فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره‌ی ۱۵. شماره‌ی ۲. تابستان ۱۳۹۷. صص ۵۰- ۲۳

محاسبه‌ی میزان تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان‌بار آلودگی به تفکیک استان‌های مختلف در ایران با استفاده از الگوی هدانیک ارزش منازل مسکونی

علی اصغر سالم [*] و مهدی اکابری تفتی [**]

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۱۱/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۳/۲۰

چکیده

در این پژوهش با بهره‌گیری از الگوی قیمت هدانیک، میزان تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان‌بار انتشار دی اکسید کربن به‌عنوان نماینده‌ی آلاینده‌ها به تفکیک استان‌های مختلف ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۱ -۱۳۸۰ اندازه‌گیری شده است. به این منظور پس از محاسبه‌ی میزان انتشار دی اکسید کربن به روش غیرمستقیم، با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته، عوامل مؤثر بر ارزش منازل مسکونی به تفکیک استان‌های مختلف تخمین زده شده است. جهت تخمین از فرم لگاریتمی دوطرفه استفاده شده و قیمت ضمنی یا تمایل به پرداخت برای کیفیت محیط زیست به‌عنوان یکی از عوامل کیفی اثرگذار بر قیمت مسکن محاسبه شده است. بر اساس نتایج تحقیق، تفاوت میزان تمایل به پرداخت در استان‌های مختلف معنی‌دار است؛ لذا می‌توان بیان کرد که ترجیحات خانوارها در استان‌های مختلف نسبت به آلودگی، غیرهمگن است و این امر لزوم اجرای سیاست‌های نامتوازن در زمینه‌ی قیمت‌گذاری بر آلاینده‌ها را نشان می‌دهد.

طبقه بندی JEL: D10، D62، H23، Q52، Q53، Q58

واژه‌های کلیدی: *هزینه‌ی اجتماعی آلودگی، میزان تمایل به پرداخت، الگوی قیمت هدانیک، گشتاورهای تعمیم یافته، فرم لگاریتمی دوطرفه.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[*] استادیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی. تهران. ایران. (نویسنده‌ی مسئول).
(Salem207@yahoo.com)
[**] استادیار گروه علوم اقتصادی. دانشکده‌ی علوم انسانی. دانشگاه میبد. میبد. ایران.

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 شود. جهت اجرای موفق این سیاست‌ها، می‌بایست ارزش هوای پاک یا عدم انتشار آلودگی از نظر بهره‌مندان آن اندازه‌گیری شود. اهمیّت این موضوع بدان دلیل است که تولید و مصرف انرژی موجب بروز آثار خارجی می‌شود و در نتیجه آن ناکارایی در اقتصاد به وجود می‌آید؛بنابراین به‌منظور رفع ناکارایی در اقتصاد و جلوگیری از شکست بازار، در ابتدا می‌بایست هزینه‌های خارجی انتشار آلودگی را اندازه‌گیری کرد و در مرحله‌ی بعد با اعمال سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی مناسب، این هزینه‌های خارجی را به درون بنگاه مسبب آن تحمیل نمود. این هزینه‌های خارجی همان ارزش هوای پاک است.

جهت اندازه‌گیری هزینه‌های خارجی می‌توان از دو رویکرد متفاوت مستقیم و غیرمستقیم استفاده کرد. در روش مستقیم از افراد در مورد ترجیحاتشان در مورد آلودگی سؤال می‌شود و در روش غیرمستقیم با توجه مشاهده رفتارهای افراد در بازارهای واقعی، هزینه‌ی آلودگی استنتاج می‌شود.

در این پژوهش با استفاده از روش غیرمستقیم و بررسی نحوه‌ی اثرگذاری میزان آلاینده‌های زیست‌محیطی بر ارزش منازل مسکونی در مناطق مختلف، هزینه‌های خارجی انتشار آلودگی تخمین زده می‌شود. مسئله مهمی که در این تحقیق بررسی می‌شود، این است که آیا این هزینه‌ها در تمام مناطق ایران یکسان است و یا هزینه‌های اجتماعی آلودگی هوا در مناطق مختلف ایران متفاوت است. در صورتی که این هزینه‌ها در نقاط مختلف غیریکسان باشد، اعمال سیاست‌های یکسان در زمینه‌ی کنترل آلودگی منطقی نیست.

بر این اساس جهت دستیابی به اهداف، این مقاله در پنج بخش سازمان‌دهی می‌شود. پس از مقدمه در بخش مبانی نظری پژوهش، روش‌های مختلف اندازه‌گیری هزینه‌های اجتماعی آلودگی بیان شود. در بخش سوم مدل تحقیق بیان می‌شود و بر اساس آن در بخش چهارم میزان هزینه اجتماعی آلاینده دی اکسید کربن به عنوان نماینده‌ی سطح آلودگی به تفکیک استان‌های ایران محاسبه شده و پس از آن در بخش پنجم نتایج پژوهش بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

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 آن‌ها را محاسبه کرد. در اکثر گزارش‌های 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 محاسبه‌ی قیمت کالاهای زیست محیطی کرده‌اند (پیرس[3] و همکاران، ۱۹۹۵). 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[4])؛ 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 (همان، 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 شد روش‌های مختلفی جهت محاسبه هزینه اجتماعی انتشار آلودگی وجود دارد. در ادامه به سه روش مختلف محاسبه‌ی این نوع هزینه‌ها اشاره می‌شود. در روش اول رفتار اقتصادی افراد نسبت به آلودگی مورد بررسی قرار نمی‌گیرد؛ بلکه بر اساس میزان خسارت تحمیل شده به واسطه‌ی انتشار آلاینده‌های زیست محیطی، قیمت واقعی هوای پاک محاسبه می‌شود. در روش‌های

[1] Stated Perference
[2] Revealed Preference
[3] Pearce Et Al
[4] Contingent Valuation Method (Cvm)

ترجیحات بیان شده و آشکار شده، رفتار اقتصادی افراد ملاک محاسبه قیمت واقعی هوای پاک است. .

۲- ۱- مطالعات صورت گرفته به منظور محاسبه‌ی 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 برای به دست آوردن هزینه‌ی آلودگی، میزان خسارت آلودگی هوا بر افراد ساکن در هر منطقه محاسبه می‌شود. یکی از اولین پژ.هش‌ها در این زمینه را بانک جهانی در سال ۱۹۹۱ میلادی در مکزیک انجام داد. در این پژوهش مشخص شد هزینه‌های سالانه‌ی ناشی از آلودگی هوا در شهر مکزیکوسیتی، بیش از یک میلیارد دلار است؛ البته با توجه به اینکه در این پژوهش فقط خسارت‌های آلودگی، نظیر هزینه‌های درمانی و میزان دستمزدهای از دست رفته محاسبه شده و هزینه‌های مستقیم اقتصادی عدم رضایت افراد (برای مثال ناراحتی‌های روحی، هزینه فرصت زمان از دست رفته) لحاظ نشده؛ از میزان هزینه‌ی واقعی پایین‌تر است (دیکسون و همکاران، ۱۳۸۴).

یکی از دقیق‌ترین و مشهورترین پژوهش‌ها در زمینه‌ی محاسبه‌ی هزینه‌ی انتشار آلودگی با مشارکت پژوهشگران ۱۲ کشور عضو اتحادیه‌ی 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 (سوخت‌های فسیلی، سوخت هسته‌ای و سوخت‌های تجدیدپذیر) در اروپا به اجرا درآمد. گزارش فاز اول این پروژه، برای تحلیل اقتصادی هزینه‌های اجتماعی و محیط‌زیستی گزینه‌های مختلف تولید برق طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰ منتشر شد. نتایج این پژوهش ضرورت استفاده از سیستم حسابداری سبز و در نظر گرفتن هزینه‌های زیست‌محیطی تولید انرژی را بیان کرده است (بیکل و فریدریچ، ۲۰۰۱)[5].

[5] Bickel & Friedrich

دولوچی[۶] (۱۹۹۶) و مورفی[۷] (۱۹۹۹) از روش تابع خسارات چند مرحله‌ای برای تخمین هزینه‌های درمانی میزان آلودگی هوا در ایالات متحده استفاده کردند. آن‌ها در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که هزینه‌های درمانی ناشی از آلودگی هوا در هر منطقه، تابعی از مقدار انتشار، کیفیت هوا، خصوصیات و ویژگی‌های جمعیت است. 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. براساس این مطالعات، مشخص شد که اکسیدهای گوگرد، اکسیدهای ازت و ریزگردها عامل به‌وجود آورنده‌ی ۹۵ درصد از خسارات هستند. مرگ و میرهای ناشی از ذرات جامد معلق نیز در ایجاد ۷۰ درصد خسارت نقش دارند (دولوچی، ۲۰۰۱).

استرو[۸] در سال ۱۹۹۴، خسارات اقتصادی ذرات جامد معلق را با استفاده از روش هزینه بیماری اندازه‌گیری کرد. وی با استفاده از آنالیز رگرسیون، ضرایب مرتبط را تعیین و سپس تغییرات غلظت 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. بر طبق نتایج این پژوهش، بخشی از درآمد خانوارها به‌منظور جبران زیان‌های آلودگی هزینه می‌شود (دیکسون و همکاران، ۱۳۸۴).

در خلال سال‌های گذشته، موضوع ارزش‌گذاری اقتصادی منابع محیط‌زیستی به‌طور عام و برآورد خسارات اقتصادی 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

---

[6] Delucchi
[7] Murphy
[8] Astro

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 سیاست های انرژی» برای سال ۲۰۰۰ و سال ۲۰۱۹ انجام داد. براساس این پژوهش، 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 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.

وزارت نیرو نیز در گزارش ترازنامه‌ی انرژی خود با استفاده از ضرایب انتشار سایر کشورها، هزینه‌های اجتماعی ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی را برآورد کرده و به صورت سالانه منتشر می‌کند. براساس گزارش ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۱، کل هزینه‌های اجتماعی گازهای منتشر شده از بخش‌های عمده‌ی مصرف‌کننده انرژی برای پنج گاز آلاینده هوا[۹] و گاز گلخانه‌ای دی‌اکسیدکربن، معادل ۱۰۲۶۵۰میلیارد ریال برآورد شده است (ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۱).

۲- ۲- مطالعات صورت گرفته به منظور محاسبه هزینه اجتماعی آلودگی به روش مستقیم

در ادامه برخی از مطالعاتی که هزینه‌های اجتماعی آلودگی را به روش پرسش‌نامه‌ای (پرسش مستقیم از افراد در مورد خسارت آلودگی) محاسبه کرده‌اند، ارائه می‌شود. 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[۱۰] (۱۹۸۸) انجام شده است؛ وی تمایل به پرداخت را به صورت یک انتخاب دو بخشی تعریف می‌کند که فرد پرسش شونده i در صورتی که بله را انتخاب کند ($Y_i = 1$) خواستار افزیش کیفیت زیست‌محیطی

[۹] شامل Nox, SO2, CO, CH, SPM

[10] Cameron

خواهد بود و تمایل دارد که هزینه‌ی اعمال سیاست کاهش آلاینده را پرداخت کند. بر این اساس در صورتی که تمایل به پرداخت به صورت معادله زیر تعریف شود:

$$WTP = \beta' X_i - \gamma D_i^{Delay} + \varepsilon_i \quad (۱)$$

می‌توان بیان کرد:

$$\begin{aligned} Pr(Y_i = 1) &= Pr(WTP_i \geq T_i) \\ &= Pr(\beta' X_i - \gamma D_i^{Delay} + \varepsilon_i \geq T_i) \\ &= Pr(\beta' X_i - \gamma D_i^{Delay} + k u_i \geq T_i) = 1 - Pr(u_i \leq \frac{1}{k} T_i - \frac{\beta'}{k} X_i - \frac{\gamma}{k} \gamma D_i^{Delay}) \end{aligned} \quad (۲)$$

به‌طوری‌که T_i قیمت سیاست که i با آن مواجه است، WTP میزان تمایل به پرداخت برای افزایش کیفیت هوا، Pr احتمال جواب مثبت، X_i برداری است که نشان دهنده‌ی خصوصیات اجتماعی و اقتصادی، D_i^{Delay} بردار متغیر مجازی است که نشان دهنده‌ی پتانسیل به تأخیر انداختن تصمیمات و ε_i جمله اخلال است؛ همچنین هزینه‌ی تعهد[11] برابر γD_i^{Delay} است. در نهایت با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی مقدار تمایل به پرداخت تخمین‌زده شده به صورت زیر خواهد بود.

$$\widehat{WTP_i} = \frac{\left(\frac{\widehat{\beta'}}{k}\right) X_i - \left(\frac{\widehat{\gamma}}{k}\right) D_i^{Delay}}{\left(\frac{\widehat{1}}{k}\right)} \quad (۳)$$

معادله‌ی فوق نشان می‌دهد که خصوصیات اقتصادی و اجتماعی و سلیقه‌ی افراد بر روی تمایل به پرداخت برای افزایش کیفیت هوا اثرگذار است (کامرون، ۱۹۸۸).

جان و پچنینو[12] (۱۹۹۴) با استفاده از مدل نسل‌های هم‌پوشان[13]، کیفیت زیست‌محیطی را به عنوان 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 کردند؛ به‌طوری‌که در صورتی که تعادل در

[11] The Commitment Cost
[12] John and Pecchenino
[13] An Overlapping Generations Model

نقاط مرزی با سرمایه‌گذاری صفر بر روی کیفیت محیط زیست صورت بگیرد، کیفیت محیط زیست در حداکثر خود قرار خواهد داشت و نقاط بهینه‌ی داخلی آن دارای سطح مثبتی در سرمایه‌گذاری بر روی محیط زیست قرار خواهد داشت (جان و پچنینو، ۱۹۹۴).

استوکی[14] (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.

$$u(C.P) = v(C) - h(P) \quad (۴)$$

به‌طوری‌که C مصرف، P سطح آلودگی و $\mathrm{v(C)}$ و $h(P)$ توابع مطلوبیت فرعی هستند. استوکی فرض می‌کند که مصرف تابعی از درآمد بالقوه (M) با توجه به نوع تکنولوژی است که نوع تکنولوژی با $\theta \in (0.1)$ بیان می‌شود. در صورتی که آلاینده‌ترین نوع تکنولوژی استفاده شود میزان θ برابر یک است. مصرف برابر θM و آلودگی برابر $P = \emptyset(\theta)M$ است، 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.

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

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

عزرائیل و لوینسون[15] (۲۰۰۴) در پژوهشی تمایل به پرداخت برای کیفیت محیط زیست را محاسبه کردند، در این پژوهش سطح تمایل به پرداخت در بین خانوارها و کشورهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته 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

[14] Stokey
[15] Debra Israel and Arik Levinso

در دوره‌ی مورد مطالعه، به‌طور معنی‌داری کاهش یافته است. خانوارهای کشورهای فقیر نیز دارای سطح آلودگی پایینی هستند؛ ولی خانوارهای کشورهای دارای سطح درآمد متوسط دارای آلودگی بالا می‌باشند؛ بنابراین رابطه‌ی سطح آلودگی و تولید سرانه به شکل U وارونه است.؛ هر چند این موضوع در مطالعات گذشته نیز به اثبات رسیده است؛ ولی روش آزمون آن متفاوت است. به‌طوری‌که اثبات این موضوع در این مطالعه با استفاده از تمایل به پرداخت مردم جهت پاکسازی محیط زیست انجام شده؛ ولی در مطالعات گذشته بر اساس آمار و اطلاعات بین‌المللی این امر به اثبات رسیده است (عزرائیل و لوینسون، ۲۰۰۴).

اسکوگارد[16] (۲۰۰۴) تمایل به پرداخت را بر اساس نوع ترجیحات افراد نسبت به محیط زیست به طور جداگانه محاسبه کرده است. 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 است. تابع مطلوبیت به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_j = u_j\left(C_x^j + C_y^j\right) - \beta_j \frac{E_j^2}{2} \qquad (۶)$$

در معادله‌ی فوق C_x^j میزان مصرف کالای x و C_y^j میزان مصرف کالای y و $u_j' > 0$ و $u_j'' < 0$ و $\beta_j > 0$ است. $\beta_j \frac{E_j^2}{2}$ نشان‌دهنده‌ی خطرات زیست‌محیطی است که شهروندان کشور j با آن مواجه هستند. تابع مطلوبیت برای دوست‌داران محیط زیست به صورت زیر است:

$$U_j^E = U_j - \delta_j \frac{E_{-j}^2}{2} \;.\; \delta_j > 0 \qquad (۷)$$

به‌طوری‌که $\delta_j \frac{E_{-j}^2}{2}$ نشان دهنده‌ی عدم مطلوبیت ناشی از آلودگی کشورهای همسایه که متوجه دوست‌داران محیط زیست می‌شود. سرمایه‌داران نیز به دنبال حداکثر کردن تابع درآمد خود، I_j^i هستند، تابع مطلوبیت هر سه گروه به صورت زیر خواهد بود:

[16] Skovsgaard

$$u_j^i = I_j^i + CS_j(P_j) - \beta_j \frac{E_j^2}{2} - \tau\delta_j \frac{E_{-j}^2}{2} \quad (۸)$$

به‌طوری‌که τ شاخصی است که در صورتی فرد مورد مطالعه، دوستدار محیط زیست (i=E) باشد، مقدار یک را دارا خواهد بود و در غیر این صورت این مقدار صفر است (اسکوگارد، ۲۰۰۴).

کوریگان[17] 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:

$$U(m_1.g_1) + \beta U(m_2.g_2) \quad (۹)$$

به‌طوری‌که m_t درآمد در دوره t ، g_t نشان دهنده‌ی کیفیت محیط زیست است، $t = 1.2$ و β عامل تنزیل است. فرض شده است که اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی، باعث افزایش کیفیت محیط زیست می‌شود با در نظر گرفتن نااطمینانی عوامل نسبت به کالاهای محیط‌زیستی، g مقداری تصادفی با تابع توزیع $F_0(g)$ خواهد داشت و EU_1 نشان دهنده تابع مطلوبیت انتظاری عوامل از خرید g در دوره‌ی جاری با قیمت P بوده به صورت زیر بیان می‌شود:

$$EU_1(P) = EG(U(m_1 - P.g) + \beta\, U(m_2.g) \quad (۱۰)$$

به‌طوری‌که $EG(.)$ نشان دهنده‌ی سطح انتظاری g است. در ادامه بسته‌ی اطلاعاتی که عوامل اقتصادی در هر دوره با آن تصمیم‌گیری می‌کنند به صورت S معرفی شده و بر اساس آن نوع تصمیم‌گیری محاسبه می‌شود.

جهت محاسبه‌ی تمایل به پرداخت برای افزایش کیفیت محیط زیست از معادله ۱۰ نسبت به g مشتق گرفته می‌شود و با ساده‌سازی آن تمایل به پرداخت به صورت رابطه خطی زیر ارائه می‌شود:

$$WTP_i = \beta' X_i - \gamma D_i^{Delay} + \varepsilon_i \quad (۱۱)$$

که D_i^{Delay} برداری است که نشان‌دهنده‌ی خصوصیات اجتماعی اقتصادی، X_i بردار متغیر مجازی است که نشان‌دهنده‌ی پتانسیل به تأخیر انداختن مصرف حال و ε_i جمله اخلال است (کوریگان، ۲۰۰۸)

[17] Corrigan

۲- ۳- مطالعات صورت گرفته به منظور محاسبه هزینه اجتماعی آلودگی به روش غیر مستقیم بر اساس رجحان آشکار شده

در این پژوهش، به‌منظور محاسبه‌ی هزینه‌ی اجتماعی آلودگی بر اساس رجحان آشکار شده از روش قیمت هدانیک استفاده شده است. مفهوم روش قیمت هدانیک، بر پایه نظریات گریلیچز[18] (۱۹۷۱) و روزن[19] (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 علاقه‌ی 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، مونواکسیدکربن) و مشخصه‌های دیگر است؛ به‌طور مثال، مشتری ممکن است مایل باشد مبلغ زیادتری برای خرید خانه‌ای که دور از آلودگی هوا باشد، بپردازد؛ درحالی‌که مشخصه‌های دیگر ثابت نگه‌داشته شود (صادقی، سید کمال، ۱۳۸۶). به عقیده‌ی 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[20]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.

اسمیت و هونگ[21] در سال ۱۹۹۵ خلاصه‌ای از پنجاه مطالعه تحلیل هدانیک را که برای شهرهای ایالت متحده در طول سال‌های ۱۹۶۷ تا ۱۹۸۸ انجام شده بود،

[18] Griliches
[19] Rosen
[20] Bid Function
[21] Smith And Huang

تهیه کردند. در این پژوهش، مدل تحلیل متا[۲۲] جامع هدانیک ارزش املاک برای بررسی تأثیر کیفیت هوا در بازار مسکن از طریق اندازه‌گیری تراکم ذرات ریز معلق در هوا به کار گرفته شد. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که تمایل نهایی به پرداخت[۲۳] به ازای یک واحد کاهش در ذرات معلق بین صفر تا ۹۸ دلار متغیر است (فریمن[۲۴]، ۲۰۰۳).

مرداک و تیر[۲۵] در سال ۱۹۸۸ در پژوهشی با عنوان معادله قیمت هدانیک کیفیت هوای شهری، به آزمون فرضیه اعتبار استفاده از میانگین‌های آلودگی هوا در مدل هدانیک در مقابل فرضیه مربوط به استفاده از احتمالات مربوط به سطوح آلودگی هوا اقدام کردند.

بولس[۲۶] و همکارانش در سال ۱۹۹۷ با انجام پژوهشی با عنوان زندگی در خیابان‌های شلوغ و خاک‌آلوده (راهبردهایی برای ارزیابی محیط زیست) با استفاده از مدل هدانیک برای ارزشیابی مطلوبیت و لذت خاطر محیط زیست سالم و غیرسالم پرداختند. در این پژوهش از دو روش مقایسه بین خانه‌های واقع در یک محله‌ی شلوغ و آلوده و خانه‌های واقع در یک محله‌ی ساکت و تمیز و نیز بررسی اثرات آلودگی هوا و آلودگی صوتی بر روی مسکن استفاده شده است. بر اساس نتایج پژوهش آن‌ها، کمیت‌های زیست محیطی قادر به توضیح قیمت مسکن بوده است (بولس، ۱۹۹۷).

آئوژانگ، ونگر و بوکستایل[۲۷] در سال ۱۹۹۷، در پژوهشی با به کارگیری دو شاخص برای چشم‌اندازهای محیطی از مدل هدانیک فضایی برای توضیح ارزش‌های مسکونی در ناحیه‌ای تا شعاع ۳۰ مایلی واشنگتن دی‌سی استفاده کردند. بر طبق یافته‌های تحقیق، جاذبه‌های زیست‌محیطی بر روی قیمت مسکن اثرگذار بوده است (آئوژانگ، ونگر و بوکستایل،۱۹۹۷).

بویل و کیل[۲۸] (۲۰۰۱) با بررسی پژوهش‌های انجام شده برای دوازده شهر ایالت متحده، به این نتیجه رسیدند که اثر منفی و اصلی آلودگی هوا بر ارزش

---

[22] Meta-Analysis
[23] Marginal Willingless To Pay (MWTP)
[24] Freeman
[25] Murdouch And Thayer
[26] Boules
[27] Geoghegan,Wainger And Bockstael
[28] Boyle And Kiel

املاک آشکار بوده و تمایل به پرداخت افراد برای بهبود کیفیت هوا بر این امر دلالت دارد.

کیم، فیپس و انسیلین (۲۰۰۳)[۲۹] نیز از طریق ترکیب شیوه‌های اقتصادسنجی 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[۳۰] 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 کرد 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، به بیان دیگر، افراد در انتخاب منزل مسکونی به کیفیت زیست‌محیطی اهمیت می‌دهند؛ همچنین، بخش‌بندی بازار مسکن نشان می‌دهد که تمایل به پرداخت برای حفظ و بهبود کیفیت هوا در خانوارهای با درآمد بالا که واحدهای وسیع خانگی را اشغال کرده‌اند، نسبت به خانوارهای کم درآمد ساکن در واحدهای کوچک، بیشتر است. افزون بر این، سطح تحصیلات خانوارها نیز بر تمایل به پرداخت آن‌ها مؤثر است.

۳- مدل تحقیق

همان‌طورکه در ادبیات تحقیق بیان شد، هزینه‌های اجتماعی آلودگی را می‌توان بر اساس سه روش مجزا محاسبه کرد. در روش اول هزینه‌های اجتماعی آلودگی بر

[29] Kim,Phips And Anseline
[30] Total Suspended Particulate (tsp)

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 محاسبه‌ی هزینه‌ی اجتماعی آلودگی، به نحوه‌ی رفتار خانوارها نسبت به آلودگی هوا پرداخته می‌شود. انجام این امر می‌تواند به صورت مستقیم و یا غیر مستقیم صورت گیرد. در روش مستقیم از افراد در مورد ترجیحاتشان نسبت به آلودگی پرسشمی‌شود و در روش غیر مستقیم به اطلاعات مصرفی خانوارها رجوع می‌گردد. در این تحقیق با الگوبرداری از ادبیات تجربی بر اساس الگوی قیمت هدانیک، نحوه‌ی اثرگذاری انتشار دی اکسید کربن بر متوسط قیمت یک متر مربع زیربنای واحد مسکونی پرداخته شده و از طریق آن تمایل به پرداخت برای کاهش آن محاسبه می‌شود.

۳-۱ - محاسبه میزان انتشار دی‌اکسید کربن به تفکیک استان‌های مختلف

با توجه به نتایج پژوهشی که به وسیله‌ی هیأت بین دولتی تغییرات آب و هوایی (IPCC[۳۱]) انجام شده، میزان جذب انرژی خورشید به وسیله‌ی گاز دی اکسید کربن ۵ برابر سایر گازهای گلخانه‌ای است و در نتیجه بیشترین خسارت تغییرات آب و هوایی به واسطه‌ی انباشت این گاز رخ می‌دهد. بر این اساس در این مطالعه، تنها هزینه‌ی اجتماعی دی اکسید کربن محاسبه می‌شود؛ بنابراین در ابتدا میزان گاز دی اکسید کربن منتشر شده به تفکیک استان‌های مختلف اندازه‌گیری می‌شود. به این منظور از معادله زیر استفاده می‌شود:

$$\mathrm{CO2}\,_{\mathrm{i}}^{\mathrm{t}} = \sum_{\mathrm{j}} \mathrm{FC}_{\mathrm{iJ}}^{\mathrm{t}} \times \mathrm{NCV_j} \times \mathrm{CC_j} \times \mathrm{FCO_j} \times \mathrm{M} \qquad (۱۲)$$

که در آن $CO2\,_{i}^{t}$ میزان انتشار دی اکسید کربن بر حسب گیگا گرم[۳۲] در استان i و دوره‌ی زمانی t، FC_{iJ}^{t} میزان مصرف سوخت j بر حسب تن[۳۳] در استان i و دوره زمانی t، NCV_j ارزش حرارتی خالص سوخت بر حسب پتا ژول در هر تن[۳۴]، CC_j موجودی کربن سوخت بر حسب گیگا گرم در هر پتا ژول انرژی[۳۵]، FCO_j درصد احتراق کربن که تابع نوع سوخت و M نسبت جرم مولکولی CO_2 به کربن

[31] Intergovernmental Panel on Climate Change
[32] Gg
[33] Ton
[34] Pj/Ton
[35] Gg/Pj

(۴۴/۱۲) است؛ سپس میزان انتشار دی‌اکسید کربن بر حسب گرم در لیتر و گیگا گرم در هر پتا ژول انرژی محاسبه شد. این محاسبات به تفکیک انواع سوخت در جدول شماره‌ی ۱ آورده شده است:

جدول ۱: ضرایب انتشار دی اکسید کربن بر حسب مقدار سوخت استفاده شده و ارزش حرارتی هر سوخت

انواع سوخت	CO2 (gr/Liter)	CO2 (Gg/Pj)
گاز طبیعی[۳۶]	۱۸۹۷/۹	۵۵/۸۲
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: IPCC 1996

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

۳- ۲-ارائه‌ی 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:

$$P = P(H.N.E.D) \qquad (۱۳)$$

که در آن P قیمت فروش یا اجاره‌بهای منزل، H ویژگی‌های ساختاری خانه، N مشخصه‌های محلی، E ویژگی‌های زیست‌محیطی و D مشخصه‌های دیگر هستند. چنان‌چه همه‌ی این مشخصه‌ها را با بُردار X نمایش دهیم، شکل عمومی تابع قیمت هدانیک، می‌تواند به صورت رابطه‌ی زیر بیان شود (براچینگر)[۳۷]:

[۳۶] ضریب انتشار گاز طبیعی گرم بر متر مکعب است.

[37] Brachinger,H. Wolfgang

$$P = F(X) \qquad X = (X_1 . X_2 . \dots . X_K . \dots . X_N) \tag{۱۴}$$

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

$$\frac{\partial P}{\partial X_K}(X) = \frac{\partial f}{\partial X_K}(X) \qquad (k = 1. \dots . K) \tag{۱۵}$$

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 رده‌ی بالاتر از مشخصه‌ی مورد نظر وارد شود.

جدول شماره‌ی ۲، انواع شکل‌های تابعی مدل قیمت هدانیک را به همراه مشتق جزئی هریک از شکل‌ها (که نشان‌دهنده‌ی قیمت ضمنی یا تمایل نهایی به پرداخت افراد است) نشان می‌دهد.

جدول ۲: انواع شکل‌های تابع قیمت هدانیک

نوع شکل	معادله	قیمت ضمنی
خطی[۳۸]	$P = \alpha_0 + \sum \beta_i X_i$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i$
شبه لگاریتمی[۳۹]	$Ln\ P = \alpha_0 + \sum \beta_i X_i$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i P$
خطی لگاریتمی[۴۰]	$P = \alpha_0 + \sum \beta_i\ Ln\ X_i$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i / X_{i_i}$
لگاریتمی دو طرفه[۴۱]	$Ln\ P = \alpha_0 + \sum \beta_i\ Ln\ X_i$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i\ P / X_{i_i}$
درجه دوم[۴۲]	$P = \alpha + \sum_{i=1}^{N} \beta_i X_i + 0.5 \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \delta_{i,j} X_i X_j$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i + 0.5 \sum_{i=1}^{N} \delta_{i,j} X_j + \delta_{i,j} X_i$
باکس-کاکس خطی[۴۳]	$P^{(\theta)} = \alpha + \sum_{i=1}^{N} \beta_i X_i^{(\lambda)}$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i X_i^{\lambda-1} P^{1-\theta}$

[38] Linear
[39] Semi-Log
[40] Log-Linear
[41] Double-Log
[42] Quadratic
[43] Linear Box-Cox

باکس-کاکس درجه دوم[۴۴]	$P^{(\theta)} = \alpha + \sum_{i=1}^{N} \beta_i X_i^{(\lambda)} + 0.5 \sum_{i,j=1}^{N} \delta_{i,j} X_i^{(\lambda)} X_j^{(\lambda)}$	$\partial P / \partial X_i = \beta_i (X_i^{\lambda-1} + \sum_{j=1}^{N} \delta_{i,j} X_i^{(\lambda-1)} X_j^{(\lambda)}) P^{1-\theta}$

مأخذ: شیهومی[۴۵] (۲۰۰۷)

توابع درجه‌ی دوم و باکس-کاکس درجه‌ی 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 شود؛ اشکال تابعی ساده‌تر مانند فرم خطی، شبه لگاریتمی، لگاریتمی دو طرفه و باکس-کاکس خطی برای برآورد قیمت ضمنی برتری دارند (صادقی، ۱۳۸۷).

در این پژوهش، تمام حالت‌های مختلف محاسبه و مورد مقایسه قرار گرفته است و فرم لگاریتمی دوطرفه به عنوان شکل مناسب انتخاب شده است؛ بنابراین تابع تخمینی به صورت زیر است:

$$\text{Ln } P = \alpha_0 + \sum \beta_i \text{ Ln } X_i \qquad (۱۶)$$

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

$$\frac{\partial P}{\partial X_i} = \beta_i \frac{P_i}{X_i} \qquad (۱۷)$$

در ادامه ابتدا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته(GMM[۴۶]) داده‌های تابلویی پویا[۴۷] ضرایب β در معادله ۱۶ تخمین زده می‌شود و در نهایت با استفاده از معادله ۱۷ قیمت ضمنی آلودگی هوا محاسبه می‌شود. دلیل استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، مزیت‌هایی همانند لحاظ نمودن ناهمسانی‌ای فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه‌ی آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر خواهد بود. روش گشتاورهای تعمیم یافته داده‌های تابلویی پویا هنگامی که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از تعداد زمان و سال‌ها (T) باشد (N>T) به‌کار برده

[44] Quadratic Box-Cox
[45] Shihomi
[46] Generalized Method Of Moments
[47] Dynamic Panel Data

می‌شود (بوند،۲۰۰۲ ؛ بالتاجی[۴۸] ۲۰۰۸). در این پژوهش نیز تعداد مقاطع (۳۱ استان) بیش از دوره‌ی زمانی ۱۱ ساله تحقیق بوده و خودبستگی در اجزاء اخلال وجود داشته است. بر این اساس از روش گشتاورهای تعمیم یافته در این پژوهش استفاده شده است. دو روش برای برآورد مدل در شیوه‌ی گشتاورهای تعمیم یافته‌ی داده‌های تابلویی پویا وجود دارد. مبنای اولیه‌ی مدل‌های گشتاورهای تعمیم یافته پویا توسط آرلانو – بوند[۴۹] (۱۹۹۱) مطرح شد که روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی مرتبه‌ی اول نامیده می‌شود در سال ۱۹۹۵ آرلانو باور[۵۰] و سال ۱۹۹۸بلوندل- بوند[۵۱] با ارائه‌ی تغییراتی در روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی مرتبه اول، روش گشتاورهای تعمیم یافته 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[۵۲] است که برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد[۵۳]، 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) بیان کردند که در تخمین گشتاورهای تعمیم یافته، باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه‌ی اول AR(1) بوده و فاقد همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) باشند.

۴- نتایج تجربی تحقیق

برای محاسبه‌ی تمایل به پرداخت خانوارها برای گریز از آثار زیان‌بار آلودگی در ابتدا می‌بایست نحوه‌ی اثرگذاری سطح انتشار آلودگی بر ارزش منازل مسکونی بررسی شود؛ همان‌طور که بیان شد، بر اساس روش گشتاور تعمیم یافته داده‌های تابلویی پویا، با تخمین پارامترهای فرم تابعی لگاریتمی دوطرفه معادله فوق، عوامل مؤثر بر قیمت مسکن بررسی می‌شود. متغیرهایی که در انجام این برآورد مورد استفاده قرار گرفته به شرح جدول زیر است:

---

[48] Baltagi
[49] Arrelano & Bond
[50] Arrelano & Bover
[51] Blundell & Bond
[52] Sargent test
[53] Valid Over Identifying restrictions

جدول ۳: متغیرهای مورد استفاده در تحقیق به تفکیک منبع تأمین داده‌ها

منبع	نوع متغیر	علامت اختصاری	نام متغیر
مرکز آمار	متغیر وابسته	HOUSEPVA	متوسط قیمت یک متر مربع زیربنای واحد مسکونی
محاسبات تحقیق	متغیر مستقل	CO2	میزان انتشار دی‌اکسید کربن به تفکیک استان
مرکز آمار	متغیر مستقل	BOTON	سهم ساختمان‌های فلزی و بتن آرمه در هر استان
مرکز آمار	متغیر مستقل	TEMP	تفاوت میانگین دمای هر استان از میانگین کشور
مرکز آمار	متغیر مستقل	RAIN	مجموع بارش سالانه در هر استان

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای انجام تخمین رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل، ابتدا پایایی متغیرها بررسی می‌شود. به منظور بررسی پایایی متغیرها از خلاصه آزمون ریشه واحد lm پسران- شین[۵۴] استفاده شده است که با توجه به کوتاهی دوره‌ی زمانی و استفاده از فرم لگاریتمی متغیرها در مدل تمام متغیرها پایا هستند. نتایج آزمون پایایی به صورت جدول زیر ارائه می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون پایایی متغیرهای مورد بررسی در تحقیق

نام متغیر	مقدار آماره پسران - شین	درجه خطا
LOG(CO2)	-۴/۲۸۱۸۳	۰/۰۰۰۰
LOG(HOUSEPVA)	-۲/۰۴۷۹۳	۰/۰۲۰۳
LOG(BOTON)	-۶/۲۸۳۷۳	۰/۰۰۰۰
LOG(TEMP)	-۱۵/۴۷۲۱	۰/۰۰۰۰
LOG(RAIN)	-۱۰/۰۶۱۷	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی پایایی و آزمون هاسمن مدل شیب یکسان در دوره‌ها و عرض از مبدأ متفاوت انتخاب شد و بر این اساس نتایج تخمین به صورت جدول زیر ارائه می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[54] Im, Pesaran and Shin unit root test

جدول ۵: 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	Dependent Variable: LOG(HOUSEPVA)			
متغیر ابزاری	@DYN(LOG(HOUSEPVA) ,-2)			
درجه خطا	آماره t استیودنت	انحراف معیار	شیب	متغیرهای مستقل
۰/۰۰۰۰	۲۴/۴۴۴۴۶	۰/۰۲۶۹۰۲	۰/۶۵۷۵۹۸	LOG(HOUSEPVA(-1))
۰/۰۰۰۰	-۱۳/۲۷۱۷	۰/۰۲۴۵۳۹	-۰/۳۲۵۶۷۶	LOG(CO2)
۰/۰۰۰۰	-۲۸/۹۶۸۸۶	۰/۰۱۸۶۳۲	-۰/۵۳۹۷۶۱	LOG(RAIN)
۰/۰۰۰۳	۳/۶۶۱۳۰۴	۰/۲۱۱۰۲۶	۰/۷۷۲۶۳۱	LOG(BOTON)
۰/۰۰۰۰	-۲۰/۵۶۴۵۹	۰/۰۸۰۴۵۲	-۱/۶۵۴۴۶۳	LOG(TEMP)
۰/۳۶۰۱۸۷	خطای آماره J استیودنت		۲۷/۹۶۴۹۲	آماره J استیودنت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این تخمین با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون جی استفاده می‌شود در این آزمون فرضیه‌ی صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. مقدار احتمال آماره‌ی آزمون برابر مقدار ۳۱/۲۴ است؛ بنابراین همان‌طوری که مشاهده می شود، فرضیه‌ی 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؛ بنابراین بر اساس نتایج تخمین به روش داده‌های تابلویی پویا می‌توان بیان کرد که قیمت مسکن در مناطق مختلف، رابطه‌ی منفی با سطح دی اکسید کربن دارد. بر این اساس می‌توان بیان کرد 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 دی اکسید کربن نشان می‌دهند. قیمت ضمنی یا تمایل به پرداخت برای هر یک از عوامل مورد بررسی به صورت معادله‌ی زیر محاسبه شده است.

$$\frac{\partial p}{\partial X_i} = \frac{\beta_i P_i}{X_i} \qquad (۱۸)$$

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

جدول ۶: تمایل به پرداخت برای دریافت هوای سالم به تفکیک مناطق مختلف به ترتیب نزولی (هزار ریال به ازای هر متر مربع منزل مسکونی)

آزمون t اختلاف با میانگین	تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی کربن به ازای هر متر مربع منزل مسکونی (هزار ریال)	استان	رتبه
۲۵/۷۲	۷۰۵۴	تهران	۱
۵/۳۲	۳۱۱۰	اصفهان	۲
۳/۴۵	۲۷۴۷	قزوین	۳
۲/۶۵	۲۵۹۴	البرز	۴
۲/۳۲	۲۵۳۰	مرکزی	۵
۲/۰۵	۲۴۷۷	فارس	۶
۱/۶۶	۲۴۰۲	خراسان جنوبی	۷
۱/۶۱	۲۳۹۲	آذربایجان شرقی	۸
۱/۲۲	۲۳۱۸	قم	۹
۰/۹۳	۲۲۶۱	همدان	۱۰
۰/۷۱	۲۲۱۹	گیلان	۱۱
۰/۲۵	۲۱۳۰	زنجان	۱۲
۰/۰۴	۲۰۸۸	سمنان	۱۳
-۰/۶	۱۹۶۴	خوزستان	۱۴
-۰/۹۴	۱۸۹۹	بوشهر	۱۵
-۱/۰۷	۱۸۷۴	هرمزگان	۱۶
-۱/۳۱	۱۸۲۷	کردستان	۱۷
-۱/۳۹	۱۸۱۲	مازندران	۱۸
-۱/۴۸	۱۷۹۵	چهارمحال	۱۹
-۱/۸	۱۷۳۴	گلستان	۲۰
-۱/۸۲	۱۷۳۰	کرمانشاه	۲۱
-۱/۸۶	۱۷۲۲	اردبیل	۲۲
-۲/۲۹	۱۶۳۷	لرستان	۲۳
-۲/۶۵	۱۵۶۷	خراسان رضوی	۲۴
-۳/۳۴	۱۴۳۵	کرمان	۲۵
-۳/۸۱	۱۳۴۴	آذربایجان غربی	۲۶
-۳/۸۴	۱۳۳۹	ایلام	۲۷

آزمون t اختلاف با میانگین	تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی کربن به ازای هر متر مربع منزل مسکونی (هزار ریال)	استان	رتبه
-۴/۰۱	۱۳۰۶	سیستان	۲۸
-۴/۲۷	۱۲۵۶	خراسان شمالی	۲۹
-۴/۵۵	۱۲۰۰	یزد	۳۰
-۶/۹	۷۴۶	کهگیلویه	۳۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در 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 است، می‌توان بیان کرد که میزان 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 کهگیلویه از متوسط کشوری پایین‌تر است.

۴- ۱- طبقه‌بندی استان‌های ایران بر اساس میزان تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان‌بار دی‌اکسید کربن

به‌منظور طبقه‌بندی استان‌های ایران در ۸ طبقه از روش فاصله با میانگین به نسبت انحراف معیار استفاده شده است. جدول زیر محدوده‌ی تمایل به پرداخت در مناطق مختلف بیان می‌شود تا با استفاده از آن ۳۱ استان ایران در قالب ۸ استان طبقه‌بندی شود.

جدول ۷: طبقه‌بندی استان‌های ایران با توجه به تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی کربن[۵۵]

نام منطقه	محدوده قرار گیری	فاصله تمایل به پرداخت
Region1	$Min + \frac{3}{4}\sigma <$ <Willing	۱۲۱۱<Willing
Region2	$Min + \frac{1}{2}\sigma <$ <Willing< $Min + \frac{3}{4}\sigma$	۱۰۹۹<Willing<۱۲۱۱
Region3	$Min + \frac{1}{4}\sigma <$ <Willing< $Min + \frac{1}{2}\sigma$	۹۸۸<Willing<۱۰۹۹
Region4	Min <Willing< $Min + \frac{1}{4}\sigma$	۸۷۶<Willing<۹۸۸

[۵۵] انحراف معیار (σ) برابر ۴۴۶/۲ و میانگین (Min) برابر ۸۷۶/۵ است.

Region5	Min - $\frac{1}{4}$< <Willing<Min	۷۶۴<Willing<۸۷۶
Region6	Min - $\frac{1}{2}$< <Willing<Min -$\frac{1}{4}$	۶۵۳<Willing<۷۶۴
Region7	Min - $\frac{3}{4}$< <Willing M n -$\frac{1}{2}$	۵۴۱<Willing<۶۵۳
Region8	Willing< Min - $\frac{3}{4}\sigma$	Willing<۵۴۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس اطلاعات جدول فوق ۳۱ استان ایران در ۸ منطقه به صورت جدول زیر طبقه‌بندی شده‌اند:

جدول ۸: طبقه‌بندی استان‌های ایران با توجه به تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی کربن

نام منطقه	استان	تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی کربن هزار ریال به ازای هر متر مربع منزل مسکونی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰
Region1	تهران	۲۹۷۱/۶۰۷۶
	اصفهان	۱۳۱۰/۱۳۵۹
Region2	قزوین	۱۱۵۷/۳۰۹۵
Region3	البرز	۱۰۹۲/۵۵۷۳
	مرکزی	۱۰۶۵/۵۳۱۴
	فارس	۱۰۴۳/۳۰۷۱
	خراسان جنوبی	۱۰۱۱/۷۵۴۱
	آذربایجان شرقی	۱۰۰۷/۶۳۸۵
Region4	قم	۹۷۶/۲۲۶۹
	همدان	۹۵۲/۲۱۴۹۷
	گیلان	۹۳۴/۵۱۷۸۴
	زنجان	۸۹۷/۰۶۵۷۹
	سمنان	۸۷۹/۶۴۳۰۴
Region5	خوزستان	۸۲۷/۵۱۱۹۸
	بوشهر	۷۹۹/۸۰۰۲۱
	هرمزگان	۷۸۹/۵۱۱۱۹
	کردستان	۷۶۹/۶۱۹۰۷
Region6	مازندران	۷۶۳/۴۴۵۶۶
	چهارمحال	۷۵۶/۰۳۷۵۶
	گلستان	۷۳۰/۲۴۶۴
	کرمانشاه	۷۲۸/۶۰۰۱۶
	اردبیل	۷۲۵/۱۷۰۴۸
	لرستان	۶۸۹/۷۷۶۲۴
	خراسان رضوی	۶۶۰/۲۸۱۰۳
	کرمان	۶۰۴/۴۴۵۹۲

تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی کربن هزار ریال به ازای هر متر مربع منزل مسکونی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰	استان	نام منطقه
۵۶۶/۰۳۳۵۶	آذربایجان غربی	Region7
۵۶۳/۹۷۵۷۶	ایلام	
۵۵۰/۲۵۷۰۶	سیستان	
۵۲۸/۹۹۳۰۷	خراسان شمالی	Region8
۵۰۵/۵۳۴۱	یزد	
۳۱۴/۲۹۵۴۲	کهگیلویه و بویراحمد	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول فوق، میزان تمایل به پرداخت جهت دسترسی به هوای پاکیزه به تفکیک استان‌های مختلف ارائه شده و بر اساس اختلاف تمایل به پرداخت از میانگین کشوری، استان‌های ایران در ۸ منطقه طبقه‌بندی شده است. بر این اساس می‌توان بیان کرد که میزان هزینه‌های آلودگی در استان‌های ایران به‌صورت یکسان نیست، در نتیجه سیاست قیمت‌گذاری متوازن بر حامل‌های انرژی به عنوان مهم‌ترین عامل ایجاد آلودگی در تمام استان‌ها کارایی لازم را ندارد و می‌بایست جهت ارتقاء سطح کارایی اقتصاد، از سیاست قیمت‌گذاری غیرمتوازن بر روی حامل‌های انرژی به تفکیک منتطق مختلف استفاده کرد.

۵- نتیجه‌گیری

در این پژوهش جهت محاسبه‌ی میزان تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان‌بار آلودگی به بررسی نحوه‌ی عکس‌العمل خانوارها در مقابل آلاینده‌ی دی اکسید کربن پرداختیم و تمایل به پرداخت خانوارها برای گریز از آثار زیان‌بار آلودگی ارزیابی شد. به این منظور با استفاده از مدل لگاریتمی دوطرفه قیمت هدانیک، اثرگذاری میزان انتشار دی اکسید کربن بر قیمت هر متر مربع از منازل مسکونی طی دوره‌ی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۱ با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم یافته‌ی داده‌های تابلویی پویا مورد ارزیابی قرار گرفت.

بر اساس نتایج تخمین، رابطه‌ی منفی و معنی‌داری بین انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی و قیمت مسکن در استان‌های مختلف وجود دارد؛ به‌عبارت دیگر خانوارها تمایل به داشتن هوای پاکیزه را با تمایل به پرداخت مبلغ بالاتر برای منزل مسکونی نشان می‌دهند؛ همچنین استان‌های تهران، اصفهان، قزوین، البرز و

مرکزی دارای بیشترین تمایل به پرداخت و استان‌های ایلام، سیستان، خراسان شمالی، یزد و کهگیلویه دارای کمترین تمایل به پرداخت برای گریز از آلودگی هستند.

در پایان می‌توان بیان کرد که با توجه به اینکه ترجیحات خانوارها در قبال آلودگی در مناطق مختلف کشور یکسان نیست؛ ضرورت دارد تا سیاست قیمت‌گذاری غیر متوازن بر آلاینده‌ها به‌منظور افزایش کارایی سیاست‌گذاری در مناطق مختلف ایران اعمال شود؛ همچنین با توجه به اینکه در این تحقیق تمایل به پرداخت برای گریز از آثار زیان‌بار دی اکسید کربن به تفکیک مناطق مختلف محاسبه شده؛ می‌توان این ارقام را به عنوان قیمت آن در نظر گرفت و به اندازه‌ی آن مالیات بر کربن در مناطق مختلف وضع کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

- حسن شاهی، مرتضی. (۱۳۸۱). تخمینی از خسارتهای اقتصادی آلودگی هوا در شهر شیراز، رساله‌ی دکتری، دانشگاه اصفهان.
- حسینی، نونا و محمد مزرعتی. (۱۳۸۳). «برآورد هزینه‌های اجتماعی ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی بر سلامت ساکنان تهران»، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۳(۱): صص ۲-۲۹.
- دیکسون و همکاران. (۱۳۸۴). تحلیل اقتصادی پیامدهای محیط‌زیست، ترجمه فرزام پوراصغر سنگاچین و 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 محیط زیست، ۱۶(۳): صص۱۱۷-۱۰۷.
- 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، رحمان خوش اخلاق، مصطفی عماد زاده و رحیم دلالی اصفهانی. (۱۳۸۷). «تأثیر آلودگی هوا بر ارزش مسکن: مطالعه موردی کلان شهر تبریز،» مجله پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۲(۳۷): ۱۹۹-۱۷۹.
- Aidt, T.S. (2005). The Rise of Environmentalism, Pollution Taxes and Intra-Industry Trade. Economics of Governance, 6(1), 1-12.
- Ara, S. (2007). The Influence of Water Quality on The Demand for Residential Development Around Lake Erie (Doctoral Dissertation, The Ohio State University).
- Baltagi, B. (2008). Econometric Analysis of Panel Data. John Wiley & Sons.
- Bikel, P. & F.Rainer. (2001). Toward an Evidence-Based Charging Policy for Transporting Infrastructure. Institut fur Energiesysteme und Raionelle Energeanwendung, Universitat Stuttgart.
- Bond, S.R. (2002). Dynamic Panel Data Models: A Guide To Micro Data Methods and Practice. Portuguese Economic Journal, 1(2), 141-162.
- Boules, T., P. Lanoie & R. Gagné. (1997). Living on a Noisy and Dusty Street: Implications for Environmental Evaluation. CIRANO.
- Boyle, M. & K. Kiel. (2001). A Survey of House Price Hedonic Studies of The Impact of Environmental Externalities. Journal of Real Estate Literature, 9(2), 117-144.

- Cameron, T.A. (1988). A New Paradigm for Valuing Non-Market Goods Using Referendum Data: Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic Regression. Journal of Environmental Economics and Management, 15(3), 355-379.
- Corrigan, J.R. (2005). Is The Experimental Auction A Dynamic Market?. Environmental and Resource Economics, 31(1), 35-45.
- Corrigan, J.R., C.L. Kling & J. Zhao. (2008). Willingness to Pay and The Cost of Commitment: An Empirical Specification and Test. Environmental and Resource Economics, 40(2), 285-298.
- Delucchi, M.A., J.J. Murphy & D.R. McCubbin. (2002). The Health and Visibility Cost of Air Pollution: A Comparison of Estimation Methods. Journal of Environmental Management, 64(2), 139-152.
- Freeman, A.M. (2003). The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory And Methods (No. GTZ-1574). Resources for the Future.
- Geoghegan, J., L.A. Wainger & N.E. Bockstael. (1997). Spatial Landscape Indices in A Hedonic Framework: An Ecological Economics Analysis Using GIS. Ecological economics, 23(3), 251-264.
- Griliches, Z. (1971). Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement. Harvard University Press.
- Israel, D. & A. Levinson. (2004). Willingness to Pay for Environmental Quality: Testable Empirical Implications of The Growth and Environment Literature. Contributions in Economic Analysis & Policy, 3(1).
- John, A. & R. Pecchenino. (1994). An Overlapping Generations Model of Growth and The Environment. The Economic Journal, 1393-1410.
- Kiel, K. (2006). Environmental Contamination and House Values: A Study of Market Adjustment.
- Kim, C.W., T.T. Phipps & L. Anselin. (2003). Measuring The Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach. Journal of Environmental Economics And Management, 45(1), 24-39.
- Matthews, H.S. (1999). The External Costs of Air Pollution and The Environmental Impact of The Consumer in The US Economy. Unpublished Ph. D. Dissertation. Graduate School of Industrial Administration: Pittsburgh, PA.
- Murdoch, J.C. & M.A. Thayer. (1988). Hedonic Price Estimation of Variable Urban Air Quality. Journal of Environmental Economics and Management, 15(2), 143-146.
- Pearce, D., F. Whittington, S. Georgiou & D. Moan. (1995). Economic Values and Environment in the Developing Word A report to united nation.

- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. Journal of Political Economy, 82(1), 34-55.
- Skovsgaard Aidt, T. & J. College. (2004). The Rise of Environmentalism, Pollution Taxes and Intra-industry Trade, University of Cambridge, Faculty of Economics, Austin Robinson Building.
- Smith, V. K. & J.C. Huang. (1995). Can Markets Value Air Quality? A Meta-Analysis of Hedonic Property Value Models. Journal of Political Economy, 103(1), 209-227.
- Stocky, L. Nancy. (1998). Are There Limits to Growth? International Economic Review, 39: 1- 31.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی