

برآورد ارزش هوای پاک و تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت ساکنان شهر تهران

توحید بهجتی^۱

ابوالقاسم مرتضوی^۲

بابک عبدالهی^۳

تاریخ پذیرش: ۸۹/۸/۱۶

تاریخ دریافت: ۸۹/۱/۲۳

چکیده

در طول شهری شدن و تخریب محیط در ایران، بسیاری از افراد تمایل برای بهبود کیفیت هوا را دارند. کمبود اطلاعات در مورد ارزش سلامتی که در اثر آلودگی هوا از دست می‌رود، از محدودیت‌های عمده‌ای است که مانع توسعه سیاستگذاری در ارتباط با آلودگی هوا است.

این مطالعه چگونگی رابطه بین کیفیت پایین هوا و تمایل به پرداخت ساکنان شهر تهران برای بهبود کیفیت هوا را بررسی می‌کند. برای دستیابی به اهداف مطالعه از روش همگن دو مرحله‌ای به منظور کمی کردن تمایل به پرداخت افراد (WTP)، برای بهبود کیفیت هوا استفاده شده است.

یک نمونه ۱۰۱۰ نفری از ساکنان شهر تهران، براساس روش نمونه‌گیری تصادفی انتخاب و مصاحبه چهره به چهره با این افراد انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که ۵۵/۷ درصد پاسخ دهندگان، قادر به پرداخت (WTP) بودند و میانگین ماهانه (WTP) برای هر نفر ۳۵۰۰ ریال به دست آمد.

یک مدل پروبیت برای ارتباط میان متغیرهای برونزا و (WTP) و یک معادله رگرسیونی برای به دست آوردن میانگین تمایل به پرداخت تخمین زده شد و نتیجه گرفته شد که سن، درآمد و تعداد سالهای تحصیل ساکنان، اثر معنی‌داری بر روی (WTP) دارند و زنان، افراد مبتلا به بیماری تنفسی و افراد ساکن در منطقه آلوده تمایل به پرداخت بیشتری نسبت به بقیه دارند. برخلاف کشورهای توسعه یافته، بیشتر پاسخگویان، بهبود کیفیت هوا را به عنوان مسئولیت دولت در نظر گرفتند و ۴۴ درصد افراد، هیچ انگیزه‌ای برای تحمیل هزینه و تلاش برای دستیابی به کیفیت هوای بهتر را نداشتند.

واژگان کلیدی: تمایل به پرداخت، تهران، کیفیت هوا، همگن دو مرحله‌ای

طبقه‌بندی JEL: Q56, Q51, C52

۱. دانشجوی کارشناسی‌ارشد، دانشگاه تربیت‌مدرس، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی
۲. استادیار، دانشگاه تربیت‌مدرس، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی
۳. دانشجوی کارشناسی‌ارشد، دانشگاه تبریز، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی

مقدمه

امروزه نیاز به شناخت و وارد نمودن ارزش‌های زیست محیطی در سرمایه‌گذاری‌ها، قیمت‌گذاری‌ها، پروژه‌های عمرانی، صنعتی و خط‌مشی‌های مربوط به تصمیم‌گیری‌ها کاملاً محسوس است. در جهان کنونی پذیرفته شده که برای تعیین هزینه تأمین کالاها و خدمات، می‌باید هزینه‌های کلی زیست محیطی را نیز مورد شناسایی قرار داد. به طور کلی هزینه یا بهای کالاها و خدمات زیست محیطی در برگیرنده صدمه‌ها، تخریب‌ها و آسیب‌هایی است که در اثنای تولید، توزیع، مصرف کالاها و خدمات بر محیط تحمیل می‌گردد.

ارزش‌گذاری کارکردها و خدمات غیر بازاری محیط زیست به دلایل زیادی از جمله: شناخت و فهم منافع زیست محیطی و اکولوژیکی توسط انسان‌ها، ارائه مسائل محیطی کشور به تصمیم‌گیرندگان و برنامه‌ریزان، فراهم آوردن ارتباط میان سیاست‌های اقتصادی و درآمدهای طبیعی، سنجش نقش و اهمیت منابع زیست محیطی در حمایت از رفاه انسانی و توسعه پایدار، تعدیل و اصلاح مجموعه محاسبات ملی مانند تولید ناخالص ملی و جلوگیری از تخریب و بهره‌برداری بی‌رویه منابع طبیعی، مهم می‌باشد (Amirnejad et al., 2006:666).

در دو دهه گذشته، ایران رشد اقتصادی ملایمی را تجربه کرده است. تولید ناخالص ملی سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۶۷ از ۲۷۲۷ هزار ریال در سال ۱۳۶۸ به ۶۸۶۵ هزار ریال در سال ۱۳۸۶ (حدود ۲/۵ برابر) افزایش پیدا کرده و در طول این رشد اقتصادی، تقاضا برای انرژی به طور پیوسته فزونی یافته و مصرف نهایی انرژی از ۳۷۲/۱ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۶۸ به ۱۰۵۲/۷ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۸۶ (حدود ۲/۸ برابر) افزایش یافته است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۸ و آمار و نمودارهای انرژی ایران و جهان، ۱۳۸۸: ۶۰). در حالی که ملتها برای حفاظت از محیط زیست، به مصرف منابع کم‌آلاینده انرژی مانند برق و انرژی هسته‌ای روی آورده‌اند، هنوز نفت و زغال سنگ، منبع عظیم تأمین انرژی در جهان است. مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران از ۷۶ درصد در سال ۱۳۶۸ به ۴۵/۶ درصد در سال ۱۳۸۶ کاهش یافته و به جای آن مصرف گاز طبیعی از ۱۵/۵ درصد در سال ۱۳۶۸ به ۴۴/۸ درصد در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته است (آمار و نمودارهای انرژی ایران و جهان، ۱۳۸۸: ۶۱). براساس آمارها، مصرف فرآورده‌های نفتی (بنزین، نفت‌گاز، نفت کوره و نفت سفید) منبع اصلی آلودگی هوا در کشور است. به طوری که به ترتیب ۹۷/۸ و ۹۹/۲ درصد سهم انتشار گازهای آلاینده SO_2 و CO در ایران مربوط به این منبع انرژی است (همان: ۸۸).

آلودگی هوا معضل اساسی کشورهای جهان است. این مشکل به‌طور اخص شامل کشور ایران نیز می‌شود. بر اساس رتبه بندی کیفیت هوا در سال ۲۰۰۶ کشور ایران در رتبه ۱۱۷ دنیا قرار دارد

(همان: ۹۰). آلودگی هوا با صنعتی شدن و شهری شدن مقارن بوده و این موضوع، بدین مفهوم است که جمعیت شهری، گروه‌های اولی هستند که در معرض آلودگی هوا قرار دارند.

مطالعات متعددی در خارج از کشور برای ارزش گذاری و تمایل به پرداخت هوای پاک صورت گرفته است و به عنوان نمونه، پنگ و تیان (Peng and Tian, 2003)، تمایل به پرداخت سالانه افراد ساکن شهر شانگهای چین را برای کاهش بیماری‌های تنفسی ناشی از آلودگی هوا را با استفاده از نمونه ۵۶۸ نفری، ۱۴۶/۴ الی ۴۸۳/۶ یوان چینی به دست آوردند، که در این مطالعه، از روش ارزش گذاری مشروط انتخاب دوگزینه‌ای استفاده شده بود.

وانگ و مولاھی (Wang and Mullahy, 2006)، تمایل به پرداخت سالانه خانوارهای شهر پکن چین را برای کاهش ۵۰ درصدی مواد مضر در هوا، با استفاده از نمونه ۱۵۰۰ خانواری، ۱۴۳ یوان چینی به دست آوردند. که از روش ارزش گذاری مشروط سؤال باز استفاده کرده بودند.

وانگ و همکاران (Wang et al, 2006)، تمایل به پرداخت سالانه افراد ساکن شهر چونگ-کونینگ چین را برای کنترل آلودگی هوا، با استفاده از نمونه ۵۰۰ نفری، ۱۴/۳ یوان چینی به دست آوردند، که از روش ارزش گذاری مشروط سؤال باز استفاده کرده بودند.

سای و ژنگ (Cai and Zheng, 2007)، تمایل به پرداخت سالانه خانوارهای ساکن شهر پکن چین را برای کاهش ۵۰ درصدی مواد مضر در هوا، با استفاده از نمونه ۸۸۰ خانواری و روش انتخاب دو گزینه‌ای، ۶۲۵/۳ یوان چینی به دست آوردند.

وانگ و ژانگ (Wang and Zhang, 2009)، تمایل به پرداخت افراد ساکن شهر جینان چین را برای کاهش آلودگی هوا با استفاده از نمونه ۱۵۰۰ نفری و روش سؤال باز، ۱۰۰ یوان چینی به دست آوردند.

شهر تهران با وسعتی حدود ۷۳۰ کیلومتر مربع، از غرب به کرج و از جنوب به ورامین محدود است. شهر تهران، از نظر تقسیمات اداری به ۲۲ منطقه، ۱۱۹ ناحیه و ۳۶۲ محله تقسیم می شود (سالنامه آماری تهران، ۱۳۸۶: ص ۱).

در سال ۱۳۸۵، جمعیت کل شهر تهران ۷۷۹۷۵۲۰ نفر، که از این تعداد ۳۹۸۳۰۸۰ نفر مرد، ۳۸۱۴۴۴۰ نفر زن و ۳۰۰۰۰۴۰ نفر شاغل در قالب ۲۲۶۶۹۸۶ خانوار بودند (همان: ۲۷).

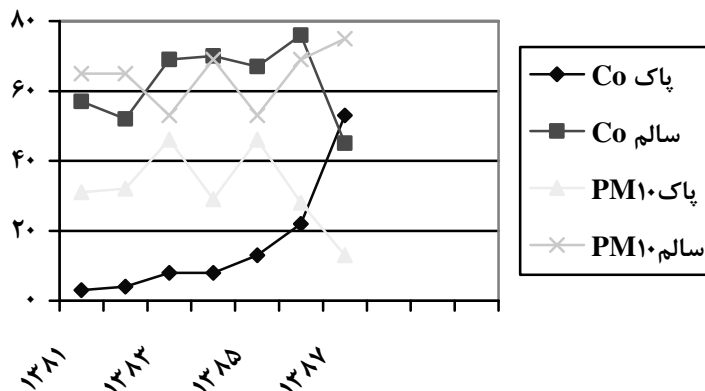
متوسط درصد روزهای پاک و سالم از نظر آلاینده‌های CO و PM_{10} ^۱ (ذرات جامد و مایع معلق در هوا مثل گرد، فیوم^۲، مه و دوده که قطر آنها کوچکتر از ۱۰ میکرون می‌باشد) از سالهای ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۷ برای شهر تهران در شکل شماره (۱) نشان داده شده است که طی این دوره،

1. Particulate matter with 10 μ m diameter
2. Fume

آلودگی هوای شهر تهران نسبت به این دو آلاینده، بهبود یافته است (شرکت کنترل کیفیت هوا، ۱۳۸۸).

موضوع ضرورت توجه به محیط زیست در ایران به دهه ۵۰ و نیز بحث آلودگی هوا در شهر تهران به حدود سال ۱۳۵۵ بازمی‌گردد. پس از انقلاب اسلامی با انجام مطالعات مختلف، تصویب قوانین مربوطه و نیز قانون برنامه سوم توسعه، بالاخره در سال ۱۳۷۹ از

شکل ۱. درصد روزهای پاک و سالم شهر تهران
محور افقی سال مورد نظر و محور قائم درصد روزهای پاک و سالم



مأخذ: (شرکت کنترل کیفیت هوا، ۱۳۸۸)

ادغام سه مطالعه جامع در خصوص آلودگی هوا - که با همکاری مؤسسات بین المللی انجام شده بود- برنامه جامع کاهش آلودگی هوای تهران تهیه و به تصویب دولت رسید. این برنامه شامل ۷ محور: خودروهای نو، خودروهای مستعمل، حمل و نقل همگانی، سوخت، معاینه فنی خودروها، مدیریت ترافیک و آموزش و اطلاع رسانی بود. هفت شهر بزرگ کشور (تهران، شیراز، اصفهان، مشهد، تبریز، اراک، اهواز و کرج) نیز به طور اختصاصی صاحب برنامه کاهش آلودگی هوا شدند. در برنامه جامع کاهش آلودگی هوا وظایف و تکالیفی برای ۱۸ دستگاه و وزارتخانه به منظور کاهش آلودگی هوا در نظر گرفته شد.

براساس پیش بینی‌های انجام شده در این برنامه، چنانچه همه بندهای آن با همکاری دستگاه‌های مسئول به اجرا گذاشته می‌شد، طی یک دوره ۱۰ الی ۱۵ ساله، کیفیت هوای شهر تهران به سطح استانداردهای سازمان بهداشت جهانی می‌رسید.^۱

منحنی‌های وضعیت آلودگی هوای تهران طی سال‌های ۷۹ تا ۸۷ نشانگر روند افزایشی آلودگی هوا تا سال ۸۰ و سپس تثبیت و کاهش آن از سال ۸۱ تا ۱۳۸۵ به طور تدریجی (به رغم افزایش روزانه حدود ۱۵۰۰ خودرو به شهر تهران) است. این نمودارها بیانگر افزایش مجدد روزهای ناسالم از سال ۱۳۸۶ به بعد هستند. به عبارت دیگر، اثرات مثبت برنامه جامع کاهش آلودگی هوا در سالهای ۸۱ تا ۸۵ مشهود بوده و بازگشت این آلودگی طی دو سال گذشته هشدار دهنده است (گزارشات کمیته اجرایی کاهش آلودگی هوا، ۱۳۸۸).

به دلیل جمعیت شهری بزرگ و تراکم جمعیتی بالا در تهران، تعداد افرادی که در این منطقه در معرض آلودگی هوا قرار دارند، بالا است و از آنجا که آلودگی هوا موجب به وجود آمدن آسیب‌های اجتماعی و اقتصادی فراوانی است، سرمایه‌گذاری در کاهش آلودگی هوا قابل توجیه است. هدف از این تحقیق، برآورد تمایل به پرداخت ساکنان شهر تهران برای کاهش آلودگی هوا (بهبود کیفیت هوا) است.

مواد و روش

مدل‌های انتخابی با انگیزه‌های مختلفی ارزیابی می‌شوند. روش دو مرحله‌ای هکمن^۲ برای برآورد مدل‌هایی که دارای متغیر وابسته محدودند، به کار گرفته می‌شود. این روش، کاربردهای متفاوتی در مطالعات با موضوعات مختلف داشته است. به عنوان نمونه: قربانی (۱۳۸۷) از این روش برای تفکیک عوامل مؤثر بر اقدام و میزان سرمایه‌گذاری بهره‌برداران در ماشین‌های کشاورزی در استان خراسان رضوی، سلامی و عین‌الهی (۱۳۸۰) برای بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری زارعان (کشت چغندر) و عوامل مؤثر بر میزان سطح زیر کشت آن در استان خراسان، تامبیا و همکاران (Tambia et al, 1998) به تحلیل تقاضا برای خدمات دامپزشکی بخش خصوصی توسط تولیدکنندگان دامی

۱. به این منظور، کمیته‌ای برای هماهنگی و رفع اشکال و پایش پیشرفت برنامه تحت عنوان کمیته اجرایی کاهش آلودگی هوا با مسئولیت معاونت محیط زیست انسانی سازمان حفاظت محیط زیست تشکیل شد که به طور مستمر هر دو هفته یک بار تشکیل جلسه می‌داد و کلیه دستگاه‌های مسئول، نماینده‌ای در آن داشتند. بی‌تردید کسی مدعی بی‌نقص و کاستی بودن برنامه جامع کاهش آلودگی هوا نیست و به هر حال، این برنامه جامع در دسترسی به اهداف پیش‌بینی‌شده خود موفق نبود

2. Heckman

در مناطقی از کنیا که پتانسیل کشاورزی بالایی دارند، پرداخته‌اند و پتانایاک و مرسر (Pattanayak and Mercer, 1998) برای بررسی عوامل مؤثر بر عملیات حفاظت خاک و عوامل مؤثر بر کیفیت خاک استفاده نموده‌اند.

روش دو مرحله‌ای هکمن بر این فرض استوار است که یک مجموعه از متغیرها می‌توانند بر تصمیم به شرکت در فعالیت مورد نظر (تمایل به پرداخت) تأثیر بگذارند و مجموعه دیگری از متغیرها می‌توانند میزان انجام فعالیت مورد نظر (میزان تمایل به پرداخت) را پس از اتخاذ تصمیم اولیه تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین، دو مجموعه مختلف از متغیرها می‌توانند در این الگو وارد شوند. در صورتی که بدون توجه به این روش و در نتیجه عدم تفکیک متغیرها به دو گروه، اثر کل متغیرها بر میزان تمایل به پرداخت سنجیده شود، مواجه با خطای برآورد خواهیم بود.

برای رفع این مشکل، هکمن روش دو مرحله‌ای را پیشنهاد کرد. در این روش، عواملی که می‌توانند بر تصمیم افراد بر پذیرش تمایل به پرداخت تأثیر بگذارند، به صورت متغیرهای مستقل در الگوی پروبیت وارد شده و عواملی که می‌توانند بر میزان تمایل به پرداخت افراد مؤثر باشند، در مجموعه متغیرهای مستقل در الگوی رگرسیون خطی قرار می‌گیرند که البته این دو گروه متغیرها لزوماً مانع‌الجمع^۱ نیستند. الگوهای پروبیت و رگرسیون خطی حاصل از تفکیک روش هکمن دو مرحله‌ای به ترتیب به صورت روابط ۱ و ۲ نشان داده می‌شود (Heckman, 1976:481):

$$Z_i = 1 \quad \text{if} \quad Y_i^* > 0$$

$$Z_i = B'X_i + u_i$$

(۱) الگوی پروبیت

$$Z_i = 0 \quad \text{if} \quad Y_i^* = 0 \quad i = 1, 2, 3, \dots, N$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, N \quad Y_i = B'X_i + \sigma\lambda_i + v_i$$

(۲) الگوی رگرسیون خطی

در الگوهای فوق، Z_i بیانگر متغیر وابسته که شامل یک متغیر موهومی (مجازی) با مقادیر صفر و یک می‌باشد که به ترتیب، نشان دهنده عدم تمایل به پرداخت و تمایل به پرداخت فرد i ام می‌باشد. Y_i^* نشانگر متغیر پنهان^۲ الگو، Y_i بیانگر میزان تمایل به پرداخت فرد i ام، B و σ نشانگر پارامترهای الگو که می‌باید برآورد گردند و X_i بیانگر متغیرهای توضیحی مدل شامل درآمد افراد، تعداد افراد شاغل خانوار، میزان تحصیلات، سن افراد، جنسیت، داشتن بیماری تنفسی، مقدار هزینه برای بیماری تنفسی و سکونت در منطقه آلوده می‌باشد. u_i و v_i جملات خطا در الگوهای فوق‌الذکر که مستقل از متغیرهای توضیحی می‌باشند و بر فرض توزیع نرمال با میانگین

1. Exclusive

2. Latent Variable

صفر و واریانس ثابت δ^2 استوار هستند. λ_i عکس نسبت میل^۱ است که از رابطه ۳ به دست می آید:

$$\lambda_i = \frac{\phi(\beta'X_i)}{1 - \phi(\beta'X_i)} \quad (۳)$$

در رابطه بالا، $\phi(\beta'X_i)$ و $1 - \phi(\beta'X_i)$ به ترتیب، بیانگر تابع چگالی و تابع توزیع متغیر نرمال استاندارد می باشند. در مرحله اول، از روش دو مرحله ای هکمن، الگوی پروبیت با استفاده از روش حداکثر راستنمایی^۲ برآورد می گردد. الگوی دوم (رگرسیون خطی) با اضافه شدن متغیر مستقل جدیدی به نام عکس نسبت میل که با استفاده از پارامترهای برآورد شده الگوی اول (پروبیت) برای کلیه مشاهدات $Y_i^* > 0$ ساخته می شود، با بهره گیری از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می گردد. حضور متغیر عکس نسبت میل در الگوی رگرسیون خطی، وجود واریانس ناهمسانی الگو را رفع کرده و ضرایب را نااریب و سازگار می سازد (Greene, 1993).

به منظور سنجش اثر تغییر در متغیر X_i بر Y از کشش کل استفاده می شود. براساس یافته های مک دونالد و موفیت، اثر کل تغییر در متغیر مستقل بر مقدار مورد انتظار متغیر وابسته (Z_i) از رابطه ۴ به دست می آید (McDonald and Moffitt, 1982:319):

$$\frac{\partial E(Z_i)}{\partial x_i} = B_j \phi(I) \quad (۴)$$

در رابطه بالا، B_j ضریب برآورده شده متغیر X_i و $\phi(I)$ احتمال حضور در جمع افرادی است که تمایل به پرداخت دارند. با توجه به نوع متغیر توضیحی، دو روش جداگانه برای محاسبه اثر نهایی^۳ در الگوی پروبیت وجود دارد:

۱- اگر X_k متغیری کمی باشد، تغییر در احتمال موفقیت متغیر وابسته $(Z_i = 1)$ بر اثر تغییر یک واحدی در X_k که به نام اثر نهایی خوانده می شود، به صورت رابطه ۵ محاسبه می گردد (Judge et al., 1982):

$$ME = \frac{\partial P_i}{\partial x_k} = \frac{\exp(B'x)}{(1 + \exp(B'x))^2} \cdot B_k \quad (۵)$$

-
1. Inverse of Mill's Ratio
 2. Maximum Likelihood
 3. Marginal Effect

همان گونه که ملاحظه می‌شود، در این الگو، مقدار تغییر در احتمال، بستگی به احتمال اولیه و بنابراین، بستگی به ارزش‌های اولیه همه متغیرهای مستقل و ضرایب آنها دارد.

۲- اگر X_k متغیر مجازی باشد، اثر نهایی برای این متغیر عبارت است: از تغییر در احتمال موفقیت متغیر وابسته ($Z_i = 1$) در نتیجه تغییر X_k از صفر به یک، در حالی که سایر متغیرها در یک مقدار (X^*) ثابت نگه داشته شوند. مقدار اثر نهایی متغیر توضیحی مجازی (ME_D) از طریق رابطه ۶ قابل محاسبه می‌باشد:

$$P(Y = 1 | X_K = 1, X^*) - P(Y = 1 | X_K = 0, X^*) = ME_D \quad (6)$$

مقادیر ثابت سایر متغیرها (X^*)، تحت عنوان «حالت نمونه^۱» شناخته می‌شود. نحوه مشخص کردن مقدار حالت نمونه، به این صورت است که برای متغیرهای مجازی مقدار مد آنها و برای سایر متغیرها مقدار میانگین آنها مد نظر قرار می‌گیرد. جهت انتخاب فرم تابعی مناسب در مرحله دوم روش هکمن با استفاده از آزمون غیر آشیانه‌ای مک‌کینون^۲، مدل رابطه ۷ برآورد می‌گردد (همان):

$$\log y_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i \log X_{it} + \theta v_t + e_t \quad (7)$$

پس از برآورد مدل بالا، ضریب متغیر v_t با استفاده از آزمون والد^۳ مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورت معنی‌داری ضریب این متغیر، مدل خطی و در صورت غیر معنادار شدن ضریب این متغیر، مدل لگاریتمی انتخاب و برای تجزیه و تحلیل‌های بعدی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در نهایت با قرار دادن مقدار متوسط متغیرهای کمی و میزان مد متغیرهای کیفی در مدل رگرسیون انتخابی، مقدار متوسط تمایل به پرداخت به دست می‌آید.

آمار و اطلاعات لازم از طریق تکمیل پرسشنامه و با مصاحبه چهره به چهره با افراد ساکن در شهر تهران که از نظر درآمدی مستقل بودند، در سال ۱۳۸۸ جمع‌آوری گردید. به منظور تنظیم حجم نمونه لازم برای دستیابی به اهداف تحقیق، تعداد ۵۰ پرسشنامه اولیه به صورت تصادفی از

1. Typical Case

2. Mckinon Nonnested testing

۳. ابتدا مدل‌های لگاریتمی و خطی تخمین زده می‌شود که متغیر وابسته این دو مدل، به ترتیب با $(\text{Log}\hat{y}_t)$ و

(\tilde{y}_t) نشان داده می‌شود. پس از محاسبه آنتی لگاریتم متغیر وابسته، مدل رگرسیونی (\hat{y}_t) ، v_t به عنوان

تفاضل $\tilde{y}_t - \hat{y}_t$ تعریف می‌شود.

4. Wald Test

سطح شهر جمع‌آوری شد و معلوم شد که تقریباً همه افراد پاسخگو، توانسته‌اند به پرسش‌ها پاسخ دهند. در این مرحله، پرسشنامه اندکی تغییر یافت و پرسشنامه نهایی تهیه شد و با توجه به شاخص کاپا از روایی پرسشنامه اطمینان حاصل شد. با توجه به اینکه در سال ۱۳۸۵ جمعیت مستقل از لحاظ درآمدی شهر تهران ۳۰۰۰۰۴۰ نفر بودند و اطلاعات به دست آمده از پرسشنامه‌های اولیه و همچنین با استفاده از معادله شماره ۸ که توسط شیفر و همکاران^۱ (۱۳۸۵) ارائه شده است، تعداد ۸۹۰ به عنوان نمونه لازم به دست آمد.

$$\frac{N^2}{(N-1)D+2} n = D = \frac{B^2}{4} \quad (۸)$$

که در فرمول بالا، N تعداد افراد جامعه، n تعداد افراد نمونه، B^۲ واریانس نمونه اولیه، B کران خطا (که در این مطالعه ۵ درصد در نظر گرفته شده است). تعداد ۱۰۱۰ پرسشنامه به صورت کاملاً تصادفی از شهر تهران تکمیل گردید^۲، در انتخاب نمونه سعی شده است که نمونه انتخابی کل سطح شهر تهران و همچنین مناطق آلوده و غیر آلوده را پوشش دهد. ۱۱۰ پرسشنامه به دلیل نقایص در تکمیل آن، از مطالعه حذف و ۹۰۰ پرسشنامه نهایی برای مطالعه باقی ماند.

در این مطالعه برای اندازه‌گیری میزان تمایل به پرداخت، از پرسشنامه انتخاب دوگانه^۳ استفاده شده است. تکنیک انتخاب دو گانه در اواخر دهه ۱۹۷۰ مطرح گردید. در این تکنیک، از فرد پاسخ دهنده خواسته می‌شود تا به قیمتی که به طور تصادفی از میان تعداد مشخصی از قیمت‌ها انتخاب شده است، پاسخ بله و یا خیر بدهد. به عنوان مثال، برای تعیین ارزش هوای پاک، تعدادی قیمت از قیمت‌های کم تا زیاد در نظر گرفته می‌شود. سپس به طور تصادفی به هر فرد پاسخ‌دهنده یکی از قیمت‌ها پیشنهاد می‌شود و از او خواسته می‌شود که بگوید، آیا حاضر است برای برخورداری از هوای پاک، قیمت پیشنهادی را بپردازد و یا خیر. از کلیه پاسخ‌های بله و خیر رسیده، برای به دست آوردن تمایل به پرداخت افراد استفاده می‌شود.

این روش، به واقعیت بازار شباهت زیادی دارد. در بازار نیز افراد با قیمت‌هایی مواجه هستند که یا آنها را می‌پذیرند و یا نمی‌پذیرند. در این تکنیک، بر خلاف روشهای دیگر، پاسخ‌دهنده در یک فرایند طولانی قرار نمی‌گیرد و برای یک نمونه با حجم بالا، این روش ممکن است کم هزینه‌تر باشد. این روش، همچنین خطای کمتری به بار می‌آورد ولی در عوض، تجزیه و تحلیل نتایج آن دشوارتر بوده و با روشهای معمولی امکان پذیر نیست. روش‌های تخمین حداقل مربعات

1. Scheaffer and et al

۲. از مناطق فرمانیه، میرداماد، زعفرانیه، تجریش، میدان ونک، نیایش، پونک، آزادی، توس، ابوذر، مولوی، نازی‌آباد، انقلاب، کشاورز، گیشا، میدان امام‌حسین، خیام، افسریه، نارمک، ولیعصر، یافت آباد و حر (از هر کدام ۴۵ الی ۵۰ عدد).

3. Dichotomous Choice(DC)

معمولی و نظایر آن، روشهای مناسبی برای تحلیل نتایج حاصل از این تکنیک نمی‌باشند (Garroad and Willis, 1990).

پرسشنامه مذکور در دو بخش طراحی گردید. در بخش اول، اطلاعات مربوط به ویژگی‌های شخصی، اجتماعی، اقتصادی و نگرشی فرد پاسخگو و در بخش دوم، سؤالات مربوط به تمایل به پرداخت افراد مطرح گردید و همچنین سؤال ارزش گذاری مشروط به همراه عکس‌هایی از شهر تهران با آلودگی و بدون آلودگی هوا پرسیده شد. در قسمت قیمت پیشنهادی ۱۳ قیمت از ۴ هزار تا ۱۰ هزار ریال با افزایش ۵۰۰ ریالی مطرح گردید. این مقادیر پیشنهادی بر اساس پیش‌آزمون انتخاب شدند. از نرم افزار *Shazam* برای برآورد مدل‌ها استفاده شده است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، پرسشنامه حاضر به خوبی به وسیله مصاحبه شدگان پذیرفته شد و نرخ ۸۹/۱ درصد از داده‌های تکمیل شده به دست آمد (۹۰۰ از ۱۰۱۰). مصاحبه شدگانی که به سؤالات WTP جواب ندادند (۱۰/۹ درصد) تعدادشان کم است. مطابق گزارش کارسون (Carson, 1991:141) تعداد نمونه‌ای که در یک مطالعه ارزش گذاری مشروط به سؤالات پاسخ نمی‌دهند در دامنه ۳۰-۲۰ درصد است.

جدول ۱. شرح متغیر های استفاده شده در پرسشنامه

متغیر	شرح	حداقل	حداکثر	میانگین
Age	سن افراد	۱۹	۷۰	۳۷/۶۵
Gender	مرد=۱ زن=۰	۰	۱	۰/۶۱
Faminu m	تعداد افراد خانواده پاسخ دهنده	۱	۷	۴/۰۶
Edu	تعداد سال های تحصیل پاسخ دهنده	۰	۲۳	۱۲/۸۸
Income	درآمد ماهانه فرد پاسخ دهنده (واحد: ۱۰۰۰۰۰۰ ریال) ۱ (زیر ۳)، ۲ (۳-۵)، ۳ (۵-۷)، ۴ (۷-۱۰)، ۵ (۱۰-۱۲/۵) ۶ (۱۲/۵-۱۵)، ۷ (۱۵-۱۷/۵)، ۸ (۱۷/۵-۲۰) ۹ (بالای ۲۰)	۱	۹	۲/۰۵
PulResi	سکونت در منطقه آلوده=۱ در غیر این صورت=۰	۰	۱	۰/۶۰
PulWo	محل کار در منطقه آلوده=۱ در غیر این صورت=۰	۰	۱	۰/۶۶
Desi	داشتن بیماری تنفسی=۱ در غیر این صورت=۰	۰	۱	۰/۰۶۶
Work	اشتغال در بخش دولتی=۱ در غیر این صورت=۰	۰	۱	۰/۷۳

مأخذ: یافته های تحقیق (پرسشنامه‌ها)

نرخ پایین جواب ندادن (۱۰/۹ درصد) نشان می‌دهد که پرسشنامه با موفقیت تنظیم شده است و به منظور احتساب اعتبار پرسشنامه، آزمون پیش‌آهنگی^۱ انجام شد؛ به گونه‌ای که با استفاده از ۵۰ نسخه پرسشنامه تکمیل شده در پیش‌آزمون و نرم افزار SPSS ضریب اعتبار آلفای کرونباخ ۰/۷۶ برای پرسشنامه به دست آمد که نشان می‌دهد سؤالات از اعتبار بالایی برخوردارند. بدیهی است هر قدر شاخص آلفای کرونباخ به عدد ۱ نزدیکتر باشد، همبستگی درونی بین سؤالات بیشتر و در نتیجه پرسش‌ها همگن‌تر خواهند بود.

شرح متغیرهای استفاده شده در پرسشنامه در جدول (۱) آمده است. میانگین سنی پاسخگویان (جامعه نمونه) ۳۷/۶۵ سال است و میانگین سنی شهر تهران (کل جامعه) ۳۱/۲ سال است. میانگین درآمد ماهانه افراد نمونه، حدود ۵۱۳۸ و میانگین درآمد ماهانه جامعه، ۴۴۰۰ هزار ریال، درصد مردان مشارکت کننده در نمونه ۶۱ و مردان جامعه ۵۱ درصد میانگین تعداد افراد خانواده در نمونه ۴/۰۶ و تعداد افراد خانواده شهر تهران ۳/۴۳ نفر است. شرکت کنندگان در مطالعه، نسبت به کل جامعه، تعداد مردان بیشتر، افراد مسن‌تر، درآمد ماهانه بالاتر و افراد خانواده بیشتر بودند. نتایج حاصل از تمایل به پرداخت (جدول ۲)، نشان می‌دهد که از ۹۰۰ پرسشنامه معتبر، ۳۹۹ مصاحبه کننده (۴۴/۳ درصد) تمایل به پرداخت نداشتند و ۵۰۱ نفر مبلغ پیشنهادی را پذیرفته‌اند. حدود ۴۴/۳ درصد افراد، قیمت پیشنهادی را رد کرده‌اند، در توضیحی که از این افراد برای دلیل رد قیمت پیشنهادی خواسته شده است (جدول ۳)، ۴۴ درصد افراد ردکننده قیمت پیشنهادی، دولت را مسئول رسیدگی به بهبود کیفیت هوا می‌دانند. در مقابل ۲۰ درصد آلوده‌کنندگان و ۲۱ درصد دولت و آلوده‌کنندگان را مسئول جبران کیفیت هوا می‌دانند و ۱۱ درصد نیز دلیل عدم تمایل به پرداخت خود را درآمد پایین شخصی عنوان کرده‌اند.

1. Pretest

جدول ۲. نتایج حاصل از تمایل به پرداخت افراد

درصد پذیرش	تعداد افراد رد کننده	تعداد افراد پذیرنده	قیمت پیشنهادی (ریال)
۶۵	۲۷	۵۱	۴۰۰۰
۵۴	۲۷	۳۲	۴۵۰۰
۵۹	۳۱	۴۶	۵۰۰۰
۵۹	۲۴	۳۵	۵۵۰۰
۴۸	۳۸	۳۶	۶۰۰۰
۴۵	۳۰	۲۵	۶۵۰۰
۵۹	۳۳	۴۸	۷۰۰۰
۵۲	۲۸	۳۱	۷۵۰۰
۵۳	۳۴	۳۹	۸۰۰۰
۵۵	۲۸	۳۵	۸۵۰۰
۵۸	۳۲	۴۵	۹۰۰۰
۵۳	۳۰	۳۴	۹۵۰۰
۵۴	۳۷	۴۴	۱۰۰۰۰
	۳۹۹	۵۰۱	جمع کل

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. علت رد قیمت پیشنهادی توسط افراد

سایر	درآمد پایین است	وظیفه دولت و آلوده کنندگان	وظیفه آلوده کنندگان	وظیفه دولت	علت رد قیمت پیشنهادی
۴	۱۱	۲۱	۲۰	۴۴	درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جبران کیفیت هوا می‌دانند و ۱۱ درصد نیز دلیل عدم تمایل به پرداخت خود را درآمد پایین شخصی عنوان کرده‌اند.

این نتایج تقریباً مشابه با نتایج گرفته‌شده توسط وانگ و ژانگ (Wang & Zhang, 2009) برای شهر جینان چین می‌باشد، که در این مطالعه افراد دلیل رد قیمت پیشنهادی را اینگونه عنوان کرده‌اند: ۴۱ درصد مسئولیت دولت، ۲۶ درصد مسئولیت آلوده‌کنندگان، ۱۶ درصد درآمد پایین شخصی، ۱۲/۵ درصد دولت و آلوده‌کنندگان را مسئول این کار دانسته و ۴/۵ درصد افراد دلایلی مانند خوب بودن کیفیت هوا و سایر دلایل را علامت زده‌اند.

ما چهار عامل بالقوه برای نرخ بالای رد قیمت پیشنهادی آوردیم که عبارتند از: الف) پاسخ دهندگان با نگرش ردی، انتظارات کاملاً بالایی از دولت دارند. از آنجایی که ایران یک بازار اقتصادی کاملاً باز ندارد، بسیاری از مردم اطمینان بالایی نسبت به دولت دارند و دولت را همه کاره خود می دانند.

ب) پاسخگویان اعتقاد دارند که، دولت باید مقداری از مالیات‌های پرداختی توسط مردم را برای کنترل آلودگی هوا استفاده کند.

ج) اگر پاسخگویان اعتقاد داشته باشند که مبلغ پرداختی برای بهبود کیفیت هوا بالا است و مبلغ پرداختی بدون منافع آشکار بر روی استانداردهای زندگی آنها باشد، یک نرخ رد بالا انتظار می‌رود.

د) بهبود کیفیت هوا، یک کالای دولتی خالص است و معمولاً مشکل است که از مردم برای آن پول دریافت کرد؛ زیرا کسانی که پول پرداخت نمی‌کنند (یا کمتر از دیگران پرداخت می‌کنند)، می‌توانند از پولهایی که افراد دیگر برای بهبود کیفیت هوا پرداخت می‌کنند، سود ببرند؛ بدون آنکه متحمل هزینه‌ای شوند.

از چهار عامل بالا، ما اعتقاد داریم که اعتماد شهروندان به دولت، عامل مهمی است که باعث افزایش نرخ رد قیمت پیشنهادی می‌شود.

از افراد پاسخ دهنده در مورد دلایل اصلی آلودگی هوای شهر تهران سؤال شد که نتایج در جدول (۴) آمده است. ۳۳ درصد افراد، آلودگی هوای شهر را ناشی از دود کارخانجات، ۳۰ درصد ناشی از حمل و نقل شهری، ۳۰ درصد نتیجه ترکیب بد شهرسازی و ۵ درصد آلودگی هوا را ناشی از گرمایش منازل و ادارات و ۲ درصد سایر عوامل ذکر کرده اند.

جدول ۴. علت آلودگی هوا از دیدگاه مردم

علت آلودگی	دود کارخانجات	حمل و نقل شهری	ترکیب بد شهر سازی	گرمایش منازل و ادارات	سایر موارد
درصد	۳۳	۳۰	۳۰	۵	۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل دو مرحله‌ای حکمن در جدول ۵ آمده است. همان‌طور که این جدول نشان می‌دهد، متغیرهای مستقل به کار گرفته شده در الگوی پروبیت شامل درآمد افراد، میزان تحصیلات، سن، داشتن بیماری تنفسی، سکونت در منطقه آلوده و جنسیت می‌باشد، که از

لحاظ آماری در سطوح تعیین شده معنی‌دار می‌باشند. در تفسیر نتایج مدل پروبیت، از اثر نهایی^۱ و کشش کل وزن داده شده^۲ مربوط به هر متغیر استفاده شد. درصد پیش‌بینی صحیح مدل برآورد شده بالغ بر ۷۹ درصد است و از آنجا که مقدار قابل قبول این آماره برای الگوهای لجیت و پروبیت برابر با ۷۰ درصد می‌باشد، لذا مقدار درصد پیش‌بینی صحیح به دست آمده در این الگو، رقم مطلوبی را نشان می‌دهد.

برای بررسی وجود یا عدم وجود همخطی در مدل‌های برآورد شده، از آزمون تجزیه واریانس استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که بین متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل‌ها هیچگونه همخطی وجود ندارد؛ به گونه‌ای که ضریب همبستگی دو به دو هیچکدام از متغیرهای مستقل بیش از ۵۰ درصد نبود. برای بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در الگوهای لجیت و پروبیت، نمی‌توان از روشهای معمول همچون آزمون بروج - پاگان، وایت و گلدفلد - کوانت بهره برد.

دیوید سن و مک کینون^۳ (۱۹۸۴) آماره‌ای تحت عنوان $LM2$ برای آزمون ناهمسانی واریانس در الگوهای لجیت و پروبیت ارائه کردند. این آماره متکی به روش LM است و در آن یک رگرسیون تصنعی با استفاده از نتایج برآوردهای الگوی لجیت یا پروبیت شکل گرفته و این رگرسیون تصنعی برای آزمون ناهمسانی واریانس مورد استفاده قرار می‌گیرد. مقدار آماره $LM2$ در الگوی برازش شده برابر با ۶/۴۹ است و از آنجا که ارزش احتمال این آماره برابر با ۰/۶۱ می‌باشد، فرض وجود واریانس همسانی در مدل پذیرفته می‌شود (Whitehead and Finney, 2003:237).

برای بررسی معنی‌داری کلی رگرسیون برآورد شده، از آماره نسبت راستنمایی^۴ (LR) استفاده شد. مقدار این آماره در درجه آزادی ۶ برابر با ۱۴/۹۹ بوده و از آنجا که این مقدار بالاتر از مقدار ارزش احتمال^۵ ارائه شده می‌باشد، لذا کل الگوی برآوردی از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. مقادیر ضرایب تعیین استرلا^۶، مادالا^۷، کراگ- اوهلر^۸ و مک فادن^۹ برای الگوی پروبیت برآورد شده به ترتیب برابر با ۰/۵۵، ۰/۵۵، ۰/۷۴ و ۰/۴۰ می‌باشد. این مقادیر با توجه به

1. Marginal Effect
2. Weighted Aggregate Elasticity
3. Davidson and Mackinnon
4. Likelihood Ratio
5. P-value
6. Estrella R-SQUARE
7. Maddala R-SQUARE
8. Cragg-Uhler R-SQUARE
9. Mc Fadden R-SQUARE

تعداد مشاهدات متغیر وابسته، ارقام مطلوبی می‌باشند؛ بنابراین، الگوی فوق قابل اطمینان برای تجزیه و تحلیل‌های بعدی است.

کشش کل وزن داده شده برای متغیر توضیحی درآمد افراد برابر با $0/00002$ است؛ یعنی با فرض ثابت بودن سایر عوامل، به طور متوسط یک درصد افزایش در درآمد افراد، احتمال تمایل به پرداخت را حدود $0/00002$ درصد افزایش می‌دهد. همچنین اثر نهایی مربوط به این متغیر نشان داد که یک واحد افزایش در درآمد افراد در صورت ثابت بودن سایر عوامل منجر به افزایش $0/01$ درصد در احتمال وجود تمایل به پرداخت در افراد می‌شود.

کشش کل وزن داده شده متغیرهای مستقل میزان تحصیلات و سن افراد، به ترتیب برابر با $0/123$ و $0/178$ می‌باشد؛ یعنی با ثابت فرض کردن سایر عوامل، یک درصد افزایش در میزان تحصیلات و سن افراد، پذیرش تمایل به پرداخت را به ترتیب $0/123$ و $0/178$ درصد افزایش می‌دهد.

همچنین اثر نهایی این دو متغیر به ترتیب برابر با $0/0053$ و $0/0026$ می‌باشد؛ یعنی یک واحد افزایش در سالهای تحصیل و سن افراد، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، به ترتیب منجر به افزایش $0/53$ و $0/26$ درصد در احتمال تمایل به پرداخت در افراد می‌شود.

مقدار اثر نهایی مربوط به متغیر مجازی جنسیت برابر با $0/019$ - است که بیانگر این می‌باشد که در نتیجه تغییر آن از صفر (پاسخگویان زن) به یک (پاسخگویان مرد)، احتمال تمایل به پرداخت افراد $1/9$ درصد کاهش می‌یابد.

مقدار اثر نهایی مربوط به متغیر مجازی سکونت در منطقه آلوده برابر $0/0034$ است که بیانگر این می‌باشد که در نتیجه تغییر آن از صفر (عدم سکونت در منطقه آلوده) به یک (سکونت در منطقه آلوده)، احتمال تمایل به پرداخت افراد $0/34$ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۵. نتایج حاصل از روش هکمن دو مرحله‌ای

روش هکمن دو مرحله‌ای				روش
مرحله دوم (رگرسیون خطی)	مرحله اول (پروبیت)			متغیرها
مقدار ضریب (آماره t)	اثر نهایی	کشش کل وزنی	مقدار ضریب (آماره t)	
۶۰۰/۷۸ *** (۱۵/۴۶)	-	-۰/۱۹۲	-۰/۲۷۳ (-۰/۸۳۲)	عرض از مبدأ
-	۰/۰۰۲۶	۰/۱۷۸	۰/۰۰۶۷ ** (۲/۱۲)	Age
-	-۰/۰۱۹۴	-۰/۰۲۱	-۰/۰۴۹۳ *** (-۲/۵۵)	Gender
۲/۵۵۶ *** (۳/۸۲۷)	۰/۰۰۵۳	۰/۱۲۳	۰/۰۱۳۶ *** (۳/۲۴)	Edu
۰/۰۰۰۰۵ ** (۲/۰۴۵)	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۲ *** (۳/۸۸)	Income
-۱۵۴/۶۹ * (-۱/۸۷۳)	۰/۰۰۸۶	۰/۰۰۹۸	۰/۲۱۹ ** (۲/۲۷)	Desi
-	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۸۷ ** (۲/۱)	Pulresi
۳۴/۸۵۸ ** (۲/۲۱۲)	-	-	-	Worknum
۳۳/۹۶۶ ** (۲/۳۴۲)	-	-	-	Desicost
-۰/۹۳۹ *** (-۳/۰۸۶)	-	-	-	عکس نسبت میل Mill
R ² =۰/۴۴ F=۳۹/۵۶ P-VALUE=۰/۰۰۰ D.W=۲/۲۱۸	PERCENTAGE OF RIGHT PREDICTIONS = ۰/۷۹ LIKELIHOOD RATIO TEST = ۱۴/۹۹ P-VALUE= ۰/۰۰۴ ESTRELLA R ² = ۰/۵۵ MADDALA R ² = ۰/۵۵ CRAGG-UHLER R ² = ۰/۷۴ MCFADDEN R ² = ۰/۴۰			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقدار اثر نهایی مربوط به متغیر مجازی، دارا بودن بیماری تنفسی برابر $0/086$ است که بیانگر این می‌باشد که در نتیجه تغییر آن از صفر (نداشتن بیماری تنفسی) به یک (داشتن بیماری تنفسی)، احتمال تمایل به پرداخت افراد $8/6$ درصد افزایش می‌یابد. متغیرهای مستقل مورد استفاده در مدل رگرسیون خطی شامل درآمد افراد، تعداد افراد شاغل خانوار، میزان تحصیلات، داشتن بیماری تنفسی، میزان هزینه برای بیماری تنفسی و عکس نسبت میل می‌باشد.

الگوی رگرسیون خطی به فرم‌های تابعی خطی و لگاریتمی تخمین زده شد و نتایج حاصل از آزمون غیرآشیاانه‌ای مک‌کینون، حاکی از انتخاب مدل به صورت خطی داشت که نتایج حاصل از برآورد این مدل نیز در جدول ۵ قابل مشاهده است. ضرایب برآوردی از لحاظ آماری در سطوح تعیین شده، معنی‌دار می‌باشند. ضریب تعیین مربوط به رگرسیون خطی برابر با 44 درصد بوده، به عبارت دیگر 44 درصد از میانگین تغییرات میزان تمایل به پرداخت توسط مجموعه متغیرهای مستقل فوق‌الذکر توضیح داده شده است.

مقدار آماره F برابر با $39/56$ می‌باشد که با توجه به ارزش احتمال بیانگر معنی‌داری کل رگرسیون برازش شده در سطح یک درصد می‌باشد. همچنین میزان آماره دوربین واتسون دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی در رگرسیون برآورد شده دارد. بنابراین، الگوی مورد نظر قابل اطمینان برای تحلیل نتایج بعدی است.

مقدار ضریب برآورد شده برای متغیر درآمد نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد به متوسط درآمد افراد با ثابت بودن سایر عوامل، متوسط تمایل به پرداخت افراد $0/00005$ واحد افزایش خواهد یافت.

مقدار ضریب برآورد شده متغیر سطح تحصیلات افراد برابر با $2/55$ بوده که بیانگر این است که در نتیجه افزایش سطح تحصیلات افراد، متوسط میزان تمایل به پرداخت افراد $2/55$ واحد افزایش خواهد یافت.

مقدار ضریب برآورد شده متغیرهای تعداد افراد شاغل خانوار و هزینه بر روی بیماری تنفسی بیانگر این است که یک واحد افزایش در مقدار میانگین متغیرهای مذکور در صورت ثابت بودن سایر عوامل، به ترتیب منجر به افزایش $34/85$ و $33/96$ واحد در متوسط تمایل به پرداخت افراد می‌شود.

معنی‌دار بودن متغیر عکس نسبت میل در سطح یک درصد نشان می‌دهد عوامل اثرگذار بر تصمیم به تمایل به پرداخت با عوامل تعیین کننده میزان تمایل به پرداخت یکسان نمی‌باشند که تأییدی بر استفاده از روش حکمن دو مرحله‌ای می‌باشد.

در این مطالعه نیز مانند مطالعات انجام گرفته توسط Wang and Zhang (2009) و Wang (2006) در قسمت اول ارزش گذاری، از مدل پروبیت بهره گرفته شده، جدول ۶ اثر متغیرهای مؤثر بر روی تمایل به پرداخت در مدل پروبیت با دو مطالعه مذکور مقایسه شده است.

جدول ۶. مقایسه اثر متغیرهای مدل پروبیت با مطالعات مشابه

اثر متغیر در مطالعه Wang and Mullahy (2006)	اثر متغیر در مطالعه Wang and Zhang (2009)	اثر متغیر در این مطالعه	متغیر
منفی***	منفی	مثبت**	سن
منفی	مثبت	منفی***	جنس
مثبت	مثبت**	مثبت***	تحصیلات
مثبت***	مثبت***	مثبت***	درآمد
منفی	منفی	مثبت**	داشتن بیماری تنفسی
منفی	منفی	مثبت**	سکونت در منطقه آلوده

*** و ** به ترتیب معنی داری در سطح پنج و یک درصد

علامت متغیرهای تحصیلات و درآمد کاملاً موافق با دو مطالعه قبلی است ولی نحوه تاثیر متغیرهای سن، داشتن بیماریهای تنفسی و سکونت در منطقه آلوده در این مطالعه، مخالف دو مطالعه قبلی است.

در قسمت دوم مطالعه، برای به دست آوردن ارزش هوای پاک در این مطالعه، از روش همکن استفاده شده (این روش فرض می کند که عوامل اثرگذار بر تمایل به پرداخت متفاوت از عوامل مؤثر بر میزان تمایل به پرداخت است) ولی در دو مطالعه قبلی، متغیرهای معنی دار در مرحله اول را بر روی میزان تمایل به پرداخت رگرس کرده و ارزش هوای پاک را محاسبه کرده اند. در این مطالعه، مطابق مطالعات Wang and Zhang (2009)، Wang and Mullahy (2006) و Wang et al (2006) از پرسشنامه انتخاب دوگانه استفاده شده که این برخلاف مطالعات Cai and Zheng (2007) و Peng and Tian (2003) که از پرسشنامه انتها - باز استفاده کرده اند، می باشد و همچنین در این مطالعه، مطابق مطالعات انجام شده توسط Wang and Zhang (2009)، Wang et al (2006) و Peng and Tian (2003) ارزش هوای پاک بر اساس افراد مستقل از لحاظ درآمد جامعه محاسبه شده که این برخلاف مطالعات Wang and Mullahy (2006) و Cai and Zheng (2007) است که ارزش هوای پاک را بر اساس خانوارهای جامعه محاسبه، کرده اند می باشد.

متغیر وابسته معادله (۹) میزان تمایل به پرداخت افرادی که تمایل به پرداخت (WTP>0) داشتند، می‌باشد. با جایگذاری میانگین و مد متغیرهای توضیحی در معادله (۹)، میانگین تمایل به پرداخت ماهانه افرادی که مایل به پرداخت بودند ۷۰۵۰ ریال به دست آمد.

$$\widehat{WTP} = 60078 + (34/858 \times \overline{WORKNUM}) + (2/55 \times \overline{EDU}) + (0/0005 \times \overline{INCOME}) + (33/966 \times \overline{DESICOST}) + (-154/69 \times \overline{DESI}) + (-0/939 \times \overline{MILL}) \quad (9)$$

$$\widehat{WTP} = 60078 + (43/858 \times 1/1) + (2/55 \times 12/97) + (0/0005 \times 511976) + (33/966 \times 0/227) + (154/69 \times 0) - (0/939 \times 0/15) = 705$$

میزان میانگین تمایل به پرداخت ماهانه افراد برای جامعه نمونه ۳۵۰۰ ریال (۷۰۵۰ × ۵۰۱/۱۰۱۰) به دست آمد که می‌توان با تعمیم این عدد به جامعه کل (ساکنان دارای درآمد شهر تهران)، ارزش ماهانه هوای پاک (میزان سرمایه‌گذاری ماهانه مردم برای دستیابی به هوای پاک) را به دست آورد.

$$3000040 \times 3500 = 10500140000 \quad \text{ارزش ماهانه هوای پاک تهران (ریال)}$$

بحث

در این مطالعه، روش ارزش گذاری دمرحله‌ای حکمن، برای اندازه‌گیری تمایل به پرداخت افراد برای بهبود کیفیت هوا در شهر تهران به کار برده شده است. بنابراین، یک بازار فرضی جهت بررسی منافع غیرمصرفی ایجاد شده و برای به کارگیری ارزش گذاری مشروط بر مبنای رجحان عمومی و تمایل به پرداخت افراد تصمیم گرفته شده است. تصور اساسی این است که مردم قادرند بخش وسیعی از معیارهای محیطی را به پول انتقال دهند که نشان دهنده ارزشی برای آنها در منابع خصوصی می‌باشد.

با اینکه ایران کشوری در حال توسعه با سطح درآمد پایین تا متوسط می‌باشد، نتایج نشان می‌دهد که مردم راضی به پرداخت مبلغی جهت وجود و حفاظت مطبوعیت زیست محیطی هستند. به طوری که ۵۵/۷ درصد افراد (۵۰۱ نفر) در این بررسی، حاضر به پرداخت مبلغی جهت بهبود کیفیت هوا بودند. متوسط تمایل به پرداخت افراد جامعه برای بهبود کیفیت هوای شهر تهران حدود ۳۵۰۰ ریال در هر ماه برای هر نفر به دست آمد. همچنین ارزش ماهانه هوای پاک بیش از ۱۰ میلیارد ریال برآورد شده که نشان دهنده اهمیت قابل توجه افراد جامعه به هوای پاک می‌باشد.

از نظر مدیریتی، این مطالعه به نتایج امیدوار کننده‌ای دست یافته است. اول، اینکه نشان داد مردم کشور نسبت به اهمیت هوای پاک آگاهی دارند. دوم، آنکه یک تمایل به پرداخت قابل توجهی جهت حمایت برای بهبود کیفیت هوا وجود دارد. سرمایه گذاری در کنترل آلودگی هوا، پرهزینه

است. پیشرفت شاخص‌های سلامتی، توجیه بزرگی برای این چنین سرمایه‌گذاری‌ها می‌باشد. این برای سیاستگذاران و مسئولان، توجیهی را فراهم می‌آورد تا از کیفیت محیط زیست طبیعی حمایت کرده و از کم و بی اهمیت جلوه دادن آن در اثر حمایت نشدن توسط دولت جلوگیری کند. این مطالعه، اولین مطالعه با استفاده از روش دو مرحله‌ای حکمن، در ارتباط با آلودگی هوا در ایران است. برای سیاستگذاری و ارزش گذاری اقتصادی بهتر و تأیید نتایج این مطالعه، می‌باید مطالعات بیشتر با روشهای متفاوت انجام شود.

پیشنهادات

- با توجه به اینکه مردم برای بهبود کیفیت هوای تهران، ماهانه بیش از ۱۰ میلیارد ریال تمایل به پرداخت دارند، می‌توان پیشنهادات زیر را استخراج کرد:
- با توجه به اطمینان بالای افراد نسبت به دولت، این قوه می‌تواند بودجه‌ای را برای کاهش آلودگی هوا تخصیص دهد و برای جبران این کسری بودجه، سیاست‌هایی را برای اتخاذ پول از افراد آلوده‌کننده تصویب کند.
- با در نظر گرفتن ارزش اقتصادی محاسبه شده آلودگی هوا، تعیین مجوز انتشار آلودگی برای هر آلوده‌کننده (صنایع)، می‌تواند در بهبود کیفیت هوا و کاهش آلودگی آن مؤثر باشد.
- دولت و مجلس، قوانینی مانند انواع مالیات‌ها را در مورد مصرف کالاهای غیرضروری آلوده-کننده هوا مثل سیگار اتخاذ نمایند.
- همچنین اکثریت ساکنان، علت اصلی آلودگی هوا را دود کارخانجات، حمل و نقل شهری و ترکیب بد شهرسازی عنوان کرده‌اند و این می‌تواند راهنمایی برای مسئولان و سیاستگذاران برای رفع آلودگی هوا باشد و پیشنهادات زیر را می‌توان استخراج کرد:
- الف) سیاست‌هایی را برای انتقال کارخانجات آلوده‌کننده‌ای که در محدوده شهری هستند، به مناطق دورتر اتخاذ کنند.
- ب) سیاست‌هایی را برای محدودیت حمل و نقل شخصی شهری، وضع و برای حمل و نقل عمومی، یارانه‌های بیشتری در نظر بگیرند.
- ج) با توجه به اینکه علت اصلی استفاده بیشتر از وسایل نقلیه شخصی در داخل شهر، وجود یارانه بنزین می‌باشد، سیاست‌هایی را برای رفع این مشکل اتخاذ نمایند.
- د) شهرداری‌ها در رابطه با صدور مجوزهای انبوه‌سازان و برج‌سازان، نهایت دقت را به عمل آورند و حتی الامکان اینگونه مجوزها در مسیر جریان هوای شهر واقع نشود، تا آلودگی از شهر خارج شود.

منابع و مأخذ

- بی‌نام (۱۳۸۸) آمار و نمودارهای انرژی ایران و جهان، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، وزارت نیرو.
- بی‌نام (۱۳۸۸) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، www.cbi.ir.
- بی‌نام (۱۳۸۶) سالنامه آماری تهران ۱۳۸۵، www.tehran.ir.
- بی‌نام (۱۳۸۸) شرکت کنترل کیفیت هوا، www.weatherquality.tehran.ir.
- بی‌نام (۱۳۸۸) گزارشات کمیته اجرایی کاهش آلودگی هوا، سازمان حفاظت از محیط زیست.
- سلامی، ح. الف. و م. عین‌الهی احمدآبادی (۱۳۸۰) کاربرد مدل اقتصاد سنجی توبیت و روش دو مرحله‌ای هکمن در تعیین عوامل مؤثر بر کشت چغندر قند در استان خراسان؛ مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳۲، شماره ۲، صص ۴۳۳-۴۴۵.
- شیفر، ر.، مندنهال، و. و آت، ل (۱۳۸۵) مقدمه‌ای بر بررسی‌های نمونه‌ای، ارقامی؛ ترجمه، ر. سنجر، م. و بزرگ‌نیا، الف.؛ مشهد: دانشگاه فردوسی مشهد، چاپ چهارم.
- قربانی، م. (۱۳۸۷) عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری کشاورزان استان خراسان رضوی در ماشین‌های کشاورزی (کاربرد روش دو مرحله‌ای هکمن)؛ مجموعه مقالات پنجمین کنگره ملی مهندسی ماشین‌های کشاورزی و مکانیزاسیون، دانشگاه فردوسی مشهد، صص ۱-۱۰.
- Amirnejad, H., S.Khalilian., M. H. Assareh, and M. Ahmadian (2006) Estimating the existence value of north forests of Iran by contingent valuation method. *Ecological Economics*, 58: 665-675.
- Cai, C. G. and X.Y. Zheng (2007) Application of contingent valuation method in valuing health gains from air quality improvement Research of *Environmental Sciences*, 20:150-154.
- Carson, R.T. (1991) Constructed markets: In: Braden, J. B., Kolstad, C.D. (Eds.), *Measuring the Demand for Environmental Quality*, Elsevier, Amsterdam, pp.121-162.
- Garrod, G.D. and Willis, K.G. (1990) *Contingent Valuation Techniques: A Review of Their Unbiasedness, Efficiency and Consistency* Countryside Change Working Paper Series WP10, Countryside Unit, University of Newcastle Upon Tyne.
- Greene, W.H. (1993). *Econometric analysis*; 2nd edition, New York: Macmillan.
- Heckman, J. (1976) The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models; *Journal of Economic and Social Measurement*, 5: 475-492.
- Judge, G., C. Hill, W. Griffiths, T. Lee, and H. Lutkepohl (1982) *Introduction to the theory and practice of econometrics*; New York: Wiley.

- Mcdonald, J. F., and Moffitt, R. A (1982) The uses of tobit analysis; Review of Economic and Statistics, Vol. 62: 318-321.
- Pattanayak, S. and Mercer, D. E. (1998) Valuing soil conservation benefits of agroforestry: contour hedgerows in the eastern Visayas; Philippines: Agricultural Economics, 18: 31-46.
- Peng .X. Z, and W.H. Tian (2003) Study on Willingness to pay about air pollution on economic loss in Shanghai. World Economic Forum, 3:32-44.
- Tambia, N. E., Mukhebi, W. A., Maina, W.O. and Solomon, H.M. (1998) Probit analysis of livestock producers' demand for private veterinary services in high potential agricultural areas of Kenya; Agricultural Systems, 59: 163-176.
- Wang, H., and J. Mullahy (2006) Willingness to pay for reducing fatal risk by improving air quality: a contingent valuation study in Chongqing; China: Science of the Total Environment, 367:50-57.
- Wang, X. j., W.Li. Y. Zhang, K. Z. Yang, and M. Bai (2006) Air quality improvement estimation and assessment using contingent valuation method, a case study in Beijing; Environmental Monitoring and Assessment, 120 (1-3):153-168.
- Wang, Y. and Y. SH. Zhang (2009) Air quality assessment by contingent valuation in Ji'nan; China: Journal of Environmental Management, 90:1022-1029.
- Whitehead, J. C., and Finney, S. S. (2003) Willingness to pay for submerged maritime cultural resources; Journal of Cultural Economics, 27(3-4): 231-240.