

The Effect of Air Pollution on Real-Estate Price in Tehran

Parham Heidari Bahadori¹ | p.heydari@imps.ac.ir
Mohammad Hoseini² | mo.hoseini@imps.ac.ir

Received: 01/08/2021 | Accepted: 26/02/2022

Abstract This paper investigates the effect of air pollution on real-estate price in Tehran for the period (2013-14) and (2018-19). By combining microdata of real-estate transactions for more than 50,000 units that are traded multiple times during the period of study, the pollution index is constructed for each house by using the air pollution index from various stations in Tehran. Using this dataset, the effect of different pollutants on house prices is estimated. The findings show that particulate matter ($PM_{2.5}$ index) decreases house prices in Tehran, such that one standard deviation increase in the $PM_{2.5}$ index reduces house price by 3.1 percent. Moreover, there is no significant effect of NO_2 and CO pollutants, which can be due to their unobservability in air, their trivial instant effect on health, and the insignificance of these pollutants in determining the final index.

Keywords: Air Pollution, House Price, Particulate Matter, Panel Data, Hedonic Pricing.

JEL Classification: R32, Q51, Q53.

1. M.A. in Industrial Engineering, Macro Systems Orientation, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.

2. Assistant Professor in Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran (Corresponding Author).

تأثیر آلودگی هوا بر قیمت مسکن در شهر تهران

p.heydari@imps.ac.ir

پرهام حیدری بهادری

کارشناس ارشد، مهندسی صنایع، گرایش سیستم های کلان،
موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی، تهران، ایران.

mo.hoseini@imps.ac.ir

محمد حسینی

استادیار اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و
برنامه ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۰۷

دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۱۰

فصلنامه علمی - پژوهشی
دانشگاه آزاد اسلامی - واحد تهران شمال

جلد پنجم و ششم
شنبه ۱۳۹۷ (پاکیزه) ۹۰-۹۲

شماره ۴ | نویسنده ۳۶۰ |

doi: 10.52547/jpbud.26.4.3

چکیده: این پژوهش به بررسی تاثیر آلودگی هوا بر قیمت مسکن در کلان شهر تهران طی سال های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۲ می پردازد. با ترکیبی از داده های خرد معاملات مسکن وزارت راه و شهر سازی و شاخص های آلودگی سامانه پایش کیفی هوا کشور، برای بیش از ۵۰ هزار منزل مسکونی که دست کم دو بار در بازه مورد بررسی معامله شده اند، یک شاخص آلودگی متغیر در زمان برای هر منزل مسکونی بر اساس میانگین وزنی ایستگاه های آزادیک ساخته شد. با استفاده از این پایگاه داده، اثر شاخص های مختلف آلودگی بر قیمت مسکن در یک مدل پانل تخمین زده شد. یافته های پژوهش نشان می دهند که آلودگی ذرات معلق در هوا که با شاخص $PM_{2.5}$ مشخص می شود، اثر منفی بر قیمت مسکن در کلان شهر تهران داشته است، به طوری که یک انحراف معیار افزایش شاخص $PM_{2.5}$ به کاهش $3/1$ درصدی قیمت مسکن منجر می شود. همچنین، اثر آلاینده های NO_2 و CO بر قیمت مسکن ناچیز و بی معنای است، که به نظر می رسد این نتیجه ناشی از مشاهده ناپذیری بصری، نداشتن اثر آنی بر سلامت، و کمتر تعیین کننده بودن این دو آلاینده در شاخص کل است.

کلیدواژه ها: آلودگی هوا، قیمت مسکن، ذرات معلق در هوا، مدل داده های پانل، قیمتگذاری هدونیک.

طبقه بندی JEL: Q51, Q53, R32

مقدمه

یکی از مشکلاتی که جوامع امروزی طی سال‌های اخیر به‌طور جدی با آن مواجه هستند، آلودگی هوا است. کشور ایران مانند بسیاری از کشورهای جهان از این معضل مستثنی نبوده و طی سال‌های اخیر با مشکلات جدی در این زمینه، بهویژه در کلان‌شهرها و شهرهای صنعتی مواجه بوده است. افزایش آلودگی هوا موجب شیوع انواع بیماری‌ها و بالا رفتن نرخ مرگ‌ومیر می‌شود و چهره زشتی برای شهرها به بار می‌آورد. اما به این دلیل که آلودگی کالای غیربازاری است، هزینه‌های اقتصادی و قیمت آن به‌طور مستقیم قابل اندازه‌گیری نیست. یکی از راه‌های سنجش اثر آلودگی روش قیمتگذاری هدونیک^۱ مسکن است. قیمت مسکن به‌طور خلاصه ارزش درکشده یک منزل مسکونی است که خانوارها توافق می‌کنند منزل را با آن قیمت بخرند یا تمايل به پرداخت این مقدار هزینه برای خرید منزل مسکونی مورد نظر دارند. خانوارها در تهیه مسکن خود عوامل مختلفی را در نظر می‌گیرند و به شرط ثابت بودن سایر عوامل، افراد حاضرند برای سکونت در منطقه‌ای که آلودگی هوای کمتری دارد، هزینه بیشتری پردازند تا از منفعت هوای پاک‌تر بهره‌مند شوند. بنابراین، با استفاده از داده معاملات مسکن که ترجیحات آشکارشده افراد را نشان می‌دهد و با کنترل سایر عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن، می‌توان مضرات آلودگی هوا را ارزشگذاری کرد.

آلودگی هوا شامل آلاینده‌های مختلفی مانند ذرات معلق، سرب، اوزون، و کربن مونوکسید می‌شود و هر کدام از این آلاینده‌ها در یک بازه زمانی غلظتی دارد که قابل اندازه‌گیری است و حد غلظتی که برای سلامت افراد خطرناک است، برای هر کدام مقداری مشخص است. برای این سطوح، آلودگی شاخص کیفیت هوا تعریف شده است تا حد ضرر آلودگی هوا برای سلامت افراد نسبت به میزان غلظت آلودگی در هوا بهتر قابل درک باشد. این شاخص برای شش آلاینده اصلی هوا یعنی کربن موноکسید، اوزون، نیتروژن دی‌اکسید، سولفور دی‌اکسید، و ذرات معلق در هوا (به تفکیک قطر کمتر از ۱۰ میکرون و قطر کمتر از ۲/۵ میکرون) تعریف می‌شود و معنای آن به صورت [جدول \(۱\)](#) است:

کیفیت هوای محدوده مجاز)	توضیحات
پاک (۰-۵۰)	کیفیت هوای مناسب و بی خطر است یا تاثیر کمی بر سلامتی دارد.
سالم (۵۱-۱۰۰)	کیفیت هوای قابل قبول و غلظت آلاینده‌ها کمتر از حد سلامت است.
ناسالم برای گروههای خاص (۱۰۱-۱۵۰)	گروههای حساس اثرپذیری بیشتری از آلودگی هوای خواهند داشت.
ناسالم (۱۵۱-۲۰۰)	کلیه افراد جامعه در معرض خطرات ناشی از آلودگی هوای قرار می‌گیرند و گروههای حساس ممکن است دچار عوارض شدیدتری شوند.
بسیار ناسالم (۲۰۱-۳۰۰)	احتمال بروز عوارض جدی بر سلامت افراد جامعه افزایش می‌یابد.
خطرناک (۳۰۱-۵۰۰)	شرایط بهنحوی است که کلیه افراد جامعه می‌باشند از قرار گرفتن در هوای آزاد خودداری نمایند یا حتی امکان شهر را ترک کنند.

منبع: سازمان حفاظت محیط‌زیست^۱

بر اساس گزارش‌های سالانه شرکت کنترل کیفیت هوای شهر تهران^۲، در سال‌های اخیر تعداد روزهایی از سال که دارای هر یک از سطوح کیفی بالا بوده‌اند، به صورت شکل (۱) بوده است. مشاهده می‌شود که آلوده‌ترین سال در بازه مورد بررسی سال ۱۳۹۲ و پاک‌ترین سال ۱۳۹۷ است و تغییرات تعداد روزهای پاک و آلوده در سال‌های مختلف زیاد است. در این گزارش‌ها، مبنای برای اعلام شاخص کیفیت هوای^۳ بیشترین شاخص بین آلاینده‌های مختلف است و به دلیل این که در اغلب روزها آلاینده PM_{2.5} غلظت بیشتری از سایر آلاینده‌ها دارد، می‌توان شاخص‌های اعلام شده را به نوعی مربوط به شاخص این آلاینده دانست. این آلاینده در هوای قابل مشاهده است و هنگامی که غلظت آن در هوای زیاد باشد، باعث ایجاد احساس ناراحتی در افراد می‌شود و اثر وضعی بهنسبت سریعی بر سلامت افراد می‌گذارد.

1. <https://nacc.doe.ir/portal/file/?679613.شاخص-کیفیت-هوای.docx>

2. <https://air.tehran.ir/Default.aspx?tabid=471>

3. Air Quality Index (AQI)



شکل ۱: تعداد روز در سال با کیفیت هوای مختلف در تهران

مشکلات بوجودآمده به دلیل آلودگی هوا و برنامههای در نظر گرفته شده برای مقابله با آن، هزینه‌های اقتصادی مستقیم و غیرمستقیمی بر دوش دولتها و مردم می‌گذارند. از منظر سیاستگذاری، آگاهی از میزان این هزینه و مقایسه آن با هزینه اجرای سیاستهای کنترل آلودگی هوا برای برنامه‌ریزی شهری حائز اهمیت است. از این‌رو، پژوهش اقتصادی در زمینه ارزشگذاری مضرات آلودگی هوا، که کالایی غیربازاری است، ضروری است. در این زمینه، اگرچه در گذشته مطالعاتی با رویکرد هدونیک برای کشور ایران انجام شده (Salem & Akaberi, 2018)، اما شکاف موجود در ادبیات، استفاده از داده‌های تجمعی شده در سطح استان یا شهر و عدم استفاده از داده‌های خرد بوده است. سهم اصلی این پژوهش در پر کردن شکاف موجود، استفاده از داده‌های خرد معاملات مسکن و داده‌های تک‌تک ایستگاههای سنجش آلودگی در کلان‌شهر تهران، و جور کردن آن‌ها با هم است. از این طریق، کیفیت تخمین انجام شده در پژوهش حاضر به مرتب نسبت به پژوهش‌های پیشین در ایران بهبود یافته است. شکاف دیگر موجود در ادبیات، مربوط به مدل‌های هدونیک کنترلی برای عوامل مختلفی است که می‌توانند بر قیمت اثرگذار باشند و معمولاً به دلیل کم بودن متغیرهای قابل مشاهده، این مسئله با ناکارایی در تخمین مواجه می‌شود. در این راستا، سهم دیگر پژوهش حاضر در پیشبرد ادبیات موجود در ایران، استفاده از مدل داده‌های پانل در سطح مسکن با تمرکز بر واحدهایی است که در پایگاه داده چندین بار معامله شده‌اند. استفاده از این داده، ما را قادر می‌سازد

که با در نظر گرفتن متغیرهای مجازی مربوط به هر واحد، بتوانیم عوامل غیرقابل مشاهده واحدهای مسکونی را نیز کنترل کنیم.

در ادامه، ابتدا به مرور پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. سپس داده‌ها و الگوی مدل تشریح می‌شوند، و در نهایت نتایج مورد بحث قرار می‌گیرند و نتیجه‌گیری انجام می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

پژوهش ریدکر و هنینگ^۱ (۱۹۶۷)، از نخستین شواهد آماری قابل اتکا در منطقه سنت لوییس^۲ در زمینه تاثیر آلدگی هوا بر قیمت مسکن بوده است. آن‌ها اثر تغییرات در سطوح آلدگی هوا بر قیمت منازل مسکونی را برای خانوارهای ساکن مناطق شهری با استفاده از روش OLS^۳ برای داده‌های مقطع زمانی^۴ از منطقه سنت لوییس در سال ۱۹۶۰ تخمین زده‌اند. نورس^۵ (۱۹۶۷)، نیز دو تخمین دیگر برای این تاثیر در همان منطقه و با استفاده از همان داده‌ها ارائه داد که نتایج مشابهی را در خصوص ارتباط منفی آلدگی با قیمت مسکن نشان می‌داد. اندرسون و کروکر^۶ (۱۹۷۱)، پایه‌های نظری مطالعات با داده‌های مقطعی را در مورد تقاضا آزمودند و (مانند Ridker & Henning, 1967) از کالا به عنوان متغیر توضیحی استفاده کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های جدیدتر برای سنت لوییس، کانزاس، و واشنگتن دی‌سی وجود اثر منفی آلدگی هوا بر قیمت مسکن را در ساختار دیگری به دست آورdenند. ویند^۷ (۱۹۷۳)، از داده‌های ریدکر و هنینگ (۱۹۶۷) برای بررسی اثر منفی آلدگی هوا بر قیمت مسکن با معادله تخمینی متفاوت از آن استفاده نمود.

پس از این ادبیات بود که پژوهش درباره پایه‌های نظری مطالعات انجام شده تا آن زمان و میزان درستی آن‌ها آغاز شد. ابتدا فریمن^۸ (۱۹۷۴)، به مسائلی حل نشده در مطالعات مربوط به ارتباط آلدگی هوا و قیمت مسکن می‌پردازد. در مدلی که ارائه می‌دهد، نشان داده می‌شود که تخمین معمول قیمت مسکن روی متغیرهای آلدگی، منحنی تقاضا را برای هوای پاک مشخص نمی‌کند. با

-
1. Ridker & Henning
 2. St. Louis Metropolitan
 3. Ordinary Least Squares
 4. Cross Section
 5. Nourse
 6. Anderson & Crocker
 7. Wieand
 8. Freeman

این حال، از آن جا که مشتق اول تابع مشاهده شده قیمت اجاره، مکان هندسی تعادل میل نهایی به پرداخت خانوار^۱ است، منفعت تجمعی می‌تواند به شکل مستقیم محاسبه شود. وی همچنین امکان به دست آوردن محاسبات تقریبی از منافع تجمعی را برای تغییرات غیرنهایی در آلودگی هوا مورد بحث قرار می‌دهد. **رمزی^۲ (۱۹۷۶)**، با این اعتقاد که مطالعات گذشته به دلیل این که تاثیر مالیات و سیاست‌های هزینه‌ای دولت‌ها را به شکل مناسبی در نظر نگرفته‌اند، کامل نیستند. بنابراین، وی تاثیر ترکیبی کیفیت هوا و تغییرات مالی بر قیمت مسکن را مورد بررسی قرار می‌دهد.

با پژوهشی که **روزن^۳ (۱۹۷۴)**، درباره روشی جدید در بررسی عواملی که به صورت ضمنی بر قیمت یک کالا اثرگذارند انجام داد، باب تازه‌ای در ادبیات تاثیر آلودگی هوا بر قیمت مسکن گشوده شد. او مدلی ارائه کرد که در آن یک محصول متمایز به وسیله برداری از ویژگی‌های آن توصیف می‌شود، و قیمت‌های مشاهده شده محصول و مقدار مشخص ویژگی‌های در ارتباط با هر کالا، یک مجموعه از قیمت‌های ضمنی یا قیمت‌های هدونیک را تعریف می‌کنند. او نظریه قیمت‌های هدونیک را به عنوان یک مسئله اقتصادی تعادل مکانی فرمول‌بندی می‌کند که در آن کل مجموعه قیمت‌های ضمنی تصمیمات مکانی مصرف‌کننده (در اینجا خریدار) و تولیدکننده (در اینجا سازنده یا فروشنده) را هدایت می‌کند. **نلسون^۴ (۱۹۷۸)**، از روش تخمین دومرحله‌ای که توسط **روزن (۱۹۷۴)** برای تخمین تقاضای ساختاری و معادلات عرضه کیفیت هوا در مناطق شهری پیشنهاد شده بود استفاده کرد. در قدم اول، یک تخمین هدونیک قیمت برای قیمت مسکن در مناطق مسکونی شهر واشینگتن در سال ۱۹۷۰ برآورد کرد و در قدم دوم، یک مجموعه از قیمت‌های هدونیک نهایی اجرا شد. نتایج تجربی نشان دادند که کشش قیمت برای تقاضا بین $\frac{1}{2}$ - $\frac{1}{4}$ و کشش درآمدی یک واحد است.

هریسون و روینفلد^۵ (۱۹۷۸الف)، مسائل روش‌شناسی مرتبه را با استفاده از داده بازار مسکن برای اندازه‌گیری میل به پرداخت به منظور داشتن هوا پاک بررسی می‌کنند. آن‌ها با استفاده از مدل هدونیک قیمت مسکن و داده منطقه کلان شهر بوسټون، تخمین‌های کمی از میل نهایی به پرداخت را برای بهبود کیفیت هوا برآورد می‌کنند و نشان می‌دهند که خسارات نهایی آلودگی هوا (مانند بازار مسکن) با سطح آلودگی هوا و همچنین با درآمد خانوار تغییر می‌کند. نتایج به تصریح معادله هدونیک قیمت مسکن حساس است، اما نسبت به تصریح معادله تقاضای آلودگی هوا حساسیتی ندارد.

1. Marginal Willingness To Pay (MWTP)

2. Ramsey

3. Rosen

4. Nelson

5. Harrison & Rubinfeld

هربیسون و روینفلد (۱۹۷۸)، به اندازه‌ای از اریب می‌پردازند که در نتیجه استفاده از ضریب همیستگی آلدگی هوا در معادله هدونیک قیمت مسکن به منظور برآورد میل نهایی به پرداخت خانوار ساکن در مناطق مسکونی برای بهبود غیرنهایی کیفیت هوا حاصل می‌شود.

مطالعات موری بخش مهمی از ادبیات پژوهش را تشکیل می‌دهند. **فریمن (۱۹۸۱)**، این بار موری تهیه می‌کند از پایه‌های نظری و فروضی که در معادلات هدونیک قیمت که از داده قیمت مسکن برای فهمیدن اندازه قیمت‌ها وتابع معکوس تقاضای رفاه زیستمحیطی مانند کیفیت هوا استفاده شده بودند. همچنین، وی یک مور و ارزیابی از کاربردهای تجربی موجود این تکنیک برای مسائل کیفیت هوا و آب و آلدگی صوتی انجام می‌دهد. **گریوز و همکاران^۱ (۱۹۸۸)**، پایداری^۲ تخمین‌های هدونیک از مقادیر نهایی زیستمحیطی را برای جایگزینی تصريح‌ها جستجو می‌کنند تا راهنمایی برای مطالعات منفعت زیستمحیطی در آینده باشد. **اسمیث و هوانگ^۳ (۱۹۹۳)**، تحلیلی انجام می‌دهند تا بفهمند که مطالعات و مدل‌های هدونیک قیمت، تاثیر آلدگی هوا بر قیمت مسکن را تا چه حدی به طور موثر تشخیص داده‌اند. آن‌ها گزارش می‌دهند که چگونه در ۳۷ مطالعه انجام‌شده داده، تصريح مدل، و شرایط بازار مسکن در شهرها بررسی شده و این مطالعات چگونه بر توانایی مدل‌های هدونیک برای کشف روابط منفی و از نظر آماری معنادار بین قیمت مسکن و میزان آلدگی هوا تاثیر گذاشته‌اند.

پس از مطالعات موری و بررسی پایه‌های نظری مربوط به این موضوع، وقت آن رسید که پژوهشگران در اصلاح و تکمیل پژوهش‌های پیشین بکوشند. **اسمیث و هوانگ (۱۹۹۵)**، این بار نتایج خلاصه آماری از تخمین‌های میل نهایی به پرداخت را برای کم کردن ذرات ارائه می‌دهند و از مدل‌های هدونیک قیمت مسکن، که بین سال‌های ۱۹۶۷ تا ۱۹۸۸ انجام شده بودند، استفاده می‌کنند. نتایجی که از تخمین‌زننده‌های OLS و قدر مطلق حداقل انحراف از میانگین گرفته شد، نشان می‌دهند که شرایط بازار و روشی که برای پیاده‌سازی مدل‌های هدونیک پیاده شده‌اند، در نتیجه تخمین میل نهایی به پرداخت بسیار مهم هستند.

معاهدات زیستمحیطی برای استفاده در این‌گونه مطالعات بسیار مفید هستند. **باءه^۴ (۱۹۹۷)**، بررسی می‌کند که آیا وضع استانداردهای هوای پاک توسط حکومت فدرال در کلان‌شهر لس‌آنجلس

-
1. Graves *et al.*
 2. Robustness
 3. Smith & Huang
 4. Bae

کیفیت درآمد را بهبود داده است یا خیر. او تلاش می‌کند دستاوردها و خسارات تغییرات قیمت مسکن بر قشر متوسط را (با استفاده از تخمین میزان رفاه جامعه) اندازه‌گیری کند. [چتوپاتیایا^۱](#) (۱۹۹۹)، یک مجموعه داده بزرگ در سطح خانوار را با تکیک دورحله‌ای تخمین هدونیک ترکیب می‌کند تا تخمین‌های تازه‌ای از میل به پرداخت برای کاهش آلودگی هوا در شیکاگو برآورد نماید. او نشان می‌دهد که تخمین‌هایی از نوع میل به پرداخت در تصریح فرم ساختاری پایدار هستند و تخمین‌های میل نهایی به پرداخت برای کاهش میزان^{۱۰} PM_{2.5} (ذرات معلق با قطر کمتر از ۰.۰۲ میکرون) به مقدار زیادی با تخمین‌های قبلی قیاس‌پذیرند. منافع تغییرات غیرنهایی نشان می‌دهند که خانوارها از PM بیشتر از SO₂ متضرر می‌شوند. [برون و همکاران^۴](#) (۱۹۹۹)، از مجموعه داده قیمت مسکن و همچنین داده کیفیت هوای ساحل جنوبی لس‌آنجلس استفاده می‌کنند تا درباره نتایج تجربی خوشبندی جغرافیایی^۵ بر میل نهایی به پرداخت برای مشخصه‌های زیستمحیطی تحقیق کنند. داده آن‌ها یک ساختار طبیعی سلسله‌مراتبی را بازتاب می‌دهد که در سطح یک مربوط به داده مکانی (قیمت مسکن، منطقه زندگی)، در سطح دو مربوط به داده همسایگی، و در سطح سه مربوط به داده کیفیت هوا است. سنجیدن روش‌های امتحان‌نشده می‌تواند راهگشا و همچنین راهنمای بسیار مناسبی برای مطالعات بعد از خود باشند. [پالمکوئیست و ایسرانگکورا^۶](#) (۱۹۹۹)، در ۱۳ منطقه ایالت متحده آمریکا مقایسه‌ای بین نتایج مدل‌های هدونیک قیمت مسکن و تأثیر آلودگی هوا بر آن که با استفاده از بازارهای چندگانه و تخمین سیستم‌ها بدست آمده بود، با نتایج مدل‌های تصادفی مطلوبیت (که از همان داده‌ها استفاده کرده بودند) انجام دادند. [کیم و همکاران^۷](#) (۲۰۰۳)، برای بهبود دادن روش توابع تخمین‌زننده هدونیک قیمت، آن هم هنگامی که داده‌ها ذاتاً فاصله‌ای^۸ هستند، یک مدل هدونیک قیمت مسکن و اقتصادسنجی فاصله‌ای ساختند و برای کلان‌شهر سئول ارزش نهایی بهبود را در غلظت سولفور دی‌اکسید (SO₂) و نیتروزن دی‌اکسید (NO_x) تخمین زدند. آزمون تشخیصی^۹ باعث شد تا مدل تاخیر فاصله‌ای بر مدل خطای فاصله‌ای ترجیح داده شود. نتایج نشان می‌دهند که سطوح

1. Chattopadhyay
2. Particulate Matter
3. Sulfur Dioxide
4. Beron *et al.*
5. Geographic Clustering
6. Palmquist & Israngkura
7. Kim *et al.*
8. Spatial
9. Diagnostic Testing

آلینده سولفور دی اکسید اثر قابل قبولی بر قیمت مسکن دارد، در حالی که آلینده نیتروژن دی اکسید چنین اثری ندارد. پژوهشگران این تفاوت در تاثیر را به سطوح بالای آلینده سولفور دی اکسید، هنگامی که با استانداردهای آلودگی مقایسه شد و تاخیر مربوط به آلینده نیتروژن دی اکسید، نسبت می‌دهند. [انسلین و گالو^۱ \(۲۰۰۶\)](#)، حساسیت مدل‌های هدونیک قیمت مسکن را به درون‌یابی مکانی^۲ مقادیر کیفیت هوا بررسی می‌کنند. سه جنبه از این پرسش در نظر گرفته شد: تکنیک درون‌یابی مورد استفاده، شامل بودن کیفیت هوا به عنوان یک متغیر پیوسته در مقابل متغیر گسسته در این مدل، و روش مورد استفاده برای تخمین. آن‌ها از نمونه فروش مسکن در سال ۱۹۹۹ در سواحل جنوبی منطقه کالیفرنیا و از هر دو روش^۳ MLE و^۴ GMM در تخمین هدونیک قیمت استفاده می‌کنند.

در ادامه [Neill و همکاران^۵ \(۲۰۰۷\)](#)، در مطالعات هدونیک قیمت مسکن نشان می‌دهند که روش تخمین بیشینه درستنمایی مکانی نسبت به روش هدونیک حداقل مریعات ارجحیت دارد. توانایی‌های آن زمان، محاسبات روش بیشینه درستنمایی را به مجموعه داده‌های کوچک محدود کرده بود. آن‌ها این محدودیت را با وصل کردن روش بیشینه درستنمایی مکانی به خودراهندازی بلوکی^۶ که فرمی از شبیه‌سازی مونته کارلو^۷ است و برای داده‌های مستقل مکانی استفاده می‌شود، برطرف می‌کنند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که روش بیشینه درستنمایی مکانی در شرایط این شبیه‌سازی همواره بهتر از روش OLS است و فارغ از روش استفاده شده، کیفیت داده هوا مهم است. [انسلین و لوزانو-گراسیا^۸ \(۲۰۰۸\)](#)، معتقدند که در ارزیابی تاثیر بهبود کیفیت هوا از طریق مدل‌های تخمین هدونیک قیمت مسکن، اغلب جنبه خطای بالقوه در متغیرها در اندازه آلودگی هوا تا آن زمان نادیده گرفته شده بودند. آن‌ها میزانی را که در آن ممکن است این خطای بر نتایج تخمین‌های میل نهایی به پرداخت تاثیر بگذارد، ارزیابی می‌کنند و از داده‌های قیمت مسکن و کیفیت هوا در سال ۱۹۹۹ در ساحل جنوبی منطقه کالیفرنیا استفاده می‌کنند. [باخاری و همکاران^۹ \(۲۰۱۲\)](#)، مدل هدونیک مسکن را در حضور متغیرهایی که در طول زمان تغییر می‌کنند و قابل مشاهده نیستند، بازطراجی می‌کنند. مدل آن‌ها بر

-
1. Anselin & Le Gallo
 2. Spatial Interpolation
 3. Maximum Likelihood Estimation
 4. Generalized Method of Moments
 5. Neill *et al.*
 6. Block Bootstrapping
 7. Monte Carlo Simulation
 8. Anselin & Lozano-Gracia
 9. Bajari *et al.*

این فرض استوار است که می‌توان از قیمت قبلی معامله شده برای کنترل ویژگی‌های یک مسکن یا ویژگی‌های همسایگی آن، که در طول زمان تغییر می‌کنند ولی قابل مشاهده نیستند، استفاده نمود. آن‌ها با تخمین اثر سه آلاینده هوا بر قیمت مسکن در کالیفرنیا طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶ مشاهده می‌کنند که در نظر نگرفتن اریب ناشی از این مسئله می‌تواند منافع ناشی از سیاست کاهش آلودگی هوا را کمتر نشان دهد.

با توجه به این که پژوهش‌های مشابه برای کشورهای در حال توسعه و همچنین کشورهای غیر از ایالات متحده آمریکا بسیار کم انجام گرفته بود، [یوسف و رسوسودارمو^۱](#)، تلاش می‌کنند تحلیل هدونیک قیمت مسکن را که روش معمول استفاده شده برای یافتن ارزش هوا پاک در کشورهای توسعه‌یافته است، انجام دهند. این تحلیل با استفاده از ترکیب داده‌های قیمت مسکن و ویژگی‌های آن از مشاهدات خانوار اندوزنیایی، و داده‌های سطح شش آلاینده متفاوت در محیط شهر جاکارتا انجام می‌گیرد و نتایج نشان می‌دهد که سرب، هیدروکربن، و سولفور دی‌اکسید جزو آلاینده‌هایی هستند که رابطه منفی با قیمت مسکن دارند. [کومارووا^۲](#)، قیمت ضمنی سطح زیستمحیطی آلودگی هوا را در شهر مسکو بر پایه قیمت مسکن محاسبه می‌کند. متغیرهای توضیحی او شامل مشخصات فیزیکی منازل، زیستمحیطی، جامعه‌شناسی محلی، و داده‌های جغرافیایی (مختصات جغرافیایی هر مسکن) می‌شوند. نتایج رگرسیون خطی برای متغیرهای زیستی، کاهش قیمت‌ها را هنگام افزایش سطح آلودگی هوا اعم از موادی چون کربن مونو‌اکسید، نیتروژن دی‌اکسید، سولفور دی‌اکسید، و ذرات معلق نشان می‌دهند. همچنین، میل نهایی به پرداخت برای کیفیت بالاتر زیستمحیطی برای مدل‌های خطی و log-log ارائه شد. [گونزالز و همکاران^۳](#)، میل نهایی به پرداخت را برای کاهش PM_{10} در سه شهر بزرگ مکزیک تخمین می‌زنند. این تخمین از داده‌های ژانویه ۲۰۰۳ تا می‌۴ ۲۰۰۰ انجام می‌گیرد و از روش متغیر ابزاری برای از بین بدن اریب مربوط به متغیرهای واسطه‌ای^۴ استفاده می‌شود و از فصلی بودن غلظت PM_{10} به واسطه الگوهای بارش در آن سه شهر به منظور ساختن یک ابزار معتبر برای PM_{10} استفاده می‌گردد.

اصلاحات قانون هوا پاک^۵ در ایالات متحده آمریکا به‌طور مستقیم با آلودگی هوا

1. Yusuf & Resosudarmo

2. Komarova

3. Gonzalez *et al.*

4. Omitted Variables

5. Clean Air Act (CAA) [https://en.wikipedia.org/wiki/Clean_Air_Act_\(United_States\)](https://en.wikipedia.org/wiki/Clean_Air_Act_(United_States))

ارتباط داشته و برای استفاده در مطالعات مربوط به این زمینه مناسب بوده است. چای و گرینستون^۱ (۲۰۰۵)، با استفاده از ساختار این قانون، تاثیر ذرات معلق در هوا^۲ را بر قیمت مسکن مطالعه می‌کنند. مطابق با این قانون، مناطقی که در آن‌ها آبودگی هوا از سطحی مشخص فراتر باشد، قوانین و محدودیت‌های خاصی برای کاهش آبودگی در این مناطق اعمال می‌شود. آن‌ها از این وضعیت، یعنی بالاتر بودن آبودگی هوا از سطح مجاز، به عنوان یک متغیر ابزاری^۳ استفاده می‌نمایند و مشاهده می‌کنند که کشش قیمت نسبت به آبودگی هوا بین ۰/۰-۰/۳۵ تا ۰/۲۰ است. همچنین، نشان می‌دهند که این مدل نسبت به تخمین‌های مقطع زمانی و اثر ثابت حساسیت کمتری نسبت به تصریح مدل دارد. لانگ^۴ (۲۰۱۵)، با استفاده از مشاهدات محدودشده خانوار آمریکایی، که یک پانل با تناوب زیاد از قیمت‌ها و معاملات و مشخصات ساکنان است، مسیر زمانی قیمت‌ها (مرتب شده بر اساس ترجیحات) را در پاسخ به تغییرات کیفیت هوا، که به دلیل تغییرات فشار قانونی متاثر از قانون اصلاحات ۱۹۹۰ هوای پاک ایجاد شد، بررسی می‌کند. نتایج او نشان می‌دهد که مالکان مسکن به تغییرات سریعاً واکنش نشان می‌دهند. **بنتو و همکاران^۵ (۲۰۱۵)**، با استفاده از داده‌های جغرافیایی و با بهره بردن از راهبرد متغیر ابزاری نشان می‌دهند. **لی و همکاران^۶ (۲۰۱۶)**، با استفاده از داده‌های معاهده هوای پاک در سال ۱۹۹۰ تدریجی بوده است. بر اساس داده‌های قیمت مسکن، به طور سالانه خانوارهای صدک‌های پایین درآمدی از این برنامه برابر با ۰/۳ درصد از درآمدشان طی دهه ۱۹۹۰ سود کردند، و این مقدار تقریباً دو برابر خانوارهایی است که در صدک‌های بالاتر بودند.

بعد از گذشت قریب به نیم قرن از اولین مطالعات مربوط به تاثیر آبودگی هوا بر قیمت مسکن، که در منطقه سالت لیک^۷ انجام شده بودند، نیاز به مطالعه جدید با توجه با داشتن جدید در این منطقه حس شد. **لی و همکاران^۸ (۲۰۱۶)**، معتقدند که پژوهشگران تا آن زمان تاثیرات آبودگی هوا بر قیمت مسکن را به طور جامع و در اقتصاد محلی بررسی نکرده‌اند. این تاثیرات ممکن است به صورت مکانی با معیارهای دسترسی دارای ارتباط باشد، نسبت به چگونگی پراکندگی در زمان و مکان تقاضت داشته باشد، و دارای تاثیرات قابل توجه محدودشده به مکان باشد. در نتیجه، آن‌ها داده‌های قیمت مسکن

-
1. Chay & Greenstone
 2. Total Suspended Particulates (TSPs)
 3. Instrumental Variable (IV)
 4. Lang
 5. Bento *et al.*
 6. Salt Lake
 7. Li *et al.*

و مدل‌های هدونیک قیمت را بررسی می‌کنند تا ترجیحات اساسی مصرف‌کنندگان برای تسهیلات مختلف و معیارهای دسترسی در شهر سالت لیک با تمرکز بر آلودگی هوا و پوشش جنگل آزمون شود. در سال‌های اخیر مطالعات مشابهی در منطقه شرق آسیا انجام شده‌اند. عزمی و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، رابطه بین کیفیت هوا و قیمت مسکن را با این انتظار که کیفیت هوا یک معیار اثربخش بر قیمت مسکن است، در محیط خرد و برای دو ناحیه در ایالت سلانگور^۲ در کشور مالزی با تمرکز بر قیمت منازل مسکونی مورد بررسی قرار می‌دهند. [بونیانام](#)^۳ (۲۰۱۶)، هزینه اقتصادی خسارت آلودگی هوا را در مپ تا فوت^۴ کشور تایلند با استفاده از روش هدونیک قیمت تخمین می‌زند. [هائو و ژنگ](#)^۵ (۲۰۱۷)، از سری داده‌های پنل برای هفت شهر کلیدی چین از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴ برای مطالعه تاثیر آلودگی زیستمحیطی بر قیمت مسکن در شهرهای مهم چین استفاده می‌کنند و در کنار متغیرهای اصلی، متغیرهای کنترلی مانند سرانه مساحت سبز، تعداد وسایل حمل و نقل عمومی بهزادی هر ده هزار نفر، سرانه تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری کل بودجه به تولید ناخالص داخلی، نسبت افراد شاغل به کل جمعیت، و تراکم جمعیت را بکار می‌برند. آن‌ها علاوه بر مدل رگرسیون ایستای پانل دیتا، از GMM برای کنترل درون‌زایی بالقوه و نشان دادن پویایی‌ها استفاده می‌کنند. می و همکاران^۶ (۲۰۲۰)، تلاش می‌کنند متوسط میل نهایی به پرداخت برای هوا پاک در پکن را با مدل هدونیک قیمت اندازه بگیرند. آن‌ها از مجموعه داده‌های تعاملات مسکن و اطلاعات شش آیینه از سال ۲۰۱۳ تا سال ۲۰۱۶ در پکن استفاده می‌کنند. همچنین، در تخمین تابع هدونیک قیمت از روش OLS و مدل پانل با اثرات ثابت^۷ متفاوتی برای کنترل بهتر متغیرهای غیرقابل مشاهده استفاده شده است. [لیو و همکاران](#)^۸ (۲۰۲۱)، با بهره‌گیری از طراحی ناپیوستگی رگرسیون^۹، تاثیر آلودگی هوا بر قیمت مسکن را در طول رودخانه‌ای در چین که منطقه را به دو بخش مجاز و غیرمجاز برای استفاده از گرمایش سوخت ذغالی بر اساس قانون رودخانه هوا^{۱۰} در چین تقسیم کرده بود، بررسی می‌کنند.

1. Azmi *et al.*
2. Selangor
3. Boonyanam
4. Map Ta Phut
5. Hao & Zheng
6. Mei *et al.*
7. Fixed Effects
8. Liu *et al.*
9. Regression Discontinuity (RD)
10. Huai River Policy

آن‌ها با استفاده از تغییرات ذرات معلق با قطر کمتر از ۱۰ میکرومتر و طراحی ناپیوستگی رگرسیون بر اساس فاصله از رودخانه و در شرایطی که تغییرات شباه‌آزمایشی بودند، و همچنین با استفاده از داده‌های مربوط به ۳۰ شهر بزرگ در هر دو طرف رودخانه و در دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۵، مشاهده می‌کنند که به‌ازای هر ۱ میکرومتر بر متر مربع از آلاینده، حدود ۱ درصد به قیمت منازل مسکونی اضافه شده است.

در ایران نیز مطالعاتی در این موضوع صورت گرفته است. **خورشیددوست (۲۰۰۹)**، رابطه بین عوامل زیستمحیطی و قیمت مسکن را در شهر تبریز با استفاده از روش هدونیک قیمت برآورد می‌کند و نتیجه می‌گیرد که محیط‌زیست و عوامل زیستمحیطی ارزش بالایی برای مردم در خرید خانه دارند. **آق‌پور‌صباغی (۲۰۱۱)**، ۳۰۰ پرسش‌نامه در مناطق مختلف کلان‌شهر تهران در سال ۱۳۸۷ جمع‌آوری نمود و تاثیر میزان آلودگی هوا بر قیمت مسکن را از طریق روش هدونیک تخمین زد. **سالم و اکابری تفتی (۲۰۱۸)**، میزان تمايل به پرداخت برای فرار از آثار مضر گاز کربن دی‌اکسید را به تفکیک استان‌های ایران و طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ با استفاده از روش هدونیک قیمت مسکن تخمین می‌زنند.

در زمینه‌های نظری نیز مدل‌سازی‌های فراوانی در رابطه با اثر اقتصادی عوامل زیستمحیطی در ایران انجام گرفته است ([Esfahani & Mahdavi Zafarghandi, 2017; Fadaee & Motaffef, 2016](#)).

روش‌شناسی پژوهش

داده‌ها و مدل

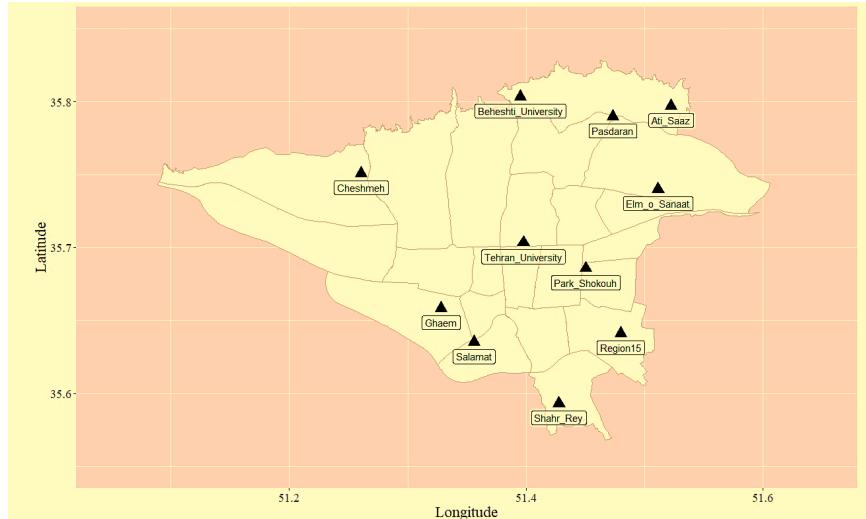
در این بخش به توضیح داده‌های مورد استفاده پرداخته می‌شود و تغییرات ایجادشده در آن‌ها به منظور استفاده در مدل و تخمین نهایی شرح داده می‌شود. این توضیحات به ترتیب برای داده آلودگی هوا، داده معاملات مسکن، نحوه متصل کردن داده معاملات مسکن به داده آلودگی هوا، داده‌های مربوط به تفاوت ویژگی‌های مناطق شهرداری در تهران، خلاصه آماری این داده‌ها، و در نهایت توضیح مدل اقتصادسنجی آورده می‌شوند.

داده آلودگی هوا

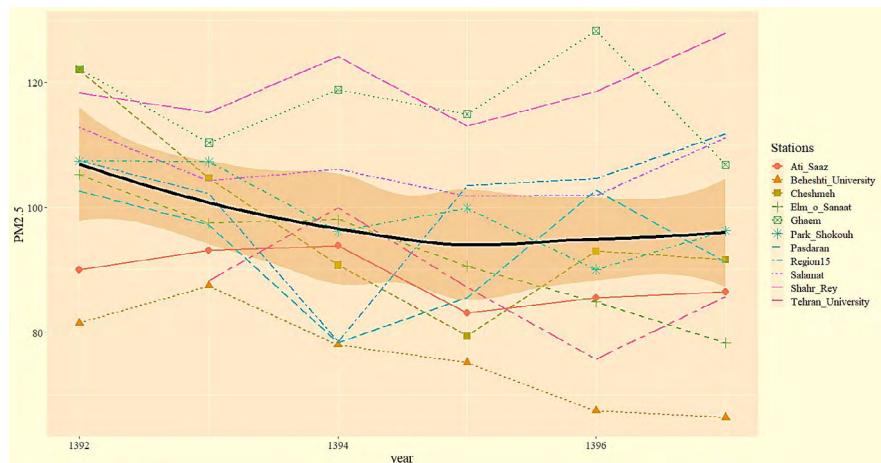
داده آلودگی هوا از سال ۱۳۹۱ در «سامانه پایش کیفی هوای کشور»^۱ به صورت ساعتی و برای

۱۳۱ شهر (تعداد شهرها به تدریج زیاد شده‌اند) در دسترس است. برخی از این شهرها دارای تعداد ایستگاه‌های متفاوتی هستند. این داده‌ها شامل شاخص آلودگی آلاینده‌های کربن مونوکسید، اوزون، نیتروژن دی‌اکسید، سولفور دی‌اکسید، و ذرات معلق در هوا (به تفکیک قطر کمتر از ۱۰ میکرون و قطر کمتر از ۲/۵ میکرون) می‌شود. همچنین، موقعیت جغرافیایی هر ایستگاه مشخص و برای هر استان و هر منطقه و هر ایستگاه یک شناسه مشخص شده است. به منظور تمیز کردن داده آلودگی، ابتدا مشاهدات مربوط به ۱۱ ایستگاه سنجش کیفیت هوا در کلان‌شهر تهران انتخاب شدند.

برای هر کدام از آلاینده‌های مذکور، مشاهدات مربوط به صدک اول و صدک آخر هر آلاینده حذف شد تا مشاهداتی که پر است و با وجود تعداد کم‌شان ممکن است میانگین را تغییر دهند، حذف شوند. برای هر ایستگاه و برای هر آلاینده، مقایسه ساعتی بین شاخص‌ها انجام شد و جهش‌های ناگهانی (بیش از ۴۰ واحد تغییر در شاخص) در مشاهدات حذف شدند و سپس، از این داده‌های ساعتی در روزهایی که دست کم ۱۲ ساعت مشاهده برای کیفیت هوا وجود داشت، به صورت روزانه میانگین‌گیری شد. بعد از آن، برای هر ایستگاه و برای هر شش آلاینده ذکر شده، برای تمام روزهای موجود در دامنه زمانی این پژوهش، میانگین سالانه شاخص (میانگین ۳۶۵ روز منتهی به روز مورد نظر) گرفته شد و روزهایی که در آن‌ها ایستگاه و شاخص مورد نظر طی ۳۶۵ روز قبل از خود کمتر از ۱۲۰ روز دارای مشاهده بودند، از داده حذف شدند. به این ترتیب، برای هر ایستگاه و برای روزهایی که دارای مشاهدات کافی سالانه بودند، میانگین شاخص آلاینده‌ها برای یک سال منتهی به آن روز برای آن ایستگاه به دست آمد. موقعیت ایستگاه‌های سنجش کیفیت هوا در شکل (۲) نشان داده می‌شود و خطوط خاکستری در نقشه مرز مناطق شهرداری تهران را نشان می‌دهند. میانگین تغییرات سالانه برای شاخص آلاینده $PM_{2.5}$ که مهم‌ترین شاخص آلودگی است، در شکل (۳) آمده است. خط سیاه ضخیم، میانگین سالانه شاخص کل ایستگاه‌ها و خطوط دیگر، میانگین سالانه شاخص هر ایستگاه را نشان می‌دهند. همان‌طور که دیده می‌شود، شهری و قائم جزو آلوده‌ترین ایستگاه‌ها و دانشگاه شهید بهشتی پاک‌ترین ایستگاه در دوره مورد بررسی هستند.



شکل ۲: مکان جغرافیایی ایستگاه‌های سنجش کیفیت هوا در نقشه تهران



شکل ۳: تغییرات کیفیت آلاینده $PM_{2.5}$ در سطح ایستگاه‌ها

داده معاملات مسکن

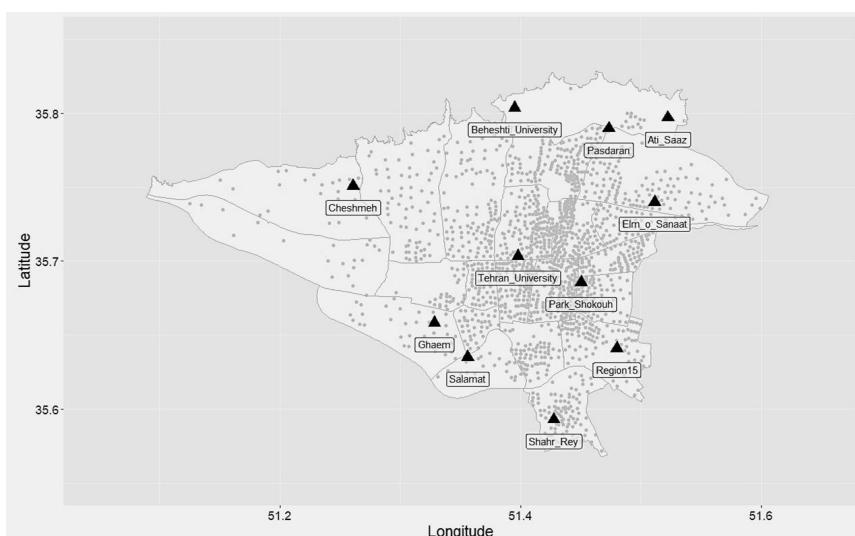
داده‌های معاملات مسکن به صورت «شرح قرارداد معاملات واحدهای مسکونی آپارتمانی» در سامانه املاک وزارت راه و شهرسازی^۱ از سال ۱۳۸۹ موجود است. این داده‌ها شامل کد قرارداد، نوع ملک، منطقه شهرداری، نوع کاربری، مساحت ملک، درصدی از ملک که معامله شده، قیمت معامله شده و قیمت هر متر مربع، عمر بنا، نوع اسکلت، تاریخ ثبت قرارداد، و کد پستی می‌شود. به منظور تمیز کردن این سری از داده، ابتدا مشاهداتی که در آن‌ها قیمت کل ملک بالاتر از ۵۰ میلیارد تومان، قیمت هر متر مربع کمتر از هزار تومان، و قیمت هر متر مربع بیشتر از ۱۰۰ میلیون تومان بودند و همچنین مشاهدات دارای مساحت کمتر از ۲ و بیشتر از ۲۰ هزار متر مربع و عمر بیشتر از ۹۰ سال حذف شدند. سپس مترأز هر خانه در قیمت هر متر از منزل ضرب شد و مقادیری که بیش از ۳ هزار تومان با قیمت کل ملک اختلاف داشتند، حذف شدند. تعدادی معامله نیز بودند که در آن‌ها بخشی از خانه به جای کل آن فروش رفته بود یا کاربری غیرمسکونی داشتند که آن‌ها نیز از مجموعه فایل داده خارج شدند. همچنین، فقط آن دسته از مشاهدات نگه داشته شدند که نوع ملک در آن‌ها «دستگاه آپارتمان» تعیین شده بود.

در مورد اصلاح اشکالات مربوط به کد پستی، مشاهداتی که کد پستی نداشتند یا کد پستی آن‌ها به طور واضحی نادرست بود (مانند کد یک رقمی، یا ۱۰ رقم صفر یا ۱۰ رقم یک)، و مشاهداتی که کد پستی آن‌ها بیش از ۸ بار تکرار شده بود، از داده حذف شدند. همچنین، تعداد بسیار زیادی مشاهده وجود داشتند که کد پستی شان یکسان اما مساحت مسکن متفاوت بود. مثلاً بعد از چند سال مساحت‌شان تغییر کرده بود. به دلیل این که مساحت‌ها برای یک کد پستی در یک مشاهده با مشاهده دیگر کمی تفاوت داشتند و برخی از آن‌ها دقیق و برخی گرد شده بودند، با اختلاف نهایتاً یک متر مربع در مساحت داده‌هایی که کد پستی یکسان ولی اختلاف فاحش در مساحت داشتند، حذف شدند تا مطمئن شویم که کدهای پستی مربوط به یک مسکن هستند. در نهایت، مشاهداتی که در آن‌ها یک کد پستی با فاصله کمتر از سی روز، بیشتر از یک بار معامله شده بودند نیز از داده حذف شدند. از آن‌جا که از سال ۱۳۹۸ کد پستی تنها به صورت شش رقم اول منتشر شده و به همین دلیل دنبال کردن یک کد پستی در طول زمان برای آن‌ها ممکن نبوده است، بازه زمانی مطالعه با توجه به کیفیت داده آلودگی هوا بین ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۲ تعیین شد.

به منظور در نظرگرفتن تغییرات مکانی و همچنین تاثیر آلودگی منطقه‌ای بر قیمت مسکن، لازم

1. <https://amlak.mrud.ir/>

است موقعیت جغرافیایی هر مسکن مشخص باشد تا بتوان فاصله مسکن مربوطه را تا ایستگاههای سنجش آلودگی هوا محاسبه کرد. همچنین، برای کنترل تغییرات منطقه‌ای لازم است بدانیم که هر کد پستی در کدام منطقه شهرداری واقع شده است. برای تعیین موقعیت جغرافیایی هر مسکن، از کد پستی آن استفاده می‌شود. در ایران، ۵ رقم اول هر کد پستی^۱ ۱۰ رقمی نشان‌دهنده محدوده جغرافیایی مکان مورد نظر است و مسکن‌هایی که در کد پستی خود دارای ۵ رقم اول مشترک هستند، از نظر موقعیت جغرافیایی نسبتاً بهم نزدیک‌اند. در سامانه‌ای^۱ که شرکت ملی پست ایران در اختیار عموم قرار داده، امكان جستجوی مکان‌هایی که با این ۵ رقم شروع می‌شوند، فراهم شده است و می‌توان بر اساس آن، مکان منزل‌هایی را که با این ارقام آغاز می‌شوند جستجو کرد. با انجام این کار، برای هر ۵ رقم آغازین کد پستی، اطلاعات مربوط به مسکن‌های مربوطه تا سقف ۲۰۰۰ ثبت شد و سپس میانگین طول جغرافیایی و میانگین عرض جغرافیایی این رکوردها به مختصات جغرافیایی هر مسکن اضافه گردید. موقعیت مکانی هر کدام از این ۵ رقم ابتدایی کد پستی به صورت نقاط کمرنگ روی شکل (۴) نشان داده می‌شود:



شکل ۴: موقعیت منازل مسکونی و ایستگاه‌های سنجش کیفیت هوا روی نقشه تهران

برای این که قیمت‌های معامله مسکن از قیمت اسمی به قیمت حقیقی تبدیل شوند، نیاز به شاخص قیمت دارند. برای حقیقی کردن قیمت‌ها، از داده «قیمت فروش یک متر زیربنای مسکونی به تفکیک مناطق شهرداری تهران در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸» استفاده شد که از طریق درگاه ملی آمار^۱ قابل دسترسی است. این داده دارای تفکیک فصلی است که ما آن را به تفکیک ماهانه تبدیل کردیم. به این شکل که قیمت هر فصل برای ماه میانی آن در نظر گرفته شد، اختلاف قیمت این ماههای میانی در سه ماه فاصله‌ای که بین شان وجود دارد، تقسیم شد (برای مثال، اگر قیمت یک متر زیربنای در فصل بهار ۱۰۰ و در فصل تابستان ۱۳۰ باشد، قیمت ماه اردیبهشت ۱۰۰ و قیمت ماه مرداد ۱۳۰ در نظر گرفته شده است و قیمت ماههای خرداد و تیر به ترتیب ۱۱۰ و ۱۲۰ در نظر گرفته خواهند شد). این کار به این منظور انجام می‌شود که از اربیب حاصل از جهش‌های قیمت کم شود، چون در حالت میانگین فصلی، بهویژه برای فصل‌هایی که دارای جهش قیمت زیاد بوده‌اند، ممکن است قیمت حقیقی ماه اول بیشتر از قیمت حقیقی ماه سوم تخمین زده شود و باعث اریب شدن تخمین گردد. برای به دست آوردن شاخص قیمت منطقه‌ای، ماه پایه فروردین ۱۳۹۲ انتخاب شد و میانگین قیمت‌های فروش یک متر زیربنای در هر ماه در یک منطقه بر میانگین قیمت فروش یک متر زیربنای در فروردین ۱۳۹۲ در همان منطقه تقسیم شد تا شاخص منطقه‌ای قیمت به دست بیاید. سپس، قیمت معامله مسکن بر شاخص قیمت منطقه‌ای که مسکن در آن واقع شده، تقسیم شد تا قیمت حقیقی مسکن به دست بیاید.

اتصال داده آلدگی‌ها به داده معاملات مسکن

در بخش‌های پیشین اشاره شد که چگونه در داده آلدگی‌ها، سنجش کیفیت هوا برای هر روز در هر ایستگاه، میانگین سالانه شاخص آلاینده‌ها (میانگین روز مورد نظر و ۳۶۴ روز قبل از آن) گرفته شد. همچنین، شرح داده شد که در داده معاملات مسکن چگونه برای هر مسکن، موقعیت جغرافیایی آن به دست آمد. برای این که مشخص شود هر مسکن در معرض چه مقدار از آلدگی‌ها و هوای سالانه قرار داشته، از نوعی میانگین‌گیری وزنی معکوس بر اساس فاصله مسکن تا ایستگاه‌های سنجش کیفیت هوا استفاده شده است. به این صورت که ایستگاه‌هایی با فاصله زیاد از مسکن (ایستگاه‌هایی که جمع معکوس فاصله مرتب شده تا آن ایستگاه بیشتر از ۹۰ درصد جمع معکوس کل فاصله‌ها بود) از فرایند میانگین‌گیری حذف شدند، و در روزی که معامله مسکن انجام شده بود، میانگین وزنی شاخص آلاینده‌ها بر اساس معکوس فاصله مسکن از ایستگاه‌ها اندازه‌گیری شد.

به عبارتی، ایستگاه‌ها بر اساس معکوس فاصله تا مسکن مورد نظر مرتب شدند و جمع معکوس

1. <https://www.amar.org.ir/>

فاصله‌ها تا هر ایستگاه محاسبه شد، و آخرین ایستگاهی که جمع معکوس فاصله‌ها برای آن از ۹۰ درصد جمع معکوس کل فاصله‌ها کمتر بود، به عنوان ایستگاه آستانه انتخاب شد و ایستگاه‌های بعد از آن از فرایند میانگین‌گیری حذف شدند. بعد از آن، روزهایی که در یک یا دو ایستگاه مشاهده آلدگی نداشتند، میانگین شاخص کل ایستگاه‌ها در آن روز جایگزین شاخص آلدگی این ایستگاه‌ها شد و روزهایی که در آن‌ها ۳ و بیشتر از ۳ ایستگاه مشاهده آلدگی نداشتند، حذف شدند. سپس، میانگین با وزن دهی فاصله‌ای معکوس گرفته شد که در آن وزن هر ایستگاه مطابق رابطه (۱) محاسبه شده است:

$$\lambda_i = \frac{1/d_i}{\sum_{i=1}^n 1/d_i} \quad (1)$$

در رابطه (۱)، λ وزن هر ایستگاه برای میانگین‌گیری، d_i فاصله بین مسکن مورد نظر تا ایستگاه i ام، و n تعداد ایستگاه‌های انتخاب شده است. با توجه به کیفیت داده آلانددها در ایستگاه‌ها، در نهایت آلانددهای ذرات معلق با قطر کمتر از $2/5$ میکرون، کربن مونوکسید، و نیتروژن دی‌اکسید برای بررسی انتخاب شدند، در حالی که سه آلاندده دیگر یعنی اوزون، سولفور دی‌اکسید، و ذرات معلق در هوا با قطر کمتر از 10 میکرون به دلیل نبود مشاهدات کافی برای میانگین‌گیری فاصله‌ای از داده حذف شدند. در مرحله بعد، مشاهداتی که در آن‌ها کد پستی در روز انجام معامله فاقد شاخص آلدگی متناظر بود، از پایگاه داده حذف شدند و در نهایت تنها مشاهداتی در داده نهایی باقی ماندند که یک منزل (یا کد پستی متناظر آن) دست کم دو بار معامله شده باشد.

متغیرهای کنترلی

تا به اینجا برای هر مسکن، قیمت حقیقی معامله انجام‌شده و میانگین وزنی شاخص آلدگی ایستگاه‌ها که این شاخص میانگین شاخص یک سال قبل از روز انجام معامله در هر ایستگاه است، به دست آمدند. به منظور کنترل بیشتر تغییرات منطقه‌ای در کلان‌شهر تهران، از داده‌های موجود در «آمارنامه‌های شهرداری تهران» و «آمارنامه‌های شهر تهران» استفاده شد.^۱ از میان آمارهای مختلف موجود در آمارنامه‌ها، این موارد که برای منطقه‌های مختلف در طول زمان تغییراتی داشته‌اند، انتخاب شدند: تراکم جمعیت (برآورد جمعیت هر منطقه شهرداری بخش بر مساحت آن منطقه)، اعتبارات جذب شده (برحسب میلیارد ریال)، نرخ تولید سفر به معنای خروج از هر منطقه بخش بر جمعیت آن منطقه، نرخ جذب سفر به معنای ورود به هر منطقه بخش بر جمعیت آن منطقه، سرانه تولید زباله معادل میانگین روزانه تولید زباله در هر منطقه در هر سال (برحسب هزار تن)، سرانه مساحت پارک برابر

با مساحت پارک‌های عمومی (با احتساب پارک‌های جنگلی درون شهری) به تفکیک مناطق شهرداری بر حسب متر مربع بخش بر جمعیت آن منطقه، و سرانه مرگ‌ومیر (تعداد فوت شدگان هر منطقه بخش بر جمعیت آن منطقه). از میان این مجموعه داده مربوط به تفاوت ویژگی‌های سالانه مناطق، باید به این نکته دقت کرد که اگر بین هر کدام از این متغیرها وابستگی زیادی وجود داشته باشد، تخمین نهایی دارای اربی خواهد بود. به منظور انتخاب متغیرهای مناسب برای کنترل، جدول همبستگی این متغیرها بررسی شد تا متغیرهایی با همبستگی کمتر به عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شوند. در نهایت متغیرهای تراکم جمعیت، اعتبارات جذب شده، سرانه تولید زباله، سرانه مساحت پارک، و سرانه مرگ‌ومیر برای این منظور انتخاب شدند. خلاصه آماری داده‌ها در [جدول \(۲\)](#) آورده می‌شود:

جدول ۲: خلاصه آماری داده‌ها

متغیرها	مشاهدات میانگین انحراف معیار	کمینه	بیشینه
شاخص آلاینده PM _{2.5}	۹۸/۰۵	۷/۴۱	۷۲/۵
شاخص آلاینده NO ₂	۵۹/۲۵	۷/۳۷	۳۱/۰۸
شاخص آلاینده CO	۱۲۴۹۷۷	۴/۴۳	۲۵/۱۸
لگاریتم قیمت هر متر مسکن معامله شده	۱۵۴۳۲۴	۰/۶	۶/۹۲
اختلاف زمانی بین دو معامله (بر حسب فصل)	۱۵۴۳۲۴	۴/۹۸	۶/۳۹
اعتبارات جذب شده	۱۵۴۳۲۴	۵۲۳/۳۷	۸۱۵/۴۲
سرانه تولید زباله (تن در روز بر نفر)	۱۵۴۳۲۴	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۵
سرانه مساحت فضای سبز	۱۵۴۳۲۴	۴/۸۸	۴/۹۹
سرانه مرگ‌ومیر	۱۵۴۳۲۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱

مدل اقتصادسنجی

برای تخمین اثر آلودگی هوا بر قیمت مسکن از مدل داده‌های پانل استفاده می‌شود. مبنای این روش دنبال کردن تغییرات قیمت مربوط به یک واحد در طول زمان است که در پژوهش حاضر آن دسته از کدهای پستی که در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ تکرار شده‌اند، دنبال می‌شوند تا تغییرات قیمت مسکن مربوط به آن کد پستی مشخص شود و تاثیر تغییرات آلودگی هوا بر تغییرات قیمت مسکن بررسی گردد. مدل ریاضی کلی روش پانل در پژوهش حاضر به صورت رابطه (۲) خواهد بود:

$$\ln p_{it} = a + \beta x_{it} + \gamma Z_{it} + I_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن $\ln p_{it}$ لگاریتم قیمت حقیقی (در حالت‌های شاخص شهری و شاخص منطقه‌ای) مسکن i در زمان t ، اثر ثابت، a_i شاخص آبودگی هوای کد پستی i در زمان t (برای منطقه شهرداری که مسکن i در آن واقع است)، I_i بردار اثر ثابت هر کد پستی، T_i بردار اثر ثابت زمان (مانند ماه یا فصل مشخصی از یک سال)، و Z_i بردار متغیرهای کنترلی کد پستی i در زمان t است.

نتایج

در این بخش با استفاده از داده‌ها و مدل که توضیحات مربوط به آن‌ها به صورت کامل در بخش داده‌ها اشاره شد، نحوه تاثیر شاخص آبودگی هوا بر قیمت مسکن در کلان‌شهر تهران بررسی می‌شود. در مدل ما، تغییرات موارد مربوط به یک مسکن یعنی تغییرات قیمت، تغییرات شرایط منطقه‌ای، و تغییرات شاخص آبودگی هوایی که مسکن در معرض آن قرار داشته است، در طول زمان بررسی می‌شود. به همین منظور، در بررسی رابطه بین شاخص آبودگی هوا و قیمت، برای هر مسکن یک اثر ثابت در نظر گرفته می‌شود که می‌تواند موارد مربوط به ویژگی‌های ساختاری آن مانند مساحت، تعداد اتاق‌ها، سیستم تهویه و مواردی از این دست را کنترل کند. همچنین، با توجه به بازه زمانی پژوهش حاضر که بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ قرار دارد، این اثر ثابت ممکن است تا حدی موارد مربوط به ویژگی‌های محیطی و همسایگی رانیز مانند دسترسی به ایستگاه‌های مترو و اتوبوس، دسترسی به مدرسه، دسترسی به آتوبار و موارد این چنینی که در چنین بازه کوتاه‌مدتی چندان امکان تغییر ندارند، کنترل نماید. نیاز به اشاره است که به منظور کنترل سن‌بنا، متغیر فاصله زمانی بین دو معامله مسکن در مدل در نظر گرفته می‌شود.

برای تخمین مدل می‌بایست بین دو مدل اثر ثابت و اثر تصادفی انتخاب انجام بگیرد. آزمون هازمن^۱ که فرض صفر آن سازگاری و کارایی مدل اثر تصادفی است، رد نمی‌شود. بنابراین، در تخمین‌ها استفاده از مدل اثر تصادفی مرجح است. این نتیجه با توجه به نوع داده‌ها که تعداد آپارتمان‌های مسکونی زیاد است و هر کدام از آن‌ها تکرارهای کمی در داده نهایی دارند، پیش‌بینی‌پذیر است. با در نظر گرفتن اثر تصادفی برای هر کد پستی، متغیرهایی که در طول زمان و میان مناطق مختلف شهر دارای تغییر هستند، در سمت راست رگرسیون اضافه شد تا مشکل متغیر محدود در تخمین‌ها ایجاد نشود. این کار یک بار با در نظر گرفتن اثر ثابت منطقه شهرداری که مسکن در آن واقع شده و یک بار با ترکیبی از این دو حالت نیز انجام شد، که در ادامه و در یافته‌های مدل توضیحات مربوط به آن آورده خواهد شد.

اثر آلاینده $PM_{2.5}$ بر قیمت مسکن در تهران

در این بخش به شرح نتایج تخمین حاصل از تصريحهای مختلف پرداخته می‌شود. تمرکز ما بر آلاینده $PM_{2.5}$ خواهد بود، چرا که این آلاینده علاوه بر مشاهده‌پذیری بیشتر در هوای اثرباری کوتاه‌مدت بر کیفیت تنفس افراد، در بیشتر موارد عاملی بوده که باعث قرار گرفتن شاخص کل در مرز هشدار یا بالاتر از آن شده است. پس از انجام مراحل مختلف تمیزکاری داده‌ها، در نهایت تعداد ۵۵۶۳۲ منزل مسکونی در نمونه باقی ماند. در **جدول (۳)**^۳، ضرایب تخمین رگرسیون آورده شده است. متغیر وابسته در تمام رگرسیون‌ها لگاریتم قیمت حقیقی منطقه‌ای هستند. در تمام تخمین‌ها اثر ثابت ماه و اثر ثابت سال در نظر گرفته شده‌اند. در این جدول، واحد فاصله زمانی فصل، واحد تراکم جمعیت ۱۰ هزار نفر بر متر مربع، واحد اعتبارات جذب شده میلیارد ریال، واحد سرانه زباله تن در روز بر نفر، و واحد سرانه پارک متر مربع بر نفر است. برای تخمین از روش تعییم‌یافته حداقل مربعات با اثرات تصادفی^۱ استفاده شده است. در تخمین‌ها، ابتدا مدل بدون اثر ثابت منطقه و متغیرهای کنترلی اجرا شد. سپس، اثر ثابت منطقه وارد مدل شد. پس از آن، مدل یک بار با متغیرهای کنترلی و بدون اثر ثابت منطقه اجرا شد و در آخر هم متغیر اثر ثابت منطقه و هم متغیرهای کنترلی وارد مدل شدند. ضریب مربوط به آلاینده $PM_{2.5}$ در تمام رگرسیون‌های فوق دارای مقداری منفی و معنادار است. به این معنا که فرض اولیه ما در مورد تاثیر منفی آلودگی هوا بر قیمت مسکن در نتیجه بررسی‌های آماری نیز تایید شده است. در مقایسه رگرسیون‌های ۱ و ۲ و رگرسیون‌های ۳ و ۴ که تفاوت آن‌ها در حضور متغیر اثر ثابت منطقه است، مشاهده می‌شود که بعد از وارد کردن این متغیر، مقدار ضریب مربوط به آلاینده به شکل قبلی توجهی کاهش یافته است. با توجه به لگاریتمی بودن متغیر وابسته، در عدم حضور و در حضور متغیر اثر ثابت منطقه، یک انحراف معیار افزایش در شاخص آلاینده $PM_{2.5}$ به ترتیب $18/5$ درصد و $3/1$ درصد کاهش در قیمت مسکن ایجاد می‌کند. با مینا قرار دادن رگرسیون ۴ می‌توانیم بگوییم که اگر میانگین سالانه شاخص آلاینده برای یک منزل مسکونی به میزان 50 واحد افزایش یابد (تفاوت از وضعیت سالم به ناسالم)، قیمت آن مسکن 21 درصد کاهش می‌یابد. تفسیر دیگر بر مبنای میانگین قیمت هر متر مربع از منازل مسکونی که برابر 3650 هزار تومان (به قیمت فروردین 1392) بوده، به این ترتیب است: یک انحراف معیار افزایش در شاخص آلاینده $PM_{2.5}$ باعث کاهش قیمت به میزان 114 هزار تومان (به قیمت فروردین 1392) شده است.

همان‌طور که مشخص است، متغیر کلیدی در این چهار رگرسیون اثر ثابت منطقه است و به نظر

1. Random Effects Generalized Least Squares (GLS)

می‌رسد که این متغیر بیشتر از متغیرهای کنترلی استفاده شده می‌تواند اثر ویژگی‌های محیطی که مسکن در آن واقع شده، کنترل کند. در مقایسه رگرسیون‌های ۱ و ۳ با وجود این که ضرایب متغیرهای کنترلی معنادار هستند، تغییر خاصی در ضریب آلاینده مشاهده نمی‌شود. در رگرسیون ۴ که هم اثر ثابت منطقه و هم متغیرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند، ضریب آلاینده تقریباً برابر با این ضریب در حالتی است که تنها اثر ثابت منطقه در مدل وجود داشت. این موضوع که بود یا نبود متغیرهای کنترلی در رگرسیون تغییری در ضریب مربوط به آلاینده^{۲.۵} PM ایجاد نمی‌کند، بیانگر این موضوع است که مدل ما متغیر مذکور مهمی که کنترل نکردن آن باعث اریب در ضریب شاخص آلدگی شود، وجود ندارد. در تمام تخمین‌ها ضریب فاصله زمانی بین دو معامله مقداری منفی و معنادار است. مقدار این ضریب در تخمین‌هایی که اثر ثابت منطقه به مدل اضافه می‌شوند، کاهش می‌یابد. منفی بودن این ضریب می‌تواند نشان‌دهنده این موضوع باشد که آن دسته از منازل مسکونی که با فاصله زمانی کمتر معماله می‌شوند، برای معامله‌کنندگان جذابیت بیشتری دارند و به همین علت قیمت بیشتری دارند نسبت به منازلی که با فاصله بیشتر معامله می‌شوند.

در تخمین ۳ ضریب تراکم جمعیت مقداری منفی و معنادار دارد. این ضریب می‌تواند دلالت بر این موضوع داشته باشد که افراد تمایل بیشتری به زندگی در مناطق خلوت‌تر دارند. مثبت بودن ضریب سرانه تولید زباله، منفی بودن ضریب سرانه مرگ‌ومیر، و مثبت بودن ضریب اعتبارات جذب‌شده و معنادار بودن آن‌ها می‌تواند نشان‌دهنده تاثیر تفاوت کیفیت زندگی افراد در مناطق مختلف باشد. در این تخمین، ضریب سرانه پارک مقدار منفی به خود گرفته که برخلاف انتظار بوده است. این مقدار منفی می‌تواند ناشی از تغییرات اندک مساحت فضای سبز در مناطق نسبت به کل فضای سبز مناطق مختلف باشد. در تخمین ۴ علاوه بر متغیرهای کنترلی اثر ثابت منطقه به مدل اضافه شده، این کار باعث شده تا مقدار ضرایب به طور کلی کاهش پیدا کند و از معناداری آن‌ها کم شود. علامت ضرایب متغیر سرانه پارک و سرانه مرگ‌ومیر نیز در این تخمین تغییر کرده است.

به طور کلی، در مقایسه رگرسیون‌های ۳ و ۴ مشاهده می‌شود که در وجود اثر ثابت منطقه در مدل، ضرایب مربوط به متغیرهای کنترلی تا حدی معناداری خود را از دست می‌دهند و در مواردی علامت آن‌ها عوض می‌شود. در این خصوص باید مد نظر داشت که متغیرهایی که در این مدل به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده‌اند، به نوعی متغیر واسطه‌ای^۱ هستند که ممکن است متغیر مذکوف^۲ یا متغیر

-
1. Proxy Variable
 2. Omitted Variable

کنترل بد^۱ باشند. به این معنا که حضور این متغیرها به نوعی متغیرهایی را کنترل می‌کنند که ممکن است در سطح مناطق و در طول زمان دارای تغییر باشند، اما از طرفی ممکن است خود به نوعی متغیر خروجی باشند، یعنی از آبودگی هوا اثر بپذیرند. ما به این دلیل وارد تفسیر ضرایب تکتک آن‌ها نمی‌شویم و نکته مهم این است که وارد کردن یا نکردن این متغیرها در مدل بر ضریب آلایینده اثری نمی‌گذارد. این نتیجه، در واقع بیانگر پایداری تخمین اثر آبودگی نسبت به مسئله متغیر مذکوف است.

جدول ۳: تخمین اثر آلایینده $PM_{2.5}$ بر لگاریتم قیمت حقیقی مسکن

ضرایب رگرسیون			
(۴)	(۳)	(۲)	(۱)
-۰/۰۰۴۲*** (-۱۳/۷۴)	-۰/۰۲۴۹*** (-۱۰۰/۵۲)	-۰/۰۰۴۱*** (-۱۳/۷۴)	-۰/۰۰۲۵۰ *** (-۱۰۰/۰۶)
بله	بله	بله	بله
-۰/۰۰۰۶° (-۲/۰۱)	-۰/۰۰۴۶** (-۱۴/۲۳)	-۰/۰۰۰۶° (-۲/۰۰)	-۰/۰۰۰۵۱*** (-۱۵/۴۳)
-۲/۵۷۲۸*** (-۳/۸۳)	-۱۰/۲۱۲۱*** (-۴۱/۴۸)		
فاصله زمانی دو معامله			
-۰/۰۰۰۰** (۲/۶۹)	۰/۰۰۰۰ *** (۲۰/۲۹)		
تراکم جمعیت			
اعتبارات جذب شده			
۱۶/۰۵۱۴ (۱/۱۹)	۱۶۳/۴۰۰۰ *** (۱۶/۳۷)		
سرانه زباله			
۰/۰۰۵۱** (۲/۶۱)	-۰/۰۱۱۸*** (-۲۹/۸۳)		
سرانه پارک			
۲/۵۴۴۳° (۲/۱۴)	-۱۲/۳۰۶۵*** (-۱۲/۷۱)		
سرانه مرگ و میر			
۱۵/۸۶۹۲*** (۳۱۸/۶۱)	۱۷/۷۹۹۸*** (۵۷۷/۴۲)	۱۵/۹۵۷۷*** (۳۹۶/۸۷)	۱۷/۶۷۰۶*** (۶۰۱/۸۱)
اثر ثابت			
۱۱۶۷۳۹	۱۱۶۷۳۹	۱۱۶۷۳۹	۱۱۶۷۳۹
تعداد مشاهدات			

توضیح: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t هستند و ستاره‌ها معناداری را به این صورت نشان می‌دهند:
 $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ *

اثر آلاینده‌های NO_2 و CO

با توجه به این که ایستگاه‌های آلودگی تهران علاوه بر شاخص $\text{PM}_{2.5}$ ، شاخص آلاینده‌های NO_2 و CO را نیز اندازه‌گیری می‌کنند.^۱ در این بخش به تخمین اثر این دو شاخص بر قیمت مسکن پرداخته می‌شود. البته همان‌طور که اشاره شد، به دلیل مشاهده‌ناپذیری بصری، نداشتن اثر آنی بر سلامت، و کمتر تعیین‌کننده بودن در شاخص کل انتظار داریم که اثر این دو شاخص بر قیمت مسکن به اندازه شاخص $\text{PM}_{2.5}$ نباشد. علاوه بر این، **جدول (۴)** نشان می‌دهد که همبستگی میان شاخص‌ها منفی است. بنابراین، در روزهای آلوده لزوماً تمامی آلاینده‌ها هم جهت با هم بالا نمی‌روند. در تخمین‌های اثر آلاینده نیتروژن دی‌اکسید از مشاهدات مربوط به ۵۰۱۵۵ مسکن و در تخمین‌های اثر آلاینده کربن مونواکسید از مشاهدات مربوط به ۴۴۱۵۹ مسکن استفاده شده است. در جداول مربوط به اثر آلاینده نیتروژن دی‌اکسید ملاحظه می‌شود که ضریب آلاینده در عدم حضور اثر ثابت منطقه مقدار منفی و در حضور آن مقدار مثبت به خود گرفته است. به این معنا که بدون حضور اثر ثابت در مدل افزایش به میزان یک انحراف معیار آلاینده باعث کاهش ۶ درصد و در حضور آن باعث افزایش ۲ درصد در یک انحراف معیار لگاریتم قیمت حقیقی منطقه‌ای مسکن شده است. تاثیر این دو ضریب از نظر علامت در این دو حالت متفاوت است، ولی در مجموع میزان این تأثیرات بسیار کم است. این اتفاق می‌تواند مربوط به این موضوع باشد که وضعیت شاخص این آلاینده در حدی زیاد نبوده است که برای سلامت افراد مشکلات جدی ایجاد کند. از طرفی، این آلاینده و آلاینده کربن مونواکسید به اندازه آلاینده ذرات معلق در هوای برای افراد جامعه قابل مشاهده نیستند. این عوامل می‌توانند دست به دست هم دهند و باعث شوند که تاثیر این آلاینده‌ها بر قیمت مسکن مانند آلاینده ذرات معلق در هوا قابل توجه نباشد.

این نتایج برخلاف چیزی است که در **جدول (۳)** و درباره تاثیر آلاینده $\text{PM}_{2.5}$ دیده می‌شود. میانگین آلاینده $\text{PM}_{2.5}$ بسیار نزدیک به حد استاندارد آن و بین وضعیت سالم و ناسالم برای افراد خاص قرار دارد و با افزایش یک واحد انحراف معیار وارد وضعیت هشدار برای گروه‌های خاص می‌شود. در حالی که میانگین نیتروژن دی‌اکسید و کربن مونواکسید در حد پایینی است و یک انحراف معیار تغییر در آن، یا حتی رسیدن آن به حد بیشینه خود در طول سال‌های اخیر مانند آلاینده $\text{PM}_{2.5}$.

۱. در سال‌های اخیر شاخص اوزون هم اندازه‌گیری می‌شود، اما فقط در دو ایستگاه و به این دلیل پوشش کمی هم از لحاظ جغرافیایی و هم از لحاظ زمانی در محدوده مورد بررسی دارد.

حساسیت‌زا نخواهد بود. مثبت شدن ضریب آلایینده نیتروژن دی‌اکسید در حالت وجود اثر ثابت منطقه ممکن است به این دلیل بوده باشد. توضیحاتی مشابه درباره آلایینده کربن مونو‌اکسید نیز می‌تواند صادق باشد، علاوه بر این مطلب، تاثیر معناداری از این آلایینده بر قیمت مسکن مشاهده نمی‌شود. همبستگی کم و منفی همبستگی این دو آلایینده با آلایینده $PM_{2.5}$ که در [جدول \(۴\)](#) بررسی شده است، با نتایج تخمین [جدول \(۵\)](#) سازگار است.

جدول ۴: همبستگی آلایینده‌ها

CO	NO ₂	PM _{2.5}
1	-0/0633	PM _{2.5}
1	-0/1733	NO ₂
1	-0/2332	CO

بحث و نتیجه‌گیری

آلودگی هوا باعث ایجاد ناراحتی‌های گوناگونی برای شهروندان، به‌ویژه مشکلات مربوط به سلامت افراد می‌شود و در فصول سرد سال که پدیده وارونگی هوا رخ می‌دهد، این مشکل جلوه بیشتری دارد، چرا که بیشتر از همیشه قابل مشاهده و آزاردهنده است. اما کیفیت هوا در تمام نقاط شهر یکسان نیست و از آن‌جا که افراد محل زندگی خود را برای بلندمدت انتخاب می‌کنند، این فرضی منطقی است که افراد ترجیح می‌دهند در منطقه‌ای زندگی کنند که دارای کیفیت هوای بهتری باشد. پس این عامل می‌تواند یکی از عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن باشد.

هدف از انجام این پژوهش، پی‌بردن به این موضوع است که تغییرات آلودگی هوا در کلان‌شهر تهران (به عنوان شهری که طی سال‌های اخیر به شکل جدی با این مشکل روبرو بوده است)، تا چه حدی بر تغییرات قیمت مسکن طی سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۲ اثرگذار بوده است. این پژوهش با پیروی از الگوی هدونیک، که اثر عامل مد نظر بر قیمت با کنترل کردن سایر عوامل سنجیده می‌شود، به تخمین این اثر می‌پردازد. با استفاده از داده پانل معاملات واحدهای مسکونی، که در طول دوره بررسی دست‌کم دو بار معامله شده‌اند، در الگوی تخمین بهطور ضمنی برای تمام عوامل مختص هر واحد که نامتغیر در زمان هستند و در داده قابل مشاهده نیستند، کنترل می‌شود. نتایج تخمین حاکی از اثر منفی و معنادار شاخص آلایینده ذرات معلق در هوا با قطر کمتر از ۲/۵ میکرون بر قیمت مسکن در بازه مطالعاتی ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۲

در کلان شهر تهران است، به طوری که یک انحراف معیار افزایش شاخص آلاینده $PM_{2.5}$ به اندازه ۳/۱ درصد از قیمت مسکن می‌کاهد که معادل ۶ درصد کاهش در انحراف معیار لگاریتم قیمت مسکن است. به بیان دیگر، اگر میانگین سالانه شاخص آلاینده $PM_{2.5}$ برای یک منزل مسکونی به میزان ۵۰ واحد افزایش یابد (تغییر از وضعیت سالم به ناسالم)، قیمت آن مسکن ۲۱ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۵: تخمین تأثیر آلاینده NO_2 و CO بر قیمت مسکن

آلاینده				NO_2				آلاینده	آلاینده	آلاینده	آلاینده
(۸)	(۷)	(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)				
-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۳۰***	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۲۵***	۰/۰۰۱۹***	-۰/۰۰۳۷***	۰/۰۰۱۶***	-۰/۰۰۴۴***	آلاینده	آلاینده	آلاینده	آلاینده
(-۰/۸۵)	(۵/۳۴)	(-۰/۵۸)	(۴/۴۶)	(۶/۹۸)	(-۱۳/۵۷)	(۶/۳۳)	(-۱۶/۵۲)				
بله	بله	بله	بله	بله	بله	بله	بله	اثر منطقه شهرداری	اثر منطقه شهرداری	اثر منطقه شهرداری	اثر منطقه شهرداری
-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۷۲***	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۷۷***	-۰/۰۰۱۰**	-۰/۰۰۷۵***	-۰/۰۰۱۰**	-۰/۰۰۸۰***	فاصله	فاصله	فاصله	فاصله
(-۰/۸۶)	(-۱۵/۴۶)	(-۰/۹۱)	(-۱۶/۲۵)	(-۲/۹۴)	(-۱۹/۲۷)	(-۲/۹۵)	(-۲۰/۱۱)	زمانی	زمانی	زمانی	زمانی
-۳/۱۰۰۶***	-۹/۵۷۲۸***			-۲/۸۹۹۰***	-۱۰/۵۳۵۱***			تراکم	تراکم	تراکم	تراکم
(-۳/۸۰)	(-۳۰/۱۰)			(-۴/۰۲)	(-۳۶/۵۸)			جمعیت	جمعیت	جمعیت	جمعیت
۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰***			۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰***			اعتبارات	اعتبارات	اعتبارات	اعتبارات
(۲/۰۳)	(۲۰/۵۳)			(۱/۸۴)	(۲۰/۷۴)			جذب شده	جذب شده	جذب شده	جذب شده
۱۹/۹۴۵۰	۲۱۹/۵۰۱۴***			۳۱/۸۸۶۴۰	۱۴۰/۹۹۸۴***			سرانه	سرانه	سرانه	سرانه
(۱/۲۰)	(۱۸/۵۰)			(۲/۰۸)	(۱۲/۴۹)			زباله	زباله	زباله	زباله
۰/۰۰۴۵*	-۰/۰۰۷۹***			۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۷۵***			سرانه	سرانه	سرانه	سرانه
(۱/۹۶)	(-۱۶/۳۳)			(۰/۱۱)	(-۱۶/۶۱)			پارک	پارک	پارک	پارک
۴/۷۸۱۴**	-۱۷/۹۱۹۸***			۵/۹۱۶۵***	-۱۵/۷۳۷۴***			سرانه	سرانه	سرانه	سرانه
(۳/۲۱)	(-۱۵/۰۰)			(۴/۵۱)	(-۱۴/۴۹)			مرگ و میر	مرگ و میر	مرگ و میر	مرگ و میر
۱۵/۴۵۸۲***	۱۴/۸۲۸۷***	۱۵/۵۳۹۶***	۱۴/۷۶۲۴***	۱۵/۳۷۴۴***	۱۵/۲۳۸۸***	۱۵۴۳۰۵***	۱۵/۱۲۳۱***	اثر ثابت	اثر ثابت	اثر ثابت	اثر ثابت
(۳۰/۳/۳۷)	(۵۵۶/۶۲)	(۴۱۰/۵۶)	(۶۲۶/۴۴)	(۳۴۰/۳۲)	(۶۵۰/۰۷)	(۴۸۶/۰۴)	(۸۲۱/۷۹)				
۹۲۰۸۶	۹۲۰۸۶	۹۲۰۸۶	۹۲۰۸۶	۹۲۰۸۶	۱۰۴۹۰۴	۱۰۴۹۰۴	۱۰۴۹۰۴	تعداد مشاهدات	تعداد مشاهدات	تعداد مشاهدات	تعداد مشاهدات

توضیح: اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره Z هستند و ستاره‌ها معناداری را به این صورت نشان می‌دهند:

$p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ *

منابع

(الف) انگلیسی

- Aghapour Sabbagi, M. (2011). Evaluation Clean Air Effects on Tehran City Residential Houses Price in 2009. *Iranian Journal of Health and Environment*, 4(2), 213-222. <http://ijhe.tums.ac.ir/article-1-77-fa.html>
- Anderson Jr, R. J., & Crocker, T. D. (1971). Air Pollution and Residential Property Values. *Urban Studies*, 8(3), 171-180. <https://doi.org/10.1080/00420987120080391>
- Anselin, L., & Le Gallo, J. (2006). Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models: Spatial Aspects. *Spatial Economic Analysis*, 1(1), 31-52. <https://doi.org/10.1080/1742177060061337>
- Anselin, L., & Lozano-Gracia, N. (2008). Errors in Variables and Spatial Effects in Hedonic House Price Models of Ambient Air Quality. *Empirical Economics*, 34(1), 5-34. <https://doi.org/10.1007/s00181-007-0152-3>
- Azmi, A. S. M., Azhar, R. F., & Nawawi, A. H. (2012). The Relationship between Air Quality and Property Price. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 50(1), 839-854.

با انجام این پژوهش نوعی قیمتگذاری برای آلودگی هوا (که کالایی غیربازاری است) انجام می‌شود و می‌تواند به سیاستگذار در تصمیم‌گیری‌های سیاستی درباره کنترل آلودگی هوا کمک کند. با توجه به فقدان مطالعات در این حوزه، پژوهش حاضر فتح بابی برای انجام مطالعات بیشتر در حیطه ارزشگذاری اقتصادی آلودگی هوا در ایران است.

سهم‌های اصلی این پژوهش، در درجه اول استفاده از داده‌های خرد معاملات مسکن و داده‌های تک‌تک ایستگاه‌های سنجش آلودگی در کلان‌شهر تهران و جور کردن آن‌ها با هم است. در درجه دوم، مطالعه حاضر نخستین پژوهش در ایران با استفاده از مدل داده‌های پانل واحدهایی است که در پایگاه داده چندین بار معامله شده‌اند. استفاده از این داده ما را قادر می‌سازد که با در نظر گرفتن متغیرهای مجازی مربوط به هر واحد، عوامل غیرقابل مشاهده واحدهای مسکونی را نیز بتوانیم کنترل کنیم. محدودیت اصلی پژوهش حاضر در دسترس نبودن داده‌های ایستگاه‌های آلودگی در سایر نقاط کشور بوده که به تقلیل پوشش مطالعه به کلان‌شهر تهران منجر شده است. در صورت گسترش ایستگاه‌های سنجش آلودگی به مناطق بیشتری از کشور و در دسترس قرار گرفتن داده‌های آن می‌توان تخمین را برای شهرهای بیشتری از کشور ایران انجام داد. از جمله زمینه‌های مهم برای بهبود مطالعات آتی نیز تکمیل داده‌های کنترلی با کیفیت مناسب سالانه و به تفکیک مناطق شهرستان تهران نظیر ترافیک شهری است.

- <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.08.086>
- Bae, C. C. (1997). The Equity Impacts of Los Angeles' Air Quality Policies. *Environment and Planning A*, 29(9), 1563-1584. <https://doi.org/10.1068/a291563>
- Bajari, P., Fruehwirth, J. C., & Timmins, C. (2012). A Rational Expectations Approach to Hedonic Price Regressions with Time-Varying Unobserved Product Attributes: The Price of Pollution. *American Economic Review*, 102(5), 1898-1926. <https://doi.org/10.1257/aer.102.5.1898>
- Bento, A., Freedman, M., & Lang, C. (2015). Who Benefits from Environmental Regulation? Evidence from the Clean Air Act Amendments. *Review of Economics and Statistics*, 97(3), 610-622. https://doi.org/10.1162/REST_a_00493
- Beron, K. J., Murdoch, J. C., & Thayer, M. A. (1999). Hierarchical Linear Models with Application to Air Pollution in the South Coast Air Basin. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(5), 1123-1127. <https://doi.org/10.2307/1244095>
- Boonyanam, N. (2016). Loss of Value in House Properties due to Air Pollution in Map Ta Phut Industrial Area of Thailand. *Applied Environmental Research*, 38(3), 1-13. <https://doi.org/10.35762/AER.2016.38.3.1>
- Chattopadhyay, S. (1999). Estimating the Demand for Air Quality: New Evidence Based on the Chicago Housing Market. *Land Economics*, 75(1), 22-38. <https://doi.org/10.2307/3146991>
- Chay, K. Y., & Greenstone, M. (2005). Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market. *Journal of Political Economy*, 113(2), 376-424. <https://doi.org/10.1086/427462>
- Esfahani, H., & Mahdavi Zafarghandi, S. (2017). Examining the Welfare Impacts of Environmental Policies for Importing Clean Technologies. *The Journal of Planning and Budgeting*, 22(1), 33-45. <http://jpbud.ir/article-1-1470-fa.html>
- Fadaee, M., & Motaffef, M. (2016). Strategic Interactions between a Fossil Fuel Cartel and a Coalition of Buyers: a Dynamic Approach. *The Journal of Planning and Budgeting*, 21(1), 105-122. <http://jpbud.ir/article-1-1355-fa.html>
- Freeman III, A. M. (1974). On Estimating Air Pollution Control Benefits from Land Value Studies. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1(1), 74-83. [https://doi.org/10.1016/0095-0696\(74\)90018-7](https://doi.org/10.1016/0095-0696(74)90018-7)
- Freeman, A. M. (1981). Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues. In Measurement in Public Choice (pp. 13-32): Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-349-05090-1_2
- Gonzalez, F., Leipnik, M., & Mazumder, D. (2013). How much are Urban Residents in Mexico Willing to Pay for Cleaner Air? *Environment and Development Economics*, 18(3), 354-379. <https://doi.org/10.1017/S1355770X13000077>
- Graves, P., Murdoch, J. C., Thayer, M. A., & Waldman, D. (1988). The Robustness of Hedonic Price Estimation: Urban Air Quality. *Land Economics*, 64(3), 220-233. <https://doi.org/10.2307/3146246>
- Hao, Y., & Zheng, S. (2017). Would Environmental Pollution Affect Home Prices? An Empirical Study Based on China's Key Cities. *Environmental Science and Pollution Research*, 24(31), 24545-24561. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-0073-4>
- Harrison, D., & Rubinfeld, D. L. (1978a). The Air Pollution and Property Value Debate: Some Empirical Evidence. *The Review of Economics and Statistics*, 60(4), 635-638.

- <https://doi.org/10.2307/1924261>
- Harrison, D., & Rubinfeld, D. L. (1978b). Hedonic Housing Prices and the Demand for Clean Air. *Journal of Environmental Economics and Management*, 5(1), 81-102. [https://doi.org/10.1016/0095-0696\(78\)90006-2](https://doi.org/10.1016/0095-0696(78)90006-2)
- Khorshidoust, A. M. (2009). The Application of Hedonic Pricing Method in Estimating the Hidden Economic Value of Environment: The Case Study of Correlation between Public Services, Pollution, and the Housing Prices in Selected Areas of Tabriz. *Journal of Environmental Studies*, 35(51), 81-92. https://jes.ut.ac.ir/article_21597.html
- Kim, C. W., Phipps, T. T., & Anselin, L. (2003). Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(1), 24-39. [https://doi.org/10.1016/S0095-0696\(02\)00013-X](https://doi.org/10.1016/S0095-0696(02)00013-X)
- Komarova, V. (2009). Valuing Environmental Impact of Air Pollution in Moscow with Hedonic Prices. *World Academy of Science, Engineering and Technology*, 57(1), 319-326.
- Lang, C. (2015). The Dynamics of House Price Responsiveness and Locational Sorting: Evidence from Air Quality Changes. *Regional Science and Urban Economics*, 52(1), 71-82. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2015.02.005>
- Li, H., Wei, Y. D., Yu, Z., & Tian, G. (2016). Amenity, Accessibility and Housing Values in Metropolitan USA: A Study of Salt Lake County, Utah. *Cities*, 59(1), 113-125. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2016.07.001>
- Liu, X., Li, Q., Chand, S., & Sharpe, K. (2021). Effects of Air Quality on House Prices: Evidence from China's Huai River Policy. *New Zealand Economic Papers*, 55(1), 52-65. <https://doi.org/10.1080/00779954.2020.1827014>
- Mei, Y., Gao, L., Zhang, J., & Wang, J. (2020). Valuing Urban Air Quality: A Hedonic Price Analysis in Beijing, China. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(2), 1373-1385. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-06874-5>
- Neill, H. R., Hassenzahl, D. M., & Assane, D. D. (2007). Estimating the Effect of Air Quality: Spatial Versus Traditional Hedonic Price Models. *Southern Economic Journal*, 73(4), 1088-1111. <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.2007.tb00819.x>
- Nelson, J. P. (1978). Residential Choice, Hedonic Prices, and the Demand for Urban Air Quality. *Journal of Urban Economics*, 5(3), 357-369. [https://doi.org/10.1016/0094-1190\(78\)90016-5](https://doi.org/10.1016/0094-1190(78)90016-5)
- Nourse, H. O. (1967). The Effect of Air Pollution on House Values. *Land Economics*, 43(2), 181-189. <https://doi.org/10.2307/3145241>
- Palmquist, R. B., & Israngkura, A. (1999). Valuing Air Quality with Hedonic and Discrete Choice Models. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(5), 1128-1133. <https://doi.org/10.2307/1244096>
- Ramsey, D. D. (1976). A Note on Air Pollution, Property Values and Fiscal Variables. *Land Economics*, 52(2), 230-234. <https://doi.org/10.2307/3145299>
- Ridker, R. G., & Henning, J. A. (1967). The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution. *The Review of Economics and Statistics*, 49(2), 246-257. <https://doi.org/10.2307/1928231>
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55. <https://doi.org/10.1086/260169>
- Salem, A. A., & Akaberi, T. M. (2018). Calculating the Willingness to Pay to Avoid of Pollution Harmful Effects by Using the Hedonic Price in Different Provinces of Iran. *Quarterly Journal*

- of Quantitative Economics, 15(2), 23-50. <https://dx.doi.org/10.22055/jqe.2018.21081.1579>
- Smith, V. K., & Huang, J. C. (1993). Hedonic Models and Air Pollution: Twenty-Five Years and Counting. *Environmental and Resource Economics*, 3(4), 381-394. <https://doi.org/10.1007/BF00418818>
- Smith, V. K., & Huang, J.-C. (1995). Can Markets Value Air Quality? A Meta-Analysis of Hedonic Property Value Models. *Journal of Political Economy*, 103(1), 209-227. <https://doi.org/10.1086/261981>
- Wieand, K. F. (1973). Air Pollution and Property Values: A Study of the St. Louis Area. *Journal of Regional Science*, 13(1), 91-95. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1973.tb00380.x>
- Yusuf, A. A., & Resosudarmo, B. P. (2009). Does Clean Air Matter in Developing Countries' Megacities? A Hedonic Price Analysis of the Jakarta Housing Market, Indonesia. *Ecological Economics*, 68(5), 1398-1407. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2008.09.011>