌باشند ولی خانوارهای کشورهای دارای سطح درآمد متوسط دارای آلودگی بالا می‌باشند. بنابراین رابطه سطح آلودگی و تولید سرانه به شکل U وارونه می‌باشد. هر چند

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

این موضوع در مطالعات گذشته نیز به اثبات رسیده است ولی روش آزمون آن متفاوت است. بطوریکه اثبات این موضوع در این مطالعه با استفاده از تمایل به پرداخت مردم جهت پاکسازی محیط‌زیست انجام شده است ولی در مطالعات گذشته بر اساس آمار و اطلاعات بین‌المللی این امر به اثبات رسیده است (عزرائیل و لوینسون، ۲۰۰۴)[1].

اسکوگارد[2] (۲۰۰۴) تمایل به پرداخت را بر اساس نوع ترجیحات افراد نسبت به محیط‌زیست به طور جداگانه محاسبه نموده. در مدل وی دو کشور وجود دارد که به صورت j = A,B نشان داده می‌شود. در هر کشور سه نوع شهروند وجود دارد: مصرف‌کننده (C)، دوست‌داران محیط‌زیست (E) و سرمایه‌داران (P). مقدار آلودگی هوا در هر کشور با یک عدد نرمال می‌گردد. تمام شهروندان دارای ترجیحات یکنواخت نسبت به کالاها و کیفیت زیست‌محیطی هستند، ولی سطح درآمد و میزان آلودگی در آنها متفاوت می‌باشد (اسکوگارد، ۲۰۰۴).

کوریگان[3] در سال ۲۰۰۸ جهت بررسی میزان تمایل به پرداخت جهت ممانعت از آلودگی و پویایی آن از یک تابع مطلوبیت دو دوره‌ای به صورت زیر استفاده کرد:

$$U(m_1, g_1) + \beta U(m_2, g_2) \qquad (۶)$$

بطوریکه m_t درآمد در دوره t ، g_t نشان‌دهنده کیفیت محیط‌زیست می‌باشد، $t = 1,2$ و β عامل تنزیل می‌باشد. فرض شده است که اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی باعث افزایش کیفیت محیط‌زیست می‌گردد. با در نظر گرفتن نااطمینانی عوامل نسبت به کالاهای محیط‌زیستی، g مقداری تصادفی با تابع توزیع $F_0(g)$ خواهد داشت و EU_1 نشان‌دهنده تابع مطلوبیت انتظاری عوامل از خرید g در دوره جاری با قیمت P به صورت می‌باشد.

$$EU_1(P) = EG(U(m_1 - P, g) + \beta\, U(m_2, g) \qquad (۷)$$

بطوریکه $EG(.)$ نشان‌دهنده سطح انتظاری g می‌باشد. (کوریگان، ۲۰۰۸)

1 . Israel and Levinso
2. Skovsgaard
3 . Corrigan et al.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

۲-۳. محاسبه هزینه اجتماعی آلودگی به روش غیرمستقیم بر اساس رجحان آشکار شده

در این مطالعه به منظور محاسبه هزینه اجتماعی آلودگی بر اساس رجحان آشکار شده از روش قیمت هدانیک استفاده شده است. مفهوم روش قیمت هدانیک، بر پایه نظریات گریلیچز[1] (۱۹۷۱) و روزن[2] (۱۹۷۴) بنا شده است. بر این اساس بسیاری از ویژگی‌هایی که بر کیفیت زندگی تأثیر می‌گذارند، در هنگام خرید خانه مدنظر قرار می‌گیرند. به بیان دیگر علاقه مشتریان در مورد هریک از ویژگی‌ها شامل مشخصه‌های ساختاری یا فیزیکی (مانند تعداد اتاق‌ها، مصالح به کار برده شده، مساحت زیربنا)، مشخصه‌های زیست‌محیطی (مانند غبار، دود و ذرات سوخته مواد، منوکسیدکربن) و مشخصه‌های دیگر است. به‌طور مثال، مشتری ممکن است مایل باشد مبلغ زیادتری برای خرید خانه‌ای که دور از آلودگی هوا باشد، بپردازد؛ در حالی که مشخصه‌های دیگر ثابت نگهداشته شود (صادقی، سید کمال، ۱۳۸۶). به عقیده روزن افراد در زمان خرید (یا اجاره) خانه، باتوجه به ویژگی‌های منزل موردنظر، در جستجوی حداکثر کردن تابع مطلوبیت کل خویش هستند. تابع مطلوبیت کل باتوجه به قیمت کالاها، درآمد خانوار و عوامل دیگر مانند زمان حاصل می‌شود. همچنین، مطلوبیت نهایی حاصل از صرف هر واحد پولی برای هریک از مشخصه‌های منزل، در نقطه بهینه، مقدار یکسانی است. تمایل به پرداخت افراد برای هریک از ویژگی‌های مسکن، می‌تواند برای به دست آوردن تابع پیشنهاد[3] استفاده شود. همچنین تابع پیشنهادی سازندگان مسکن از طریق حداکثر کردن تابع سود آنها باتوجه به ویژگی‌های تابع تولید و هزینه نهاده‌های تولید به دست می‌آید. در نهایت، قیمت فروش یا اجاره‌بها، از تقابل توابع پیشنهادی فروشندگان و خریداران در بازار مسکن، حاصل می‌شود. بنابراین، قیمت هدانیک به تقابل میان عرضه و تقاضای بازار بستگی دارد.

1 . Griliches
2 . Rosen
3. Bid Function

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

بویل و کیل[1] (۲۰۰۱) با بررسی پژوهش‌های انجام شده برای دوازده شهر ایالت متحده به این نتیجه رسیدند که اثر منفی و اصلی آلودگی هوا بر ارزش املاک آشکار بوده و تمایل به پرداخت افراد برای بهبود کیفیت هوا بر این امر دلالت دارد. کیم، فیپس و انسیلین(۲۰۰۳) نیز از طریق ترکیب شیوه‌های اقتصاد سنجی فضایی با مدل قیمت هدانیک، منافع ناشی از بهبود کیفیت هوا را در شهر سئول کره اندازه‌گیری کردند. آنها دریافتند تمایل نهایی به پرداخت هر خانوار(مالک) برای چهار درصد بهبود در کیفیت هوا در حدود ۳۰۰۰ تا ۳۳۰۰ دلار (۱/۲ تا ۱/۵ درصد قیمت مسکن) بوده است. حسن شاهی(۱۳۸۱) در پژوهشی با عنوان تخمینی از خسارت اقتصادی آلودگی هوا در شهر شیراز با استفاده از روش هدانیک، میزان کاهش ارزش منازل مسکونی ناشی از آلودگی هوا را بررسی کرد. در این پژوهش، خسارت وارد بر منازل این شهر به ازای یک درصد افزایش در میزان ذرات معلق[2] در هوا سالانه در حدود ۲۲۰ میلیارد تومان برآورد شد. صادقی (۱۳۸۷) در پژوهشی از روش تجزیه و تحلیل قیمت هدانیک دارایی‌ها برای برآورد ارزش هوای پاک از دیدگاه خانوارهای ساکن کلان شهر تبریز استفاده نموده و بر اساس نتایج به دست آمده از ترکیب داده‌های مربوط به قیمت اجاره‌بهای منازل و ویژگی‌های مربوط به آنها که از نمونه‌گیری‌های خانوارهای تبریزی به دست آمده است و نیز داده‌های مربوط به میزان متوسط آلاینده‌های هوای این شهر، نشان می‌دهد که کیفیت هوا بر قیمت اجاره‌بهای منازل اثر می‌گذارد.

۳. مدل تحقیق

همانطور که در ادبیات تحقیق بیان گردید، هزینه‌های اجتماعی آلودگی را می‌توان بر اساس سه روش مجزا محاسبه نمود. در روش اول هزینه‌های اجتماعی آلودگی بر اساس خسارت ناشی از هر واحد آلودگی بر شهروندان که شامل هزینه‌های فوت، درمان و یا هزینه‌های فرصت از دست رفته است، محاسبه می‌شود. در دو روش بعدی، جهت محاسبه هزینه اجتماعی آلودگی، به نحوه رفتار

1 . Boyle and Kiel
2. Total Suspended Particulate (TSP)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

خانوارها نسبت به آلودگی هوا پرداخته می‌شود. انجام این امر می‌تواند به صورت مستقیم و یا غیرمستقیم صورت گیرد. در روش مستقیم از افراد در مورد ترجیحاتشان نسبت به آلودگی پرسش می‌گردد و در روش غیرمستقیم به اطلاعات مصرفی خانوارها رجوع می‌گردد. در این تحقیق با الگوبرداری از ادبیات تجربی بر اساس سه روش هزینه اجتماعی آلودگی هوا در استان‌های مختلف ایران محاسبه می‌گردد. در ابتدا هزینه آلودگی با استفاده از شاخص‌های بانک جهانی استخراج می‌گردد. با توجه به اینکه در این شاخص خسارت هر واحد آلودگی در استان‌های مختلف یکسان است، در ادامه جهت بررسی هزینه‌های آلودگی هوا به بررسی میزان تجهیزات زیست‌محیطی جهت مقابله با خسارت‌های آلودگی هوا پرداخته می‌شود و در نهایت با استفاده از الگوی قیمت هدانیک، نحوه اثرگذاری انتشار دی‌اکسیدکربن بر متوسط قیمت یک متر مربع زیربنای واحد مسکونی پرداخته شده و از طریق آن تمایل به پرداخت برای کاهش آن محاسبه می‌گردد و در نهایت مقادیر محاسبه شده سه روش فوق مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

۳-۱. محاسبه میزان انتشار دی‌اکسیدکربن به تفکیک استان‌های مختلف

با توجه نتایج پژوهش انجام شده به وسیله هیأت بین دولتی تغییرات آب و هوایی (IPCC[1]) میزان جذب انرژی خورشید به وسیله گاز دی‌اکسیدکربن ۵ برابر سایر گازهای گلخانه‌ای است و در نتیجه بیشترین خسارت به واسطه تغییرات آب و هوا به وسیله این آن گاز انجام می‌شود. بر این اساس در این مطالعه تنها هزینه اجتماعی دی‌اکسیدکربن محاسبه می‌شود. بنابراین در ابتدا میزان گاز دی‌اکسیدکربن منتشر شده به تفکیک استان‌های مختلف اندازه‌گیری می‌شود. به این منظور از معادله زیر استفاده می‌گردد.

$$CO2\,{}_{i}^{t} = \sum_{j} FC_{ij}^{t} \times NCV_{j} \times CC_{j} \times FCO_{j} \times M \qquad (۸)$$

1. Intergovernmental Panel on Climate Change

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

که در آن $CO2_i^t$ میزان انتشار دی‌اکسیدکربن بر حسب گیگاگرم[1] در استان i و دوره زمانی t، FC_{ij}^t میزان مصرف سوخت j بر حسب تن[2] در استان i و دوره زمانی t، NCV_j ارزش حرارتی خالص سوخت بر حسب پتاژول در هر تن[3]، CC_j موجودی کربن سوخت بر حسب گیگاگرم در هر پتاژول انرژی[4]، FCO_j درصد احتراق کربن که تابع نوع سوخت و M نسبت جرم مولکولی CO_2 به کربن (۴۴/۱۲) می‌باشد. بعد محاسبات انجام شده میزان انتشار دی‌اکسید کربن بر حسب گرم در لیتر و گیگاگرم در هر پتاژول انرژی به تفکیک انواع سوخت به صورت جدول زیر ارائه می‌گردد.

جدول ۱. ضرایب انتشار دی‌اکسیدکربن بر حسب مقدار سوخت استفاده شده و ارزش حرارتی هر سوخت

انواع سوخت	CO2 (gr/Liter)	CO2 (Gg/Pj)
گاز طبیعی[5]	۱۸۹۷/۹	۵۵/۸۲۰
گاز مایع	۱۴۲۶/۶	۶۲/۴۳۶
بنزین	۲۲۸۹/۸	۶۸/۶۰۷
بنزین هواپیما	۲۳۵۹/۴	۶۸/۲۴۴
نفت سفید	۲۵۵۶/۶	۷۰/۷۸۵
بنزین دیزل	۲۶۸۴/۷	۷۳/۳۲۶
نفت سنگین	۳۰۰۱/۳	۷۶/۵۹۳

مأخذ: هیأت بین دولتی تغییرات آب و هوا[1]، ۲۰۱۳

1. Gg
2. Ton
3. Pj/Ton
4. Gg/Pj

۵. ضریب انتشار گاز طبیعی گرم بر مترمکعب می‌باشد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

با ضرب نمودن مقادیر جدول فوق در میزان مصرف مواد سوختی مختلف در هر استان، میزان انتشار دی‌اکسید کربن به تفکیک مناطق مختلف محاسبه می‌گردد.

۳-۲. محاسبه هزینه‌های اجتماعی انتشار کربن براساس مطالعه بانک جهانی و سازمان حفاظت محیط‌زیست

بر اساس اطلاعات ترازنامه انرژی میزان هزینه‌های اجتماعی انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای به قیمت‌های سال ۱۳۸۱به صورت جدول زیر می‌باشد.

جدول ۲. هزینه‌های اجتماعی انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای به قیمت‌های سال ۱۳۸۱ براساس مطالعه بانک جهانی و سازمان حفاظت محیط‌زیست (هزار ریال بر تن)

نوع گاز	NOx	SO2	CO	SPM	CO2	CH4
مقدار هزینه	۴۸۰۰	۱۴۶۰۰	۱۵۰۰	۳۴۴۰۰	۸۰	۱۶۸۰

مأخذ: ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۱ (براساس مطالعه بانک جهانی و سازمان حفاظت محیط زیست)

با توجه به محاسبه میزان انتشار کربن در هر استان و هزینه اجتماعی انتشار آلاینده می‌توان هزینه‌های اجتماعی انتشار دی‌اکسیدکربن به وسیله کارگزاران اقتصادی که شامل سه بخش خانوارها، بنگاه‌ها و دولت می‌باشد را به تفکیک هر استان محاسبه نمود.

1. IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change, 2013

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

جدول ۳. هزینه‌های اجتماعی انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای به قیمت‌های سال ۱۳۸۱ براساس مطالعه بانک جهانی و سازمان حفاظت محیط‌زیست به تفکیک مناطق مختلف (میلیون ریال)

ردیف	نام استان	متوسط هزینه اجتماعی در دوره ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱			متوسط هزینه اجتماعی سرانه در دوره ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱		
		مقدار	رتبه	آزمون t اختلاف با میانگین	مقدار	رتبه هر استان	آزمون t اختلاف با میانگین
۱	آذربایجان شرقی	۹۶۲۹۳۵	۱۱	۲/۴۱۱	۳۷۹	۱۷	-۱/۹۲۷
۲	آذربایجان غربی	۹۱۳۴۸۳	۱۶	۰/۱۳۱	۶۰۴	۳	۲/۵۱۱
۳	اردبیل	۸۵۸۵۷۸	۲۳	-۲/۴۰۰	۴۵۴	۱۳	-۰/۴۴۶
۴	اصفهان	۱۰۶۲۷۵۹	۳	۷/۰۱۴	۴۶۳	۱۲	-۰/۲۷۳
۵	البرز	۸۳۹۵۳۶	۲۵	-۳/۲۷۸	۳۳۶	۳۰	-۲/۷۶۸
۶	ایلام	۹۹۸۹۵۱	۸	۴/۰۷۲	۳۶۰	۲۵	-۲/۳۰۱
۷	بوشهر	۹۳۵۳۹۹	۱۳	۱/۱۴۲	۳۷۳	۲۰	-۲/۰۴۶
۸	تهران	۱۰۹۵۵۴۶	۱	۸/۵۲۶	۳۷۵	۱۸	-۱/۹۹۶
۹	چهارمحال	۹۹۷۴۲۷	۹	۴/۰۰۲	۳۹۲	۱۶	-۱/۶۶۵
۱۰	خراسان جنوبی	۶۷۲۲۵۱	۳۰	-۱۰/۹۹۱	۲۷۸	۳۱	-۳/۹۲۸
۱۱	خراسان رضوی	۷۵۹۷۹۳	۲۷	-۶/۹۵۵	۴۹۷	۷	۰/۴۰۹
۱۲	خراسان شمالی	۱۰۲۳۸۱۴	۶	۵/۲۱۸	۳۷۰	۲۱	-۲/۱۱۲
۱۳	خوزستان	۸۹۳۰۷۷	۲۰	-۰/۸۱۰	۴۷۰	۱۱	-۰/۱۳۰

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

ردیف	نام استان	متوسط هزینه اجتماعی در دوره ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱			متوسط هزینه اجتماعی سرانه در دوره ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱		
		مقدار	رتبه	آزمون t اختلاف با میانگین	مقدار	رتبه هر استان	آزمون t اختلاف با میانگین
۱۴	زنجان	۱۰۰۰۶۵۴	۷	۴/۱۵۱	۵۰۱	۶	۰/۴۸۶
۱۵	سمنان	۹۱۰۰۸۸	۱۷	-۰/۰۲۵	۳۶۶	۲۲	-۲/۱۹۱
۱۶	سیستان	۸۳۴۴۳۲	۲۶	-۳/۵۱۳	۳۶۲	۲۳	-۲/۲۶۱
۱۷	فارس	۹۰۲۹۵۲	۱۹	-۰/۳۵۴	۳۳۹	۲۹	-۲/۷۰۹
۱۸	قزوین	۱۰۶۰۲۷۴	۴	۶/۸۹۹	۵۹۵	۵	۲/۳۳۱
۱۹	قم	۷۰۰۶۸۷	۲۹	-۹/۶۸۰	۴۷۸	۹	۰/۰۱۸
۲۰	کردستان	۶۳۴۷۷۹	۳۱	-۱۲/۷۱۹	۳۹۸	۱۵	-۱/۵۵۳
۲۱	کرمان	۱۰۸۹۵۷۳	۲	۸/۲۵۰	۴۰۷	۱۴	-۱/۳۶۵
۲۲	کرمانشاه	۸۶۸۵۶۲	۲۲	-۱/۹۴۰	۳۶۰	۲۴	-۲/۲۹۹
۲۳	کهکیلویه	۸۷۷۵۴۲	۲۱	-۱/۵۲۶	۶۰۲	۴	۲/۴۷۰
۲۴	گلستان	۱۰۴۱۵۸۱	۵	۶/۰۳۷	۶۶۲	۱	۳/۶۵۰
۲۵	گیلان	۹۵۵۷۰۰	۱۲	۰۷۸/۲	۳۷۵	۱۹	-۲/۰۰۸
۲۶	لرستان	۹۸۱۸۴۸	۱۰	۲۸۳/۳	۳۵۰	۲۷	-۲/۴۹۹
۲۷	مازندران	۷۴۵۶۰۴	۲۸	۶۰۹/-۷	۴۹۱	۸	۰/۲۷۵
۲۸	مرکزی	۹۰۴۷۲۸	۱۸	۲۷۲/-۰	۳۵۷	۲۶	-۲/۳۶۸
۲۹	هرمزگان	۸۵۲۸۵۸	۲۴	-۲/۶۶۴	۴۷۲	۱۰	-۰/۱۰۰

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

ردیف	نام استان	متوسط هزینه اجتماعی در دوره ۱۳۸۰الی ۱۳۹۱			متوسط هزینه اجتماعی سرانه در دوره ۱۳۸۰الی ۱۳۹۱		
		مقدار	رتبه	آزمون t اختلاف با میانگین	مقدار	رتبه هر استان	آزمون t اختلاف با میانگین
۳۰	همدان	۹۳۲۵۹۱	۱۴	۱/۰۱۲	۳۴۳	۲۸	-۲/۶۳۲
۳۱	یزد	۹۲۱۶۶۳	۱۵	۰/۵۰۸	۶۰۹	۲	۲/۶۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اطلاعات جدول فوق هزینه اجتماعی آلودگی هوا به تفکیک مناطق مختلف به صورت مطلق و سرانه را ارائه می‌دهد. نکته قابل تأمل جدول فوق این است که بین رتبه استان‌های مختلف از لحاظ این دو شاخص تفاوت زیادی وجود دارد.

۳-۳. محاسبه تمایل به پرداخت خانوارها جهت گریز از آلودگی بر اساس میزان تجهیزات زیست‌محیطی استفاده شده در منازل مسکونی

شاخص دیگری که در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است میزان تجهیزات زیست‌محیطی استفاده شده در منازل مسکونی می‌باشد که به عنوان تمایل جهت گریز از آثار زیان‌بار آلاینده‌های زیست‌محیطی در نظر گرفته شده است. با توجه به اینکه افزایش تراکم گاز دی‌اکسیدکربن باعث جذب بیشتر انرژی تابشی خورشید شده و این امر موجب افزایش دما می‌گردد، تجهیزات مورد بررسی شامل کالاهایی است که جهت مطبوع نمودن کیفیت هوا مورد استفاده قرار می‌گیرد که شامل پنکه، کولر آبی متحرک، کولر گازی متحرک، کولر آبی ثابت، کولر گازی ثابت، برودت مرکزی، حرارت مرکزی و پکیج می‌باشد که با نسبت جمع تعداد خانوارهایی که از این تجهیزات استفاده نموده‌اند بر کل خانوارها این شاخص محاسبه شده است.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

جدول ۴. میزان تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان بار آلودگی بر اساس متوسط میزان استفاده از تجهیزات مقابله با آن

آزمون t اختلاف با میانگین	متوسط میزان استفاده از تجهیزات مقابله با آلودگی	نام استان	رتبه هر استان
۱۲/۹۴۳۲۷	۱/۸۶	بوشهر	۱
۱۱/۷۴۳۲۶	۱/۷۷۳۳۳۳۳	خوزستان	۲
۸/۵۹۳۲۴۱	۱/۵۴۵۸۳۳۳	هرمزگان	۳
۷/۸۷۷۸۵۱	۱/۴۹۴۱۶۶۷	یزد	۴
۳/۸۱۶۲۸۲	۱/۲۰۰۸۳۳۳	ایلام	۵
۳/۸۰۴۷۴۳	۱/۲	تهران	۶
۳/۶۳۱۶۶۵	۱/۱۸۷۵	سیستان	۷
۳/۵۹۷۰۴۹	۱/۱۸۵	فارس	۸
۲/۸۱۲۴۲۸	۱/۱۲۸۳۳۳۳	قم	۹
۲/۵۵۸۵۸	۱/۱۱	گلستان	۱۰
۲/۲۴۷۰۳۹	۱/۰۸۷۵	اصفهان	۱۱
۲/۰۹۷۰۳۸	۱/۰۷۶۶۶۶۷	کرمان	۱۲
۰/۸۸۵۴۹۱	۰/۹۸۹۱۶۶۷	مازندران	۱۳
۰/۶۸۹۳۳۵	۰/۹۷۵	کهکیلویه	۱۴
۰/۴۱۲۴۱	۰/۹۵۵	سمنان	۱۵
-۰/۷۰۶۸۳	۰/۸۷۴۱۶۶۷	البرز	۱۶
-۱/۰۱۸۳۷	۰/۸۵۱۶۶۶۷	خراسان جنوبی	۱۷

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

رتبه هر استان	نام استان	متوسط میزان استفاده از تجهیزات مقابله با آلودگی	آزمون t اختلاف با میانگین
۱۸	گیلان	۰/۸۱۷۵	-۱/۴۹۱۴۵
۱۹	خراسان شمالی	۰/۸۰۶۶۶۷	-۱/۶۴۱۴۵
۲۰	لرستان	۰/۷۵۵۸۳۳۳	-۲/۳۴۵۳
۲۱	کرمانشاه	۰/۷۰۰۸۳۳۳	-۳/۱۰۶۸۵
۲۲	مرکزی	۰/۶۶۳۳۳۳۳	-۳/۶۲۶۰۸
۲۳	چهارمحال	۰/۶۴۰۸۳۳۳	-۳/۹۳۷۶۲
۲۴	همدان	۰/۶۲۲۵	-۴/۱۹۱۴۷
۲۵	آذربایجان غربی	۰/۵۴۹۱۶۶۷	-۵/۲۰۶۸۶
۲۶	قزوین	۰/۵۴۵۸۳۳۳	-۵/۲۵۳۰۲
۲۷	خراسان رضوی	۰/۵۰۸۳۳۳۳	-۵/۷۷۲۲۵
۲۸	زنجان	۰/۴۷۵۸۳۳۳	-۶/۲۲۲۲۶
۲۹	آذربایجان شرقی	۰/۴۲۸۳۳۳۳	-۶/۸۷۹۹۵
۳۰	کردستان	۰/۴۲۸۳۳۳۳	-۶/۸۷۹۹۵
۳۱	اردبیل	۰/۲۴۴۱۶۶۷	-۹/۴۲۹۹۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق استان‌هایی که آماره t اختلاف با میانگین آنها از ۲/۰۴۲ بالاتر می‌باشد، دارای تمایل به پرداخت بالاتر از متوسط کشورها و استان‌هایی که رقم فوق کمتر از ۲/۰۴۲- می‌باشد دارای تمایل به پرداخت کمتر از متوسط کشوری می‌باشند.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

۳-٤. ارائه ساختار مدل قیمت هدانیک برای بررسی تمایل به پرداخت خانوارها برای گریز از آلودگی

مدل قیمت هدانیک به صورت شکل‌های تابعی مختلفی برای برآورد تأثیرات متغیرهای مستقل به کار گرفته می‌شود. شکل عمومی تابع قیمت هدانیک را می‌توان به شکل زیر بیان کرد:

$$P = P(H, N, E, D) \qquad (۹)$$

که در P قیمت فروش یا اجاره‌بهای منزل، H ویژگی‌های ساختاری خانه، N مشخصه‌های محلی، E ویژگی‌های زیست‌محیطی و D مشخصه‌های دیگر هستند. چنانچه همه این مشخصه‌های را با بردار X نمایش دهیم، شکل عمومی تابع قیمت هدانیک، می‌تواند به صورت رابطه زیر بیان شود(براچینگر)[1]:

$$P = F(X) \qquad X = (X_1, X_2, \dots, X_K, \dots, X_N) \qquad (۱۰)$$

که در آن، P اجاره‌بهای مسکن و X بردار متغیرهای مستقل از جمله کیفیت هوا هستند. با محاسبه مشتق جزئی این تابع، قیمت ضمنی هریک از مشخصه‌های مسکن، به دست می‌آید:

$$\frac{\partial P}{\partial X_K}(X) = \frac{\partial f}{\partial X_K}(X) \qquad (k = 1, \dots, K) \qquad (۱۱)$$

قیمت ضمنی به دست آمده، حداکثر تمایل به پرداخت یا پیشنهاد پرداخت برای یک واحد افزایش در متغیر مستقل، با فرض ثابت ماندن سایر ویژگی‌های مسکن در سطح بهینه است. به بیان دیگر، قیمت ضمنی، اضافه مبلغ پولی است که باید هر خانواده پرداخت کند تا به رده بالاتر از مشخصه مورد نظر وارد شود.

1. Brachinger,h. wolfgang

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

جدول ۵. انواع شکل‌های تابعی مدل قیمت هدانیک به همراه مشتق جزئی هریک از شکل‌ها (که نشان‌دهنده قیمت ضمنی یا تمایل نهایی به پرداخت افراد است) را نشان می‌دهد.

نوع شکل	معادله	قیمت ضمنی
خطی[1]	$P = \alpha_0 + \sum \beta_i X_i$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i$
شبه لگاریتمی[2]	$Ln\ P = \alpha_0 + \sum \beta_i X_i$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i P$
خطی لگاریتمی[3]	$P = \alpha_0 + \sum \beta_i\ Ln\ X_i$	$\partial P / \partial X_i = {\beta_i}/{X_{i_i}}$
لگاریتمی دو طرفه[4]	$Ln\ P = \alpha_0 + \sum \beta_i\ Ln\ X_i$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i\ {P}/{X_{i_i}}$
درجه دوم[5]	$P = \alpha + \sum_{i=1}^{N} \beta_i X_i + 0.5 \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} \delta_{i,j}\ X_i X_j$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i + 0.5 \sum_{i=1}^{N} \delta_{i,j}\ X_j + \delta_{i,j} X_i$
باکس-کاکس خطی[6]	$P^{(\theta)} = \alpha + \sum_{i=1}^{N} \beta_i X_i^{(\lambda)}$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i X_i^{\lambda-1} P^{1-\theta}$
باکس-کاکس درجه دوم[7]	$P^{(\theta)} = \alpha + \sum_{i=1}^{N} \beta_i X_i^{(\lambda)} + 0.5 \sum_{i,j=1}^{N} \delta_{i,j} X_i^{(\lambda)} X_j^{(\lambda)}$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i (X_i^{\lambda-1} + \sum_{j=1}^{N} \delta_{i,j} X_i^{(\lambda-1)} X_j^{(\lambda)}) P^{1-\theta}$

مأخذ: شیهومی (۲۰۰۷)

1. Linear
2. Semi-log
3. Log-linear
4. Double-log
5. Quadratic
6. Linear Box-Cox
7. Quadratic Box-Cox

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

توابع درجه دوم و باکس ـ کاکس درجه دوم برای برآورد دقیق قیمت ضمنی مورد استفاده قرار می‌گیرد. ولی در صورتی که تعداد داده‌ها کافی نباشد و یا از متغیرهای تقریبی در تخمین استفاده گردد؛ اشکال تابعی ساده‌تر مانند فرم خطی، شبه لگاریتمی، لگاریتمی دو طرفه و باکس ـ کاکس خطی برای برآورد قیمت ضمنی برتری دارند. (صادقی، ۱۳۸۷)

در این تحقیق تمام حالت‌های مختلف محاسبه و مورد مقایسه قرار گرفته است و فرم لگاریتمی دوطرفه به عنوان شکل مناسب انتخاب گردیده است. بنابراین تابع تخمینی به صورت زیر می‌باشد.

$$\text{Ln } P = \alpha_0 + \sum \beta_i \text{ Ln } X_i \qquad (۱۲)$$

و بر اساس معادله فوق قیمت ضمنی یا تمایل به پرداخت برای هر یک از عوامل مورد بررسی به صورت معادله زیر محاسبه می‌گردد

$$\partial P / \partial X_i = \beta i \; Pi / X_i \qquad (۱۳)$$

در ادامه ابتدا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM[1]) داده‌های تابلویی پویا[2] ضرایب β در معادله ۱۲ تخمین زده می‌شود و در نهایت با استفاده از معادله ۱۳ قیمت ضمنی آلودگی هوا محاسبه می‌گردد. دلیل استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته مزیت‌هایی همانند لحاظ نمودن ناهمسانی‌ای فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر خواهد بود. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی پویا هنگامی که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از تعداد زمان و سال‌ها (T) باشد (N>T) بکار برده می‌شود. (بوند، ۲۰۰۲؛ بالتاجی[3] ۲۰۰۸). در این تحقیق نیز تعداد مقاطع (۳۱ استان) بیش از دوره زمانی ۱۱ ساله تحقیق می‌باشد. بر این اساس از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در این مطالعه استفاده شده است. دو روش برای برآورد مدل در شیوه گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی

1. Generalized Method of Moments
2. Dynamic Panel Data
3. Baltagi

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

پویا وجود دارد. مبنای اولیه مدل‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا توسط آرلانو ـ بوند[1] (۱۹۹۱) مطرح شد که روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی مرتبه اول نامیده می‌شود. در سال ۱۹۹۵ آرلانو باور[2] و سال ۱۹۹۸ بلوندل ـ بوند[3] با ارائه تغییراتی در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی مرتبه اول، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته ارتگنال (متعامد) را ارائه دادند.

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن استفاده از این روش برای برآورد مدل دو آزمون مطرح است یکی از این آزمون‌ها، آزمون سارجنت[4] می‌باشد که برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد[5] یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آزمون دوم، آزمون همبستگی پسماندها مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آرلانو و بوند (۱۹۹۱) قائلند که در تخمین گشتاورهای تعمیم یافته باید جملات اخلال دارای ، همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند.

1. Arrelano & Bond
2. Arrelano & Bover
3. Blundell & Bond
4. Sargent Test
5. Valid Over Identifying Restrictions

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

٤. نتایج تجربی تحقیق

برای محاسبه تمایل به پرداخت خانوارها برای گریز از آثار زیان‌بار آلودگی در ابتدا می‌بایست نحوه اثرگذاری سطح انتشار آلودگی بر ارزش منازل مسکونی بررسی گردد. همانطور که بیان گردید بر اساس روش گشتاور تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی پویا، با تخمین پارامترهای فرم تابعی لگاریتمی دوطرفه معادله ۱۲ عوامل مؤثر بر قیمت مسکن بررسی می‌شود. متغیرهایی که در این انجام برآورد مورد استفاده قرار گرفته است به شر جدول زیر می‌باشد.

جدول ۶ متغیرها مورد استفاده در تحقیق

منبع	نوع متغیر	علامت اختصاری	نام متغیر
محاسبات تحقیق	متغیر وابسته	CO2	میزان انتشار دی‌اکسید کربن به تفکیک استان
مرکز آمار	متغیر مستقل	HOUSEPVA	متوسط قیمت یک متر مربع زیربنای واحد مسکونی
مرکز آمار	متغیر مستقل	CPI	شاخص قیمت مصرف‌کننده

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای انجام تخمین رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل ابتدا به بررسی پایایی متغیرها پرداخته شده است. به منظور بررسی پایایی متغیرها از خلاصه آزمون ریشه واحد داده‌های تلفیقی[1] استفاده شده است که با توجه به کوتاهی دوره زمانی و استفاده از فرم لگاریتمی متغیرها در مدل تمام متغیرها پایا می‌باشند. پس از بررسی پایایی نتایج تخمین به صورت جدول زیر ارائه می‌گردد.

1. Pool unit root test: Summary

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

جدول ۷. تخمین تابع قیمت هدانیک مسکن به تفکیک مناطق مختلف با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته داده‌های تابلویی پویا در دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۱

متغیر وابسته	LOG(HOUSEPVA)			
درجه خطا	آماره t استیودنت	انحراف معیار	شیب	متغیرهای مستقل
۰/۰۰۰۰	۱۵۹/۷۶۵۷	۰/۰۰۴۰۹۵	۰/۶۵۴۲۳۳	LOG(HOUSEPVA(-1))
۰/۰۰۰۰	-۱۸/۵۱۸۶	۰/۰۰۷۴۰۸	-۰/۱۳۷۱۹	LOG(CO2)
۰/۰۰۰۰	۳۸/۰۶۳۳۲	۰/۰۰۵۸۲۸	۰/۲۲۱۸۴۱	LOG(CPI)
۰/۳۵۴۳۹۱	خطای آماره J استیودنت		۳۱/۲۳۵۸۵	آماره J استیودنت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این تخمین برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون جی استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. مقدار احتمال آماره آزمون برابر مقدار ۳۱/۲۴ می‌باشد. بنابراین همان طوری که مشاهده می شود فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند. بر اساس نتایج تخمین به روش داده‌های تابلویی پویا می توان بیان نمود که قیمت مسکن در مناطق مختلف رابطه منفی با سطح دی‌اکسیدکربن دارد. بر این اساس می‌توان بیان نمود که در مناطق مختلف خانوارها تمایلات خود را نسبت به هوای پاکیزه با کاهش تمایل به پرداخت وجه بیشتر در شرایط وجود مقدار بیشتر انتشار دی‌اکسیدکربن نشان می‌دهند.

٤-١. اندازه‌گیری تمایل به پرداخت برای دریافت هوای سالم به تفکیک مناطق مختلف با استفاده از الگوی قیمت هدانیک

با استفاده از شیب متغیر مستقل دی‌اکسید کربن بر اساس معادله ۱۳ می‌توان تمایل به پرداخت برای کاهش آلودگی به تفکیک مناطق مختلف محاسبه می‌گردد. این نتایج در جدول زیر نشان داده شده است.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

جدول ۸. تمایل به پرداخت برای دریافت هوای سالم به تفکیک مناطق مختلف به ترتیب نزولی (هزار ریال به ازای هر متر مربع منزل مسکونی)

رتبه	استان	تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی کربن هزار ریال به ازای هر متر مربع منزل مسکونی	آزمون t اختلاف با میانگین
۱	تهران	۱۷۰۳/۵۲	۲۵/۱۸۹۱۳
۲	اصفهان	۸۳۶/۲۵۷۷	۵/۳۲۵۴۲۲
۳	قزوین	۷۶۱/۶۸۵۱	۳/۶۱۷۴۱۸
۴	البرز	۷۲۲/۱۲۹۵	۳/۵۷۸۹۲۷
۵	مرکزی	۶۸۳/۵۴۵۷	۲/۷۱۱۴۳۹
۶	فارس	۶۷۲/۲۵۰۶	۱/۸۲۷۷۱۸
۷	خراسان جنوبی	۶۶۸/۴۸۰۶	۱/۵۶۹۰۱۶
۸	آذربایجان شرقی	۶۴۲/۶۱۸۲	۱/۴۰۸۲۴۵
۹	قم	۶۳۸/۲۷۳۹	۰/۸۹۰۳۱۸
۱۰	همدان	۶۳۱/۸۸۳۳	۰/۷۹۰۸۱۸
۱۱	گیلان	۶۳۱/۵۱۷۵	۰/۶۴۴۴۴۷
۱۲	زنجان	۶۲۱/۴۶۸۵	۰/۶۳۶۰۶۸
۱۳	سمنان	۶۱۹/۵۵۹۴	۰/۴۰۵۹۰۸
۱۴	خوزستان	۶۱۷/۸۲۱۷	۰/۳۶۲۱۸
۱۵	بوشهر	۶۰۵/۱۰۹	۰/۳۲۲۳۸
۱۶	هرمزگان	۵۵۷/۳۱۰۸	۰/۰۳۱۲۱
۱۷	کردستان	۵۴۴/۷۸۱	-۱/۰۶۳۵۶

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

رتبه	استان	تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی کربن هزار ریال به ازای هر متر مربع منزل مسکونی	آزمون t اختلاف با میانگین
۱۸	مازندران	۵۲۴/۹۵۷۵	-۱/۳۵۰۵۴
۱۹	چهارمحال	۵۲۲/۲۳۶۶	-۱/۸۰۴۵۷
۲۰	گلستان	۵۲۱/۳۷۹۲	-۱/۸۶۶۸۹
۲۱	کرمانشاه	۴۸۸/۷۲۸۷	-۱/۸۸۶۵۳
۲۲	اردبیل	۴۶۸/۹۶۲۳	-۲/۶۳۴۳۶
۲۳	لرستان	۴۳۹/۳۹۸۵	-۳/۰۸۷۰۸
۲۴	خراسان رضوی	۴۲۷/۱۴۳۲	-۳/۳۳۵۸۳
۲۵	کرمان	۴۲۱/۱۷۵۵	-۳/۷۶۴۲۱
۲۶	آذربایجان غربی	۴۱۵/۸۳۶۷	-۴/۰۴۴۹۱
۲۷	ایلام	۴۱۰/۲۵۷۷	-۴/۱۸۱۵۹
۲۸	سیستان	۳۸۵/۰۸۳۹	-۴/۴۳۱۶۵
۲۹	خراسان شمالی	۳۳۵/۷۴۲۳	-۴/۷۱۲۳۵
۳۰	یزد	۳۱۴/۴۴۴	-۵/۰۰۸۲۳
۳۱	کهکیلویه	۲۹۳/۲۰۲۹	-۶/۱۳۸۳۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول فوق میزان تمایل به پرداخت جهت دسترسی به هوای پاکیزه به تفکیک استان‌های مختلف ارائه شده است. جهت آزمون اختلاف این اعداد با متوسط کشور از آماره آزمون t استفاده شده است. با توجه به اینکه مقدار بحرانی این آماره ۲/۰۴۲ می‌باشد، می‌توان بیان نمود که میزان

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

تمایل به پرداخت جهت دسترسی به هوای پاکیزه در استانهای تهران، اصفهان، قزوین، البرز و مرکزی از متوسط کشوری بالاتر و در استان‌های اردبیل، لرستان، خراسان رضوی، کرمان، آذربایجان غربی، ایلام، سیستان، خراسان شمالی، یزد و کهکیلویه از متوسط کشوری پایین‌تر می‌باشد.

٤-۲. بررسی رابطه بین تمایل به پرداخت بابت جلوگیری از آلودگی، هزینه اجتماعی آلودگی و میزان تجهیزات زیست‌محیطی در منزل

جهت آزمون صحت اطلاعات تمایل به پرداخت محاسباتی در تحقیق، رابطه این متغیر با هزینه اجتماعی و میزان تجهیزات زیست‌محیطی مورد استفاده به وسیله خانوارها بر اساس الگوی خودرگرسیون برداری بررسی شده است.

سه متغیر مورد استفاده در این الگو شامل WILING، SCOST، HOUSEE می‌باشد. که به ترتیب تمایل به پرداخت جهت دسترسی به هوای پاکیزه محاسباتی با استفاده از الگوی قیمت هدانیک، هزینه‌های اجتماعی محاسباتی دی‌اکسیدکربن بر اساس هزینه اجتماعی هر واحد کربن بر گرفته از اطلاعات ترازنامه انرژی و سهم هزینه‌ای تجهیزات مورد استفاده در منازل جهت گریز از آثار زیان‌بار آلودگی به کل مخارج خانوارها می‌باشد. نتایج این آزمون به صورت جدول زیر ارائه می‌گردد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

جدول ۹. بررسی رابطه هزینه‌های اجتماعی آلودگی بر اساس سه روش محاسباتی در تحقیق با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری

متغیرهای مستقل / متغیر وابسته		WILING	SCOST	HOUSEE
	شیب	۱/۰۲۱۳۶۳	-۸۹/۴۴۹۴۵	۰/۰۰۰۱۳۸
WILING(-1)	انحراف از معیار	(۰/۰۲۴۹۱)	(۸۱/۰۷۷۲)	(۳/۹E-۰۵)
	آماره t	[۴۱/۰۰۰۹]	[-۱/۱۰۳۲۶]	[۳/۵۸۰۰۱]
	استبودنت شیب	۴/۸۲E-۰۵	۰/۸۳۳۱۰۰	۴/۱۴E-۰۸
SCOST(-1)	انحراف از معیار	(۹/۸E-۰۶)	(۰/۰۳۱۹۷)	(۱/۵E-۰۸)
	آماره t	[۴/۹۰۵۸۹]	[۲۶/۰۶۰۲]	[۲/۷۱۲۲۷]
	استبودنت شیب	-۲۸/۲۵۳۵۹	۵۸۲۷۳/۴۴	۰/۷۷۵۹۳۹
HOUSEE(-1)	انحراف از معیار	(۱۹/۱۰۱۶)	(۶۲۱۷۰/۲)	(۰/۰۲۹۶۶)
	آماره t	[-۱/۴۷۹۱۲]	[۰/۹۳۷۳۲]	[۲۶/۱۵۹۳]
	استبودنت شیب	۵۶/۸۷۸۳۲	۱۳۷۸۵۰/۶	۰/۳۳۶۱۲۱
C	انحراف از معیار	(۲۱/۲۶۴۲)	(۶۹۲۰۸/۸)	(۰/۰۳۳۰۲)
	آماره t	[۲/۶۷۴۸۴]	[۱/۹۹۱۸۱]	[۱۰/۱۷۹۲]
R-squared	استبودنت	۰/۸۶۹۷۵۴	۰/۷۱۵۰۳۶	۰/۶۹۶۸۷۹
Adj. R-squared		۰/۸۶۸۵۶۶	۰/۷۱۲۴۳۸	۰/۶۹۴۱۱۵
آماراه F		۷۳۲/۳۲۸۶	۲۷۵/۱۷۷۹	۲۵۲/۱۲۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

بر اساس نتایج جدول فوق می‌توان بیان نمود که افزایش هزینه‌های اجتماعی آلودگی باعث افزایش تمایل به پرداخت جهت دسترسی به هوای پاکیزه و افزایش سهم هزینه‌ای تجهیزات مورد استفاده در منازل جهت گریز از آثار زیان‌بار آلودگی شده است. همچنین افزایش تمایل به دریافت هوای پاکیزه باعث افزایش استفاده از تجهیزات مبارزه با آلودگی شده است.

۵. نتیجه‌گیری

در این تحقیق بر اساس سه رویکرد مختلف هزینه‌های اجتماعی انتشار دی‌اکسیدکربن به تفکیک استان‌های مختلف در ایران طی دوره ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۱ محاسبه و پس از آن رابطه آنها مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر طبق نتایج محاسبه هزینه‌های اجتماعی انتشار کربن براساس مطالعه بانک جهانی و سازمان حفاظت محیط‌زیست، استان‌هایی که از حامل‌های انرژی بیشتری استفاده می‌کنند، هزینه‌های اجتماعی بیشتری نیز ایجاد می‌کنند. بطوریکه استان‌های تهران، کرمان، اصفهان، قزوین و گلستان دارای بالاترین هزینه و استان‌های خراسان رضوی، مازندران، قم، خراسان جنوبی و کردستان کمترین هزینه اجتماعی آلوگی به واسطه گاز دی‌اکسیدکربن را متحمل می‌شوند. در صورتی که فاکتور جمعیت نیز در نظر گرفته شود؛ استان‌های گلستان، یزد، آذربایجان غربی، کهکیلویه و قزوین دارای بالاترین هزینه اجتماعی سرانه و استان‌های لرستان، همدان، فارس، البرز و خراسان جنوبی کمترین هزینه اجتماعی سرانه را ایجاد می‌نمایند. در ادامه جهت محاسبه هزینه انتشار دی‌اکسیدکربن به بررسی نحوه عکس‌العمل خانوارها در مقابل این آلاینده پرداخته شده و تمایل به پرداخت خانوارها برای گریز از آثار زیان بار آلودگی ارزیابی می‌گردد. در صورتی که میزان تجهیزات زیست‌محیطی استفاده شده در منازل به عنوان ملاک در نظر گفته شود؛ استان‌های بوشهر، خوزستان، هرمزگان، یزد و ایلام بیشترین تمایل به گریز و استان‌های خراسان رضوی، زنجان، آذربایجان شرقی، کردستان و اردبیل از این لحاظ دارای کمترین مقادیر می‌باشند. در نهایت با استفاده از مدل لگاریتمی دوطرفه قیمت هدانیک، اثرگذاری میزان انتشار دی‌اکسیدکربن بر قیمت هر متر مربع از منازل مسکونی در دوره ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۱ با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی پویا

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

مورد ارزیابی قرار گرفت. بر اساس نتایج رابطه منفی و معنی‌داری بین انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی و قیمت مسکن در استان‌های مختلف وجود دارد. در نتیجه خانوارها تمایل به داشتن هوای پاکیزه را با تمایل به پرداخت مبلغ بالاتر برای منزل مسکونی نیز نشان می‌دهند. بر اساس نتایج استفاده از این روش استان‌های تهران، اصفهان، قزوین، البرز و مرکزی دارای بیشترین تمایل به پرداخت و استان‌های ایلام، سیستان، خراسان شمالی، یزد و کهکیلویه دارای کمترین تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی می‌باشند. در ادامه با توجه به اینکه نتایج سه روش بررسی شده یکسان نمی‌باشد نتایج این سه روش با استفاده از الگوی خودتوضیحی برداری مورد مقایسه قرار گرفت و مشاهده گردید که افزایش هزینه‌های اجتماعی آلودگی باعث افزایش تمایل به پرداخت جهت دسترسی به هوای پاکیزه و افزایش سهم هزینه‌ای تجهیزات مورد استفاده در منازل جهت گریز از آثار زیان‌بار آلودگی شده است. همچنین افزایش تمایل به دریافت هوای پاکیزه باعث افزایش استفاده از تجهیزات مبارزه با آلودگی شده است. در پایان می‌توان بیان نمود که با توجه به اینکه هزینه‌های اجتماعی آلودگی در مناطق مختلف کشور یکسان نمی‌باشد؛ ضرورت دارد تا سیاست‌های متفاوتی به منظور افزایش کارایی سیاست‌گذاری در مناطق مختلف ایران اعمال گردد. بطوریکه با توجه به اینکه در این تحقیق تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان‌بار دی‌اکسیدکربن به تفکیک مناطق مختلف محاسبه گردیده؛ می‌توان این ارقام را به عنوان قیمت آن در نظر گرفت و به اندازه آن مالیات بر کربن در مناطق مختلف نمود و عایدات حاصل از آن نیز صرف پاکسازی آلاینده‌های زیست محیطی در آن مناطق گردد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

منابع

حسن شاهی، مرتضی (۱۳۸۱)، "تخمینی از خسارت‌های اقتصادی آلودگی هوا در شهر شیراز"، *رساله دکتری*، دانشگاه اصفهان.

حسینی، نونا و محمد مزرعتی (۱۳۸۳)، "برآورد هزینه‌های اجتماعی ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی بر سلامت ساکنان تهران"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال اول، شماره۳.

دیکسون و همکاران (۱۳۸۴)، *تحلیل اقتصادی پیامدهای محیط‌زیست* ، ترجمه فرزام پوراصغر سنگاچین، علیرضا صالح، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

رحیمی، نسترن ؛ نرگس کارگری؛ حسن صمدیار و محمد نیکخواه منفرد (۱۳۹۳)، "تعیین هزینه‌های اجتماعی (خارجی) انتشار SO2، NOX و CO2 در بخش انرژی کشور (نیروگاه‌ها)"، *علوم و تکنولوژی محیط‌زیست* ، دوره ۱۶، شماره ۳.

رنجبر فلاح، محمد رضا و سمیه باهوش کیوانی (۱۳۹۲)، "برآورد هزینه های اقتصادی انتشار گازهای آلاینده (NOx,SO2,CO2) از بخش انرژی بر تولید ناخالص داخلی ایران"، *فصلنامه علوم و مهندسی محیط‌زیست*، مقاله ۶، شماره ۵۵، صص ۵۷-۶۹ .

صادقی، سید کمال (۱۳۸۶)، "برآورد خسارتهای ناشی از آلودگی هوا (مطالعه موردی:کلان شهر تبریز در سال ۱۳۸۴) "، *رساله دکتری*، دانشگاه اصفهان.

صادقی، سید کمال؛ خوش اخلاق، رحمان؛ عماد زاده، مصطفی و رحیم دلالی اصفهانی (۱۳۸۷)، "تأثیر آلودگی هوا بر ارزش مسکن (مطالعه موردی: کلان شهر تبریز)"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۷، صص ۱۷۹ تا ۱۹۹.

وزارت نیرو (۱۳۹۱)، *ترازنامه انرژی*، معاونت امور برق و انرژی.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

Bikel Peter, Rainer Friedrich (2001), "Toward an Evidence-Based Charging Policy for Transporting Infrastructure", *Institut fur Energiesysteme und Raionelle Energeanwendung*, Universitat Stuttgart.

Boules, T. , Gagne, R. and Lanoie, P. (1997), "Living on a Noisy and Dusty Street: Iimplications for Environmental Evaluation", *Montereal*.

Boyle, M. A. and Kiel, K. A. (2001), "A Survey of House Price Hedonic Studies of the Impact of Environmental Externalities", *Journal of Real Estate Literature*, 9(2), pp.117-144.

Cameron T, (1988), "Anewparadigm for Valuing Non-market Goods Using Referendum Data: Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic Regression", *J Environ Econ Manage*, No. 15, pp. 355–379.

Corrigan, Jay R, Catherine L. Kling and Jinhua Zhao (2008), "Willingness to Pay and the Cost of Commitment:An Empirical Specification and Test", *Environ Res Econ*, No. 31, pp. 35–45.

Delucchi A.Mark et al (2001), "The Health and Visibility Cost of Air Pollution: a Comparison of Estimation Methods", *Journal of Environmental Management*, No.64, pp.139- 152.

Freeman, A.Myrick (2003), The Measurement of Environmental and Resource Values" *Theory and Methods*, Resources For The Future, Washington DC.

Geoghegan, J. , Wainger, L. A. and Bockstael, N. E. (1997), "Spatial Landscape Indices in a Hedonic Framework", *An Ecological Economics Analysis Using GIS.*, 23(3), pp. 251-264.

Griliches, Z. (1971), *Price Indexes and Quality Change. Cambridge, Mass*, Harvard University Press.

IPCC (2013), *Fifth Assessment Report - Climate Change*, www.ipcc.ch/report.

Israel, Debra and Arik Levinso (2004), "Willingness to Pay for Environmental Quality: Testable Empirical Implications of the Growth and Environment Literature", *Policy*, Vol 3, Issue 1.

John, A. and R. Pecchenino (1994), "An Overlapping Generations Model of Growth and the Environment" *The Economic Journal 104*, pp.1393-1410.

Kiel, K. (2006), "Environmental Contamination and House Values", *College Of The Holy Cross , Department of Economics Faculty Research Series* , Paper No. 06-01.

Kim, C. W., Phipps, T. T., and Anselin, L. (2003), "Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach", *Journal of Environmental Economics and Management*, No. 45, pp. 24-39.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]

Murdoch, J. C. and Thayer, M. J. (1988), "Hedonic Price Estimation of Variable Urban Air Quality", *Journal of Environmental Economics and Management*, 15(2), pp.143-46.

Pearce, D., whittington, F, Georgiou, S, . and Moan D (1995), "Economic Values and Environment in the Developing Word", *A report to united nation*.

Rochedo, Pedro and et al (2016), "Carbon Capture Potential and Costs in Brazil", *Journal of Cleaner Production*, Vol 131, pp. 280–295.

Rosen, S.(1974), "Hedonic Prices and Implicit Markets:Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 82(1), pp.34-55.

Shihomi Ara, B.A., M.A.(2007), *The Influence Of Water Quality On The Demand For Residental Development Around Lake Erie*.

Skovsgaard Aidt, Toke and Jesus College (2004), *The Rise of Environmentalism, Pollution Taxes and Intra-industry Trade*, University of Cambridge, Faculty of Economics, Austin Robinson Building,

Smith, V. K. and Huang, J. (1995), "Can Markets Value Air Quality? A Metaanalysis of Hedonic Property Value Models", *Journal of Political Economy*, 103(1), pp. 209-227.

Stokey, Nancy L. (1998), "Are There Limits to Growth?", *International Economic Review*, No. 39, pp. 1- 31.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2024-04-16]