Journal of Environmental and Natural Resource Economics
Vol. 6, No.15, Spring 2026; PP 5-54
eenr.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/eenr.2026.93960.239

Original Research
Accept: 01 August 2026
Revise: 27 July 2026
Receive: 02 July 2026
ISSN: 2538-4791
eISSN: 2538-483X

Examining the Relationship Between Land Consumption and Per Capita Income: Evidence of the Kuznets Curve in Iran

Fariba SHamseh — Theoretical Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Lorestan.

Gholamreza Nemati * — Faculty of Administrative Sciences and Economics, Lorestan University, Iran

Mohammad Alizadeh — Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran.

Marayam Khodaverdi Samani — Department of Public Economics, Faculty of Humanities, Islamic Azad University, Shahrekord, Iran.

Extended Abstract

Introduction

Land consumption has emerged as a major environmental and development challenge worldwide because of its substantial effects on ecosystem sustainability, biodiversity, food security, and environmental quality. Rapid urbanization, the expansion of built-up areas, and the conversion of agricultural land have intensified pressure on land resources, particularly in developing countries. As a finite and non-substitutable natural resource, land plays a crucial role not only in economic production but also in providing environmental services and social goods, including housing and urban infrastructure. Consequently, understanding the relationship between economic growth and land consumption has become increasingly important in the context of sustainable development. The Environmental Kuznets Curve hypothesis provides a useful framework for examining this

* Corresponding Author: grezan841@gmail.com
How to Cite: shamseh, F., Nemati, G. R., Alizadeh, M. & Khodaverdi Samani, M. (2026). Examining the Relationship Between Land Consumption and Per Capita Income: Evidence of the Kuznets Curve in Iran. *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, 6(15), pp. 5-54. DOI: 10.22054/eenr.2026.93960.239

relationship, suggesting that environmental degradation may initially increase with economic growth and subsequently decline once a certain income threshold is reached.

Objective

This study investigates the relationship between per capita income and land consumption in Iran within the framework of the Environmental Kuznets Curve hypothesis. Specifically, it examines whether this relationship follows the traditional inverted U-shaped EKC pattern or takes a more complex nonlinear form, such as the N-shaped curve proposed in recent environmental economics literature. The study also assesses the effects of urbanization and road infrastructure development on land consumption across Iranian provinces.

Research Method

The study uses panel data for Iran's 31 provinces covering the period 2011–2023. Land consumption, measured using construction permits, serves as a proxy for environmental degradation. To capture the dynamic and potentially nonlinear relationship between economic growth and land consumption, both quadratic and cubic specifications of the Environmental Kuznets Curve are estimated. The Generalized Method of Moments (GMM) is used as the primary estimation technique because it can address endogeneity, control for unobserved heterogeneity, and account for dynamic adjustments. In addition, panel unit root and cointegration tests are conducted to assess the validity of long-run relationships among the variables.

Results and Discussion

The empirical findings indicate a nonlinear relationship between per capita income and land consumption in Iran. The cubic specification yields an N-shaped relationship: land consumption initially increases with economic growth, declines after reaching a turning point, and eventually rises again at higher income levels. This finding suggests that environmental improvements associated with economic development may not be permanent and may be reversed at later stages of development. By contrast, the quadratic specification yields a U-shaped relationship, indicating that the traditional Environmental Kuznets Curve framework may not fully capture the long-term dynamics of land consumption in Iran. The results also show that

urbanization and road network expansion have positive and statistically significant effects on land consumption, underscoring the role of urban growth and infrastructure development in driving land-use change. Overall, the findings highlight the complex interactions among economic growth, urban development, and environmental sustainability.

Conclusion

The study concludes that the relationship between economic growth and land consumption in Iran cannot be adequately explained by a simple linear framework. Instead, the evidence supports a nonlinear relationship consistent with the Environmental Kuznets Curve hypothesis, particularly its extended N-shaped form. The positive effects of urbanization and transportation infrastructure on land consumption highlight the need for more effective land-use planning and sustainable urban development policies. Policymakers should integrate economic growth objectives with environmental protection strategies by promoting efficient land management, curbing urban sprawl, preserving agricultural land, and encouraging the adoption of environmentally friendly technologies. As one of the first studies to examine the relationship between economic growth and land consumption in Iran using a dynamic GMM approach, this research contributes to the environmental economics literature and provides insights for sustainable development policymaking.

Keywords: Environmental Kuznets Curve, Land Consumption, Generalized Method of Moments.

JEL ClassificatioN: Q56, R14, R11, C23

فصلنامه محیط زیست و منابع طبیعی
سال ششم، شماره ۱۵، بهار ۱٤۰۵، صفحات ۵-٥٤
eenr.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/eenr.2026.93960.239

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۴/۱۱
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۵/۰۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۵/۱۰
ISSN:۲۵۳۸-۴۷۹۱
eISSN: ۲۵۳۸-۴۸۳X

بررسی رابطهٔ مصرف زمین و درآمد سرانه، شواهدی از منحنی کوزنتس

فریبا شمسه | دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه لرستان، ایران
غلامرضا نعمتی * | دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه لرستان، ایران
محمد علیزاده | دانشکده علوم‌انسانی، دانشگاه لرستان، ایران
مریم خداوردی سامانی | دانشکده علوم‌انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی شهرکرد، ایران

چکیده

بخش قابل‌توجهی از اراضی کشور درنتیجه توسعه مناطق مسکونی، تجاری و زیرساخت‌های فیزیکی به مصرف می‌رسد و با سطوح نفوذناپذیر، نظیر بتن، آسفالت و سنگفرش، پوشیده و عملاً آب‌بندی می‌شود. این فرایند با تضعیف کارکردهای طبیعی خاک، دامنه وسیعی از خدمات زیست‌بومی آن را کاهش می‌دهد. ازسوی‌دیگر، ادبیات نظری و تجربی مرتبط با منحنی کوزنتس زیست‌محیطی نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه یکی از عوامل تعیین‌کننده در الگوی بهره‌برداری از منابع و مصرف زمین به شمار می‌رود. براین‌اساس، هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه میان درآمد سرانه و مصرف زمین در ایران در چارچوب منحنی کوزنتس زیست‌محیطی است که در این راستا، نسبت زمین موجود در مجوزهای ساختمانی به جمعیت به‌عنوان شاخصی برای سنجش میزان مصرف زمین در نظر گرفته شده است. همچنین در این مطالعه، علاوه بر تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف زمین در قالب فرضیه منحنی N-شکل، نقش زیرساخت‌های ارتباطی و متغیرهای جمعیتی با بهره‌گیری از داده‌های پانلی ۳۱ استان ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰ سال تا ۱۴۰۱ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج نشان داد که رابطه میان تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف زمین غیرخطی بوده و از الگوی N-شکل پیروی می‌کند، به‌گونه‌ای که در مراحل اولیه توسعه، رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف زمین می‌گردد، اما در مراحل میانی، این روند به دلیل بهینه‌سازی و افزایش آگاهی‌های محیط‌زیستی کاهش‌یافته و درنهایت در

* نویسنده مسئول: grezan841@gmail.com

سطوح درآمدی بالا، مجدداً به دلیل تغییر در الگوهای مصرف رفاهی و سفته‌بازی اراضی، روند صعودی می‌یابد. علاوه‌برآن، یافته‌ها حاکی از تأثیر مثبت و معنادار شهرنشینی و گسترش زیرساخت‌های ارتباطی بر توسعه کالبدی و افزایش نرخ مصرف زمین است؛ به‌طوری‌که توسعه شبکه جاده‌ای، افزایش تعداد اتوبوس‌ها (به‌عنوان نمادی از تحرک جمعیتی) و افزایش تراکم جمعیت، همگی اثر مثبت و معناداری بر نرخ مصرف زمین دارند که نشان‌دهنده نقش تسهیل‌کننده زیرساخت‌ها در گسترش افقی شهرها است. همچنین، تأثیر مثبت و معنادار متغیر وقفه مصرف زمین، بیانگر وجود وابستگی به مسیر و ماندگاری و مصرف زمین در ایران دارای حافظه است؛ یعنی الگوهای تخریب گذشته، مسیر توسعه آینده را تعیین می‌کنند. درنهایت، نتایج پژوهش بر لزوم بازنگری در سیاست‌های مدیریت شهری و گذار از توسعه افقی به توسعه متراکم و عمودی جهت حفظ سرمایه‌های طبیعی تأکید دارد. این مطالعه تأییدی بر پیچیدگی‌های رابطه میان توسعه اقتصادی و تخریب منابع طبیعی در کشورهای درحال‌توسعه است.

کلیدواژه‌ها: منحنی کوزنتس، مصرف زمین، مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی JEL: Q56, R14, R11, C23

۱. مقدمه

تخریب زمین، در کنار سایر تهدیدات محیط‌زیستی، یکی از بحرانی‌ترین چالش‌های معاصر است که اثرات نامطلوب گسترده‌ای بر شرایط اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی دارد. کنوانسیون سازمان ملل متحد برای مبارزه با بیابان‌زایی[1] (UNCCD) اذعان کرده است که تخریب زمین یک مسئله بزرگ جهانی است و پیوسته ما را به تلاش برای دستیابی به جهانی عاری از تخریب بیشتر زمین ترغیب کرده است (گیلبی[2] و همکاران، ۲۰۱۹). زمین به‌عنوان یکی از مهم‌ترین سرمایه‌های طبیعی، نقش اساسی در پایداری زیست‌بوم‌ها، تولید غذا، توسعه شهری و تأمین رفاه اجتماعی دارد. بااین‌حال، مصرف فزاینده زمین و تغییر کاربری آن به دلیل گسترش شهرنشینی و فعالیت‌های اقتصادی، به یکی از چالش‌های مهم زیست‌محیطی جهان تبدیل شده است. این روند پیامدهایی همچون ازبین‌رفتن تنوع زیستی، افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای، تخریب منابع طبیعی، آلودگی آب‌های زیرزمینی و تشدید مخاطرات زیست‌محیطی را به همراه داشته است (موسکونی[3] و همکاران، ۲۰۲۰).

از طرفی مدیریت پایدار زمین در اسناد بین‌المللی ازجمله دستور کار شهری آمستردام (کمیسیون اروپا[4]، ۲۰۱۶) و اهداف توسعه پایدار سازمان ملل متحد[5](SDGs) موردتأکید قرار گرفته است. اهمیت این موضوع در بیانیه اجماع (ریو + ۲۰[6]) منعکس شده است: زمان آن رسیده است که بر سر یک هدف توسعه پایدار جدید برای به صفر رساندن تخریب خالص زمین، به‌منظور تضمین دسترسی مداوم به زمین‌های حاصلخیز برای نسل‌های حال و آینده توافق شود (کنوانسیون سازمان ملل متحد برای مبارزه با بیابان‌زایی، ۲۰۱۲). زمین عنصر اساسی همه زیست‌بوم‌ها و درعین‌حال ساخت‌وساز و تولید مواد غذایی است. اگرچه خصوصی شده است، اما ویژگی‌های کالاهای عمومی یا عمومی را دارد و

1 UNited NatioNs CoNveNtioN to Combat DesertificatioN
2 Gilbey et al
3 .MoscoNi
4 .EuropeaN CommissioN
5 UNited NatioNs SustaiNable DevelopmeNt Goals
6 Rio+20

همچنین نمایانگر کالایی است که استفاده از آن اثرات جانبی ایجاد می‌کند.

بنا به گزارش آژانس محیط‌زیست اروپا[1] (۲۰۱۲) توسعه شهری یکی از پرخطرترین تغییرات کاربری و مصرف زمین است. برخلاف سایر تغییرات، مانند کشاورزی، این امر باعث آب‌بندی خاک می‌شود که دائمی است و معکوس‌کردن و احیای آن بسیار دشوار، پرهزینه و کند است. باتوجه‌به فرایند بسیار کند بازسازی، خاک را می‌توان در زمره منابع تجدیدناپذیر دانست (بیمنتل[2] و همکاران، ۲۰۱۰؛ گاردی[3] و همکاران، ۲۰۱۵). این ویژگی ایجاب می‌کند که در برنامه‌ریزی فضایی، می‌توان با مدیریت دسترسی و محدودکردن بهره‌برداری بی‌رویه، از زمین و خاک‌ها به‌گونه‌ای بهینه استفاده نمود که رفاه عمومی تضمین شود. در همین راستا، شواهد پژوهشی نیز تأیید می‌کنند که توسعه اقتصادی و رشد اقتصادی با تغییرات کاربری زمین و روند تخریب و مصرف آن رابطه مستقیمی دارد (جدوابا و ولرات[4]، ۲۰۱۵؛ بیمونته و استابیل[5]، ۲۰۱۷ الف، ۲۰۱۷ ب). رشد سریع شهرنشینی و توسعه اقتصادی، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، موجب تغییرات گسترده در الگوهای کاربری اراضی و افزایش فشار بر زمین‌های کشاورزی و منابع طبیعی شده است. در ایران نیز از دهه‌های ۱۳۴۰ و ۱۳۵۰ به بعد، روند تبدیل اراضی کشاورزی و باغی به کاربری‌های شهری شدت گرفته و عدم تعادل میان کاربری‌های طبیعی و شهری را افزایش داده است. مطالعات نشان می‌دهند که مصرف زمین علاوه بر عوامل اقتصادی، تحت‌تأثیر متغیرهای جمعیتی و اجتماعی نظیر تراکم جمعیت، اندازه خانوار و دسترسی به خدمات قرار دارد و این عوامل می‌توانند تقاضا برای زمین و گسترش شهری را افزایش دهند (گتزنر و کادی[6]، ۲۰۲۰) (سالواتی[7] و همکاران، ۲۰۱۸) ازسوی‌دیگر، دستیابی به توسعه اقتصادی سبز و پایدار مستلزم توجه به پیامدهای زیست‌محیطی ناشی از رشد

1. EuropeaN ENviroNmeNt AgeNcy (EEA)
2. BimeNtel et al
3. Gardi et al.
4. Jedwaba aNd Vollrathb
5. BimoNte aNd Stabile
6. GetzNer & Kadi
7. Salvati et al

اقتصادی است (فاخر، ۱۳۹۹).

در ادبیات اقتصاد محیط‌زیست، رابطه میان رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست غالباً در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[1] (EKC) بررسی می‌شود. بر اساس این فرضیه، میان درآمد سرانه و تخریب محیط‌زیست رابطه‌ای به شکل U معکوس وجود دارد؛ به‌طوری‌که در مراحل اولیه توسعه، رشد اقتصادی موجب افزایش تخریب محیط‌زیست می‌شود، اما پس از دستیابی به سطح معینی از درآمد، بهبود کیفیت محیط‌زیست آغاز می‌شود. باتوجه‌به اهمیت مصرف زمین به‌عنوان یکی از شاخص‌های تخریب محیط‌زیست و نقش آن در توسعه پایدار، بررسی رابطه میان مصرف زمین و درآمد سرانه می‌تواند شواهد مهمی برای ارزیابی اعتبار فرضیه EKC و کارآمدی سیاست‌های توسعه‌ای در ایران فراهم سازد؛ بنابراین، برای تدوین سیاست‌های مناسب‌تر، درک این رابطه بسیار موردتوجه است. براین‌اساس، فرضیه اصلی پژوهش آن است که رابطه میان درآمد سرانه و مصرف زمین، رابطه‌ای غیرخطی از نوع -Nشکل است. افزون براین، برای متغیرهای کنترلی نیز فرضیه‌های فرعی مستقلی مطرح می‌شود؛ به‌گونه‌ای که توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقل، تراکم جمعیت و رشد قیمت زمین، بر میزان مصرف زمین اثرگذار هستند.

۱. پیشینه پژوهش

الف) مبانی نظری

زمین به‌عنوان منبعی محدود و غیرقابل‌جایگزینی، علاوه بر نقش اقتصادی در تولید کالاها، در تأمین خدمات زیست‌محیطی، مسکن و توسعه شهری نیز اهمیت دارد. با گذار از اقتصادهای کشاورزی به اقتصادهای صنعتی و شهری، بخش قابل‌توجهی از اراضی کشاورزی به کاربری‌های صنعتی و ساختمانی تبدیل شده و فشار بر زمین‌های زیر کشت افزایش‌یافته است؛ اما در مراحل پیشرفته‌تر توسعه، با افزایش نقش سرمایه، نیروی کار و فنّاوری، وابستگی به زمین کاهش‌یافته و از شدت این فشار کاسته می‌شود (وو[2]، ۲۰۱۸)

1 ENviroNmeNtal KuzNets Curve
2 Wu

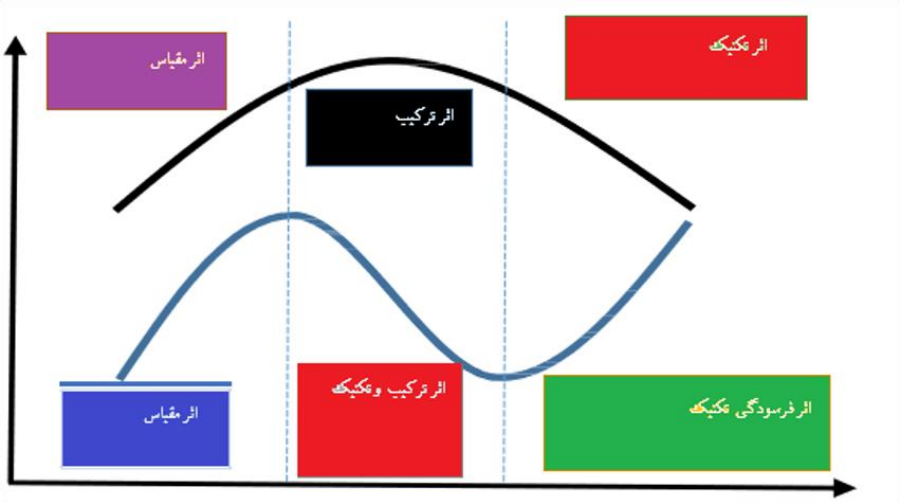
پیشرفت فنّاوری از طریق افزایش بهره‌وری تولید، نیاز به زمین را کاهش می‌دهد و کارایی استفاده از منابع را بهبود می‌بخشد (هان[1] و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین سیاست‌های دولتی در مراحل مختلف توسعه نقش تعیین‌کننده‌ای دارند؛ به‌گونه‌ای که در ابتدا اولویت با رشد اقتصادی است، اما با تشدید مسائل زیست‌محیطی، سیاست‌ها به سمت حفاظت از زمین و توسعه پایدار سوق می‌یابند (لئو[2]، ۲۰۱۹). ازسوی‌دیگر، افزایش درآمد و رفاه موجب تقویت ارزش‌های زیست‌محیطی و توجه بیشتر جامعه به کارکردهای اکولوژیکی زمین‌های کشاورزی می‌شود (بنین و ملن[3]، ۲۰۰۸).

مجموع این عوامل می‌تواند رابطه‌ای غیرخطی میان رشد اقتصادی و مصرف یا تخریب زمین ایجاد کند. این رابطه در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) تبیین می‌شود. بر اساس فرم کلاسیک این فرضیه، رابطه میان درآمد سرانه و تخریب محیط‌زیست به شکل U معکوس است؛ به این معنا که در مراحل اولیه توسعه، رشد اقتصادی موجب افزایش تخریب محیط‌زیست می‌شود، اما پس از رسیدن به یک سطح آستانه درآمدی، کیفیت محیط‌زیست بهبود می‌یابد

بااین‌حال، مطالعات جدید نشان می‌دهند که این بهبود ممکن است در سطوح بالاتر درآمد پایدار نباشد. در چنین شرایطی، غلبه مجدد اثر مقیاس بر اثر فنّاوری یا کاهش کارایی نوآوری‌ها می‌تواند باعث افزایش دوباره تخریب محیط‌زیست شود و رابطه‌ای به شکل N ایجاد کند. ازاین‌رو، پژوهش‌های اخیر برای تحلیل دقیق‌تر پویایی‌های بلندمدت، علاوه بر فرم درجه دوم، از فرم درجه سوم EKC نیز استفاده می‌کنند (سین‌ها[4] و همکاران، ۲۰۱۹)

1.HaN
2 .Liu
3 .BeNiN & MelleN
4 .SiNha et al

شکل ۱. رابطه بین رشد اقتصادی و شاخص‌های زیست‌محیطی



مأخذ: (سین‌ها و همکاران، ۲۰۱۹)

به باور سینها و همکارانش (۲۰۱۹)، منحنی Nشکل می‌تواند بُعدی آینده‌نگرانه‌تر از رابطهٔ میان رشد و تخریب محیط‌زیست را نشان دهد؛ درحالی‌که منحنی EKC کلاسیک، بیشتر وضعیت کنونی و چشم‌انداز نزدیک این رابطه را ترسیم می‌کند. مطابق با شکل ۱، رابطه بین رشد اقتصادی و شاخص‌های زیست‌محیطی (مانند مصرف زمین یا آلودگی) از طریق سه سازوکار اصلی تبیین می‌شود که درنهایت الگوی غیرخطی N–شکل را پدید می‌آورند:

۱. اثر مقیاس: در گام نخست (سمت چپ نمودار)، افزایش حجم فعالیت‌های اقتصادی و گسترش فیزیکی تولید، منجر به استخراج بیشتر منابع و افزایش فشار بر ظرفیت‌های زیستی می‌شود. در این مرحله، منحنی حالتی صعودی دارد که نشان‌دهنده همبستگی مثبت میان رشد درآمد و تخریب محیط‌زیست است.

۲. اثر ترکیب و تکنیک: در مرحله میانی، با عبور از نخستین نقطه بازگشت[1] دو عامل موجب نزولی شدن منحنی می‌شوند؛ نخست، تغییر ساختار اقتصاد از بخش‌های منبع بر، به سمت بخش‌های خدماتی و دانش‌بنیان (اثر ترکیب) و دوم، جایگزینی فنّاوری‌های قدیمی

1. TurNiNg PoiNt

با روش‌های تولید پاک‌تر و کارآمدتر (اثر تکنیک). این مرحله بازتاب‌دهنده بهبود کیفیت محیط‌زیست در پی افزایش درآمد است.

۳. اثر فرسودگی تکنیک: در مرحله نهایی (سمت راست نمودار)، چنانچه پیشرفت‌های فنّاورانه با نرخ رشد مصرف و تولید همگام نباشند، پدیده‌ای تحت عنوان فرسودگی تکنیکی رخ می‌دهد. در این وضعیت، اثر مقیاس مجدداً بر اثرات کاهنده (ترکیب و تکنیک) غلبه کرده و منحنی بار دیگر روند صعودی به خود می‌گیرد. این بخش از نمودار نشان‌دهنده آن است که بهبودهای زیست‌محیطی در سطوح بسیار بالای درآمدی ممکن است ناپایدار بوده و منجر به دور جدیدی از تخریب فزاینده شود.

الف-۱) تحلیل رابطه میان مصرف زمین و فرضیه منحنی کوزنتس (EKC)

زمین، فراتر از یک نهاده تولیدی، به‌عنوان زیربنای حیاتی خدمات زیست‌بومی و تولید کالاهای اجتماعی (نظیر مسکن و چشم‌اندازهای شهری) عمل می‌کند. از منظر تحلیل اقتصادی، زمین یک منبع محدود و غیرقابل‌جایگزین است که ویژگی‌های خاصی از کالاهای عمومی را داراست؛ به این معنا که بهره‌برداری از آن، اثرات جانبی گسترده‌ای بر محیط‌زیست بر جای می‌گذارد؛ ازاین‌رو، مدیریت اراضی نه‌تنها یک مسئله فنی، بلکه یک ضرورت حاکمیتی برای کنترل اثرات منفی بر رفاه اجتماعی است (بیمونته[1] و استابیل،۲۰۱۷).

زمین یک ورودی ضروری (اما محدود) برای همه فعالیت‌های انسانی و یک منبع حساس به ذخایر است. در اقتصاد کلاسیک، زمین به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تولید و تعیین‌کننده ثروت ملی شناخته می‌شد. بااین‌حال، در دوران صنعتی، پیشرفت‌های فنّاورانه و تغییر در فرایندهای تولید (تولیدات فشرده و گسترده)، مسئله کمیاب‌بودن زمین را موقتاً از کانون بحث‌های نظری خارج کرد (پرمن[2] و همکاران، ۲۰۱۱) اما در عصر حاضر، رشد بی‌سابقه جمعیت پس از انقلاب صنعتی، گسترش شتابان شهرنشینی و پدیده‌هایی چون

1. BimoNte & Stabile
2. PermaN et al

بیابان‌زایی و تغییرات اقلیمی، دوباره مسئله کمبود زمین و زوال خاک را به‌عنوان یک بحران ساختاری در مرکز توجه جامعه علمی و سیاسی قرارداده است؛ به‌طوری‌که کنفرانس سازمان ملل متحد برای توسعه پایدار (UNCSD) با عنوان ریو+۲۰ یا اجلاس سران زمین در سال ۲۰۱۲ که سومین کنفرانس بین‌المللی توسعه پایدار باهدف آشتی اقتصادی و زیست‌محیطی به این موضوع اشاره دارد.

الف-۲) تحلیل بحرانی تغییر کاربری: از کشاورزی تا شهرنشینی

در میان انواع تغییرات کاربری، توسعه شهری از مخاطرات زیست‌محیطی بالاتری برخوردار است. تفاوت بنیادین توسعه شهری با سایر تغییرات (مانند تغییر کاربری بین محصولات کشاورزی)، در پدیده آب‌بندی خاک نهفته است؛ درحالی‌که تغییرات کشاورزی ممکن است در بلندمدت بازگشت‌پذیر باشند، شهرنشینی منجر به ایجاد تغییرات دائمی و بازگشت‌ناپذیر در ساختار خاک می‌شود؛ به‌گونه‌ای که فرایند معکوس‌سازی آن بسیار دشوار، پرهزینه و زمان‌بر است درواقع، شهرنشینی را می‌توان شکل نهایی و قطعی مصرف خاک دانست. شواهد تجربی در کشورهای توسعه‌یافته، نظیر ایتالیا، نشان می‌دهد که بخش بزرگی از این تخریب خاک ناشی از ساخت‌وسازهای مسکونی (بیش از ۶۰٪) و صنعتی - تجاری (حدود ۳۰٪) است این روند نشان می‌دهد که فشار بر زمین، نه‌تنها تابع رشد جمعیت، بلکه تابع تغییر در ساختار خانوار و تقاضای اقتصادی برای فضای شهری است (بیمونته[1] و استابیل،۲۰۱۷).

الف-۳)تبیین رابطه مصرف زمین در چارچوب EKC

از منظر تاریخی، رشد شهرها و تقریباً همه سکونتگاه‌های انسانی توسط جمعیت و اخیراً با افزایش تعداد خانوار تعیین شده است. این امر، همراه با شرایط اقتصادی بهتر و موجودی اولیه مسکن، منجر به بازسازی و افزایش عرضه خانه‌های جدید شده است. از منظر نظری، اگر تقاضا برای مسکن و زمین صرفاً پاسخی به نیازهای اولیه زیستی باشد، انتظار می‌رود

1. BimoNte & Stabile

پس از طی یک دوره گسترش اولیه و برآورده‌شدن نیازهای اساسی، با افزایش هزینه فرصت محیط‌زیستی و کاهش نرخ رشد جمعیت، فشار بر زمین کاهش یابد. در این حالت، رابطه‌ای منطبق بر فرضیه EKC شکل می‌گیرد: در ابتدا، رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف زمین می‌شود (بخش صعودی)، اما پس از رسیدن به یک سطح مشخص از رفاه و توسعه، به دلیل تغییر ترجیحات اجتماعی به سمت حفاظت از محیط‌زیست و بهره‌وری بیشتر از زمین، نرخ مصرف زمین کاهش می‌یابد (بخش نزولی). در حالت ایدئال، این روند به یک وضعیت پایدار می‌رسد؛ جایی که میزان سرمایه‌گذاری جدید در بخش ساخت‌وساز، دقیقاً برابر با نرخ استهلاک (δ) یا تخریب زمین باشد. در این نقطه، تعادلی میان نیازهای توسعه‌ای و ظرفیت‌های بازتولیدی محیط‌زیست برقرارشده و مصرف خالص زمین به صفر میل می‌کند. طبق معادله جریای - انباشت، مساحت کل زمین و خاک آب‌بندی شده (S) در زمان t به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$S_t=S_{t-1}(1-\delta)+F_t \quad (۱)$$

که در آن:

- S_t ذخیره، یعنی مساحت تجمعی خاک آب‌بندی شده در زمان t؛
- δ نرخ بازیابی است؛
- F_t متغیر جریان، یعنی مساحت خاک و زمین آب‌بندی شده در سال است.

زمین را می‌توان به طور مداوم به‌عنوان تابعی از مسکن مسکونی بیان کرد که با معادله ذخیره - جریان به‌صورت زیر توصیف می‌شود:

$$S_t=S_{t-1}(1-\delta)+H_{ts} \quad (۲)$$

که در آن: S_t موجودی املاک و مستغلات در زمان t است؛ δ نرخ استهلاک است؛ و H_{ts} متغیر جریان، یعنی تعداد ساخت‌وسازهای جدید است. با فرض ثابت‌بودن سایر شرایط، H_{ts} به شرایط بازار، به‌ویژه قیمت‌ها و هزینه‌ها بستگی دارد. هرچه قیمت ملک بالاتر و هزینه‌های ساختمان پایین‌تر باشد، عرضه ساخت‌وسازهای جدید در بازار بیشتر می‌شود.

عامل تعیین‌کننده دیگر نرخ بهره است که تقاضا و درنتیجه عرضه دارایی‌های ملکی برای مسکن و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد (مک‌کوئین و اوریلی[1]، ۲۰۰۸؛ دی پاسکواله و ویتون[2]، ۱۹۹۴). زمین (و مسکن) یک متغیر محلی حساس به موجودی است که در معرض اثر اشباع قرار دارد؛ بنابراین، با فرض ثابت‌بودن سایر شرایط، می‌توانیم انتظار داشته باشیم که به‌محض برآورده‌شدن نیاز به مسکن و عبور درآمد از یک آستانه مشخص، رابطه مثبت بین درآمد و صدور مجوزهای ساختمانی منفی شود (از طریق آگاهی بیشتر زیست‌محیطی و برنامه‌ریزی شهری سخت‌گیرانه‌تر) که فرضیه EKC را تأیید می‌کند به نظر (لوپز[3]، ۱۹۹۴) دلیل این امر این است که اثرات خارجی محلی به‌احتمال زیاد در یک اقتصاد یا منطقه واحد درونی می‌شوند.

الف-٤) توضیح نظری منحنی کوزنتس زیست‌محیطی معکوس

در این بخش، توضیحی نظری برای به‌دست‌آوردن منحنی کوزنتس زیست‌محیطی (EKC) ارائه می‌شود، یعنی یک رابطه U معکوس بین سطحی از تخریب محیط‌زیست (آلودگی، کاربری و مصرف زمین و غیره) و درآمد سرانه. درواقع، بسیاری از مطالعات تجربی، به‌عنوان‌مثال، از دهه ۱۹۷۰ به نظر می‌رسد تأیید می‌کنند که کیفیت زیست‌محیطی یک اقتصاد در مراحل اولیه رشد اقتصادی رو به وخامت می‌رود و متعاقباً در مرحله بعدی بهبود می‌یابد و درنتیجه به حداقل خود در مطابقت با نقطه وارونگی می‌رسد. بااین‌حال، مطالعات دیگر در مورد روش‌شناسی که این نتایج بر آن استوار است، تردید دارند تا جایی که وجود EKC را بر اساس مبانی نظری و تجربی زیر سؤال می‌برند. برای روشن‌شدن رابطه مؤثر بین کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی، بوروسو[4] و همکاران (۲۰۲۵) مدلی را توسعه می‌دهند که از مطالعات مک‌کانل[5] (۱۹۹۷)، آندرونی و لوینسون[6] (۲۰۰۱)، دی ویتا[7]

1. McQuiNN, & O'Reilly
2. Di Pasquale& WheatoN
3. Lopez
4. Borruso & et al
5. McCoNNell
6. ANdreoNi aNd LeviNsoN
7. Di Vita

(۲۰۰۴) و نظرسنجی کیجیما[1] و همکاران (۲۰۱۰) متمایز می‌شود؛ یعنی، آن‌ها مطالعات فوق‌الذکر را اصلاح می‌کنند تا نتایج قابل‌تفسیر آسان‌تری را بدون ازدست‌دادن کلیت مسئله به دست آورند. برای این منظور، اقتصادی را در نظر می‌گیرند که شامل تعداد زیادی از خانوارهای یکسان با عمر نامحدود است که اندازه آن‌ها نرمالیزه شده است و یک تابع مطلوبیت مشترک دارند که بر اساس مصرف C و آلودگی P تعریف شده است، همان‌طور که فودها و سیگمولر[2] (۲۰۱۲) و فودها[3] و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعات خود به آن پرداخته‌اند. درواقع، فرض براین است که آلودگی باعث عدم مطلوبیت می‌شود و بنابراین ترجیحات را با علامت منفی وارد می‌شود. به طور دقیق‌تر، تابع مطلوبیت زیر در زمان t برای خانوار نمونه در نظر گرفته می‌شود:

$$U(C_t. P_t)=C_t-\frac{M}{\theta}P_t \qquad (۳)$$

که در آن $\theta > 0$ یک عامل مقیاس‌بندی و M نشان‌دهندهٔ میزان ثابت منابع، یعنی درآمد، است. مشاهده می‌شود که عدم مطلوبیت ناشی از آلودگی در درآمد ($\frac{M}{\theta}$) ضرب می‌شود، زیرا فرض می‌شود وقتی عوامل ثروتمندتر می‌شوند، شروع به نشان‌دادن بیزاری بیشتری از آلودگی می‌کنند، یعنی توجه بیشتری به حفاظت از محیط‌زیست نشان می‌دهند. این به نوبه خود به دلیل عواملی مانند افزایش تحصیلات یا مشارکت بیشتر در بحث سیاست‌های زیست‌محیطی است. البته، چنین حساسیت زیست‌محیطی در عامل θ کاهش می‌یابد که می‌توان آن را معکوس ترجیحات سبز فرد در نظر گرفت. همان‌طور که در دنیای واقعی صادق است، آلودگی P_t، از هرکجا که باشد، یک کالای عمومی است و درنتیجه تقسیم‌ناپذیر و غیررقابتی است. این بدان معناست که آلودگی را نمی‌توان در یک اقتصاد بازار قیمت‌گذاری و معامله کرد، زیرا به‌عنوان یک عامل خارجی صرف عمل می‌کند و عوامل از اثرات تصمیمات خود بر کیفیت محیط‌زیست و درنتیجه بر رفاه آینده بی‌اطلاع هستند. در اقتصاد بازار که آلودگی به‌عنوان یک اثر جانبی خالص عمل می‌کند،

1 .the survey iN Kijima
2. Fodha aNd Seegmuller
3. Fodha et al

تعادل بی‌اهمیت می‌شود، یعنی عوامل به‌سادگی کل درآمد خود را مصرف می‌کنند، یعنی $C_t = M$ درحالی‌که آلودگی مسیر خود را که بالقوه انفجاری و پویا است، دنبال می‌کند. در مقابل، این سؤال پیش بیاید که کدام راه‌حل در اختیار برنامه‌ریز اجتماعی خیرخواه قرار می‌گیرد تا با درونی‌سازی[1] هزینه‌های پیامدهای خارجی (آلودگی)، اثرات مخرب الگوهای مصرفی کنونی بر مطلوبیت نسل‌های آینده را نیز لحاظ کند از این منظر برنامه‌ریز اجتماعی درواقع جریان بی‌نهایت مطلوبیت‌ها را به حداکثر می‌رساند:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, P_t) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (C_t - \frac{M}{\theta} P_t) \quad (۴)$$

که در آن $\beta \in (0.1)$ نشان‌دهنده ضریب تخفیف اجتماعی، باتوجه‌به محدودیت منابع است.

$$C_t + E_t = M \quad (۵)$$

که در آن E_t نشان‌دهنده سرمایه‌گذاری در یک فنّاوری کاهش آلودگی است که پدیده آلودگی ناشی از مصرف را کاهش می‌دهد (مورد دوم درواقع عامل آلاینده منحصربه‌فرد است). توجه داشته باشید که آلودگی نشان‌دهنده یک متغیر ذخیره است و تکامل پویای آن در هر زمان t به سطح قبلی آن P_{t-1}، به مصرف کل فعلی و جاری C_t (که با توجه به‌اندازه جمعیت نرمال‌شده به یک، با سرانه مطابقت دارد) و به منابع E_t اختصاص‌داده‌شده به کاهش آلودگی، طبق معادله ۵ بستگی دارد.

$$P_t = C_t - E_t^{\alpha} + (1-\delta) P_{t-1} \quad (۶)$$

که در آن $\delta \in (۰،۱)$ نشان‌دهنده نرخ جذب طبیعی آلودگی است. توجه داشته باشید که فنّاوری کاهش آلودگی، بازده نزولی نسبت به مقیاس را نشان می‌دهد، زیرا $\alpha < 1$ در نظر

---

۱. اگر قوانینی (مثل مالیات، جریمه یا محدودیت تولید) وضع شود تا هزینه‌های مخرب محیط‌زیستی را به حساب تولیدکننده‌ها بیاورد و آن‌ها را مجبور کند که هزینهٔ آلودگی را خودشان بپردازند، این هزینه از حالت «خارجی» خارج‌شده و به داخل حسابداری کارخانه می‌آید. حالا کارخانه چون می‌بیند آلودگی برای خودش گران تمام می‌شود، سعی می‌کند کمتر آلودگی کند.

گرفته شده است. باتوجه‌به بحث قبلی، برنامه‌ریز اجتماعی باید معادله (۲) را باتوجه‌به C_t، E_t و P_t و باتوجه‌به معادلات (۴) و (۵) برای هر t به حداکثر برساند. با پیروی از مقالات مشابه، به‌عنوان‌مثال فودا و سیگمولر[1] (۲۰۱۲) و فودا[2] و همکاران (۲۰۱۸). فرض می‌شود که محیط‌زیست در هرزمانی قابلیت کامل برای تجدید[3] خود را دارد، یعنی فرض می‌شود که $\delta = 1$ است. این فرضیه ماهیت آلودگی را به‌عنوان یک متغیر ذخیره تأیید می‌کند، زیرا در هر دوره، مقدار آلودگی ایجادشده توسط فعالیت اقتصادی که وارد تابع مطلوبیت عوامل می‌شود، تحت فرایندی جذب و پاک می‌شود؛ بنابراین بر وضعیت آتی سامانه اثر نمی‌گذارد. چنین فرضی این امکان را می‌دهد تا رویکرد نظری خود را به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس با تحلیل تجربی خود تطبیق داد - که در آن مصرف زمین و کاربری زمین یک متغیر ذخیره است. درواقع، آلودگی در این مدل نظری یک متغیر ذخیره است که می‌توان آن را به‌راحتی به‌عنوان نماینده‌ای از کاربری و مصرف زمین در نظر گرفت.

اکنون با کمک روابط $C_t = M - E_t$ و $P_t = \frac{M}{\theta}(M - E_t - E_t^{\alpha})$، می‌توان مسئله حداکثرسازی بین زمانی نامحدود زیر را که برنامه‌ریز اجتماعی با آن مواجه است و نسبت به زمان ثابت است، نوشت و بنابراین می‌توان از شر شاخص زمانی t خلاص شد:

$$\mathrm{Max}E_t \sum_{t=0}^{\infty} U(C_t, P_t) = \mathrm{Max}E_t \left(\left(1 - \frac{M}{\theta}\right)(M-E) + \frac{M}{\theta} E^{\alpha} \right) \qquad (۷)$$

بنابراین معادله (۵) به ما این امکان را می‌دهد که راه‌حل‌های بهینه‌ای را که در تمام دوره‌ها برقرار هستند، شناسایی کنیم. توجه داشته باشید که معادله (۵) به شرطی که M در بازه (۰، θ) گنجانده شود، به‌خوبی تعریف شده است. درواقع، اگر $\theta<M$ باشد، آنگاه می‌توان

---

1 .Fodha & Seegmuller

2. Fodha et al.

۳.در مدل‌های محیط‌زیستی، معمولاً بخشی از آلودگی در طبیعت باقی می‌ماند (انباشته می‌شود)؛ اما اینجا فرض کرده است که طبیعت تمام آلودگی هر دوره را کاملاً پاک و جذب می‌کند؛ یعنی آلودگیِ امروز، هیچ اثری روی محیط‌زیستِ فردا ندارد

راه‌حل گوشه‌ای $E = M$ را به دست آورد، زیرا بازده از نظر مطلوبیت سرمایه‌گذاری در فنّاوری کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای بزرگ‌تر از مطلوبیت ارائه‌شده توسط مصرف خواهد بود. شرط مرتبه اول باتوجه‌به E به‌راحتی به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$-\left[1-\frac{M}{\theta}\right]+\frac{M}{\theta}\alpha E^{\alpha-1}=0 \qquad (۸)$$

که با یک مقدار بیشینه مطابقت دارد و صدق می‌کند؛ زیرا شرط مرتبه دوم برقرار است.

$$(\alpha-1)\frac{M}{\theta}\alpha E^{\alpha-2}<0 \qquad (۹)$$

از شرط مرتبه اول، جواب صریح برای E، C و P به‌عنوان تابعی از درآمد M به دست می‌آید:

$$E=\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \qquad (۱۱)$$

$$C=M-\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \qquad (۱۲)$$

$$P=M-\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}-\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \qquad (۱۳)$$

اکنون می‌توان منحنی توصیف‌شده توسط معادله (۸) را هنگامی‌که درآمد M به‌تدریج از صفر به θ افزایش می‌یابد، موردمطالعه و بررسی قرارداد. برای این منظور، توجه داشته باشید که $P(0)=0.\lim_{M\to\theta}P(M)=-\infty$ اکنون می‌توان تحلیل کرد که مشتق معادله (۱۲) چند بار در بازه $(۰، \theta)$ صفر می‌شود. محاسبات ساده به نتایج زیر منجر می‌شوند:

$$P'(M)=1-\left(\frac{\frac{\alpha}{\theta}}{\left(1-\frac{M}{\theta}\right)^2}\right)\left[\frac{1}{1-\alpha}\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}-1}+\frac{\alpha}{1-\alpha}\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}-1}\right] \qquad (۱۴)$$

بنابراین اگر و فقط اگر $P'(M) = 0$ باشد آن وقت خواهیم داشت:

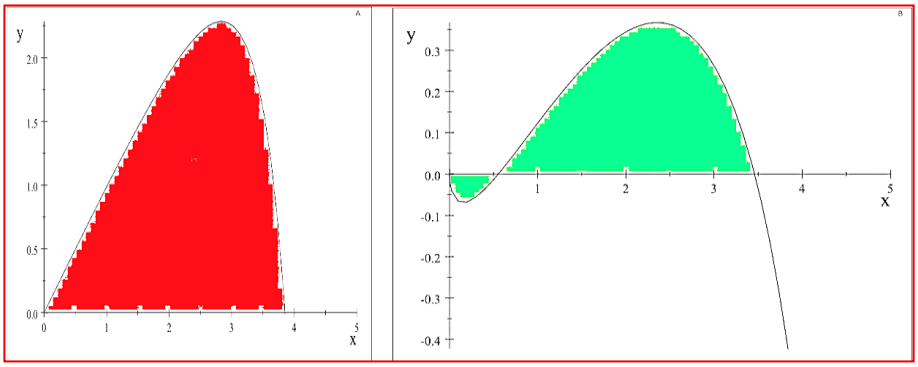
$$\frac{\left[\frac{1}{1-\alpha}\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha}\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}-1}\right]}{M\left(1-\frac{M}{\theta}\right)} = 1 \qquad (۱۵)$$

$$\frac{1}{M}\left(\frac{\alpha\frac{M}{\theta}}{1-\frac{M}{\theta}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \qquad (۱۶)$$

توجه داشته باشید که سمت راست معادله زیر یعنی (۱۰) وقتی M به سمت θ میل می‌کند، به سمت ۱+ واگرا می‌شود. علاوه‌برآن، برای M که به سمت صفر میل می‌کند، $P'(M)$ به‌صورت یکنواخت به سمت صفر همگرا می‌شود وقتی $\alpha > \frac{1}{2}$ باشد در این حالت، یک منحصربه‌فرد $M^{Max} \in (\theta.0)$ وجود خواهد داشت که $P'(M^{Max}) = 0$ را برآورده می‌کند؛ بنابراین، آلودگی در $(M^{Max}, 0)$ افزایش می‌یابد و در M^{Max} به حداکثر منحصربه‌فرد خود می‌رسد و سپس در $(M^{Max}.\theta)$ کاهش می‌یابد و منجر به یک منحنی U شکل معکوس می‌شود که در شکل نشان‌داده‌شده است.

برعکس، اگر $\alpha < \frac{1}{2}$ را در نظر بگیرید، وقتی $M \to 0$ باشد، سمت راست معادله (۱۰) به $+\infty$ واگرا می‌شود. در این صورت دو مقدار برای M در حل معادله (۹) وجود خواهد داشت که اولی مربوط به حداقل داخلی و دیگری مربوط به حالت حداکثر است. درنتیجه، آلودگی یک منحنی N شکل را توصیف می‌کند، همان‌طور که در شکل دوم نشان‌داده‌شده است. توجه داشته باشید که برای طیف وسیعی از مقادیر پارامترها، حداقل منحنی N برای سطوح درآمدی بسیار پایین رخ می‌دهد که قابل‌قبول نیستند.

شکل ۲. منحنی N آلودگی



مأخذ: (بوروسو و همکاران، ۲۰۲۵)

بااین‌حال، اگر سمت راست معادله (۹) را با معادله (۱۰) مقایسه شود، می‌توان بلافاصله تأیید کرد که اگرچه هر دو وقتی M به سمت θ میل می‌کند، به سمت بی‌نهایت واگرا می‌شوند، بااین‌وجود سمت راست معادله (۹) این کار را سریع‌تر از معادله (۱۰) انجام می‌دهد. ازاین‌رو، سطح درآمد M که معادله (۹) را حل می‌کند، کمتر از سطح درآمدی خواهد بود که معادله (۱۰) را حل می‌کند و بنابراین اولی در ناحیه‌ای قرار می‌گیرد که مصرف به طور مثبت تعریف می‌شود.

توضیح وجود یک رابطه U معکوس یا یک رابطه N بین موجودی آلودگی و درآمد در مدل بوروسو[1] و همکاران (۲۰۲۴) باید در شکل خاصی که آلودگی را به درآمد مرتبط می‌کند، یعنی در اثر خاصی که افزایش درآمد بر حساسیت زیست‌محیطی یک عامل ایجاد می‌کند، یافت شود. درواقع، برای سطوح پایین درآمد، عدم مطلوبیت آلودگی ناچیز است و بنابراین عوامل به سرمایه‌گذاری کافی در فنّاوری کاهش آلودگی ترغیب نمی‌شوند. در مقابل، وقتی درآمد به‌اندازه کافی زیاد می‌شود، عوامل شروع به نشان‌دادن حساسیت زیست‌محیطی عمیق‌تری می‌کنند و بنابراین مصرف را کاهش می‌دهند تا بیشتر در حفاظت از محیط‌زیست سرمایه‌گذاری کنند. درنهایت، وقتی درآمد از یک آستانه بحرانی خاص فراتر می‌رود، جایگزینی بین مصرف و امکانات زیست‌محیطی کامل خواهد شد و عوامل

1. Borruso

حاضر خواهند بود مصرف را به صفر برسانند تاحدامکان کیفیت محیط‌زیست را ارتقا دهند. توجه داشته باشید که وقتی فنّاوری کاهش آلودگی فقط عملکرد ضعیفی دارد، یعنی $\alpha < \frac{1}{2}$، در تطابق با سطوح درآمد بسیار نزدیک به صفر، افزایش اندک درآمد ابتدا منجر به کاهش آلودگی می‌شود، درحالی‌که برای سطوح درآمد بالاتر، رابطه U قطعاً دوباره برقرار می‌شود.

ب) پیشینه تحقیق

در جدول (۱) پیشینه تحقیق به‌صورت خلاصه ارائه شده است.

جدول (۱): خلاصه مطالعات داخلی و خارجی

نویسنده (سال)	محدوده موردمطالعه	روش تحقیق / مدل	یافته‌های کلیدی و نوع رابطه
تروفیموف[1] (۲۰۲۴)	۱۴۳ کشور	داده‌های تابلویی (پانل)	تأیید فرضیه EKC؛ رابطه U شکل معکوس بین تولید سرانه و زمین زراعی
هونگ و همکاران[2] (۲۰۲۳)	پکی - تیانجیی - هبی	مدل STIRPAT و دوربین فضایی	رابطه N شکل معکوس بین GDP و اراضی زیست‌محیطی/جنگل/مرتع
چان و یااو[3] (۲۰۲۳)	چین	تحلیل پیش‌بینی و محرک‌ها	گسترش زمین‌ساختمانی تحت‌تأثیر شدید GDP؛ کاهش زمین‌های زیر کشت در آینده
زانگ و همکاران[4] (۲۰۲۳)	هانگژو چین	مدل دوربین فضایی	گسترش زمین‌ساختمانی عامل اصلی انتشار کربن؛ اثر سرریز مثبت اراضی ساختمانی بر کربن
مهتات و همکاران[5] (۲۰۲۲)	بیش از ۳۰۰ شهر	مطالعه مقیاس بزرگ	رشد جمعیت عامل اصلی گسترش زمین‌شهری؛ اهمیت GDP بعد از سال ۲۰۰۰ بیشتر شده است.
سایمکین و همکاران[6] (۲۰۲۲)	جهانی (پیش‌بینی تا ۲۰۵۰)	تحلیل تنوع زیستی	گسترش اراضی شهری عامل تهدید ۳/۱ گونه‌ها؛ بیش‌ترین تهدید در مناطق گرمسیری

1Trofimov
2 HuaNg & et al
3CheN & Yao
4 ZhaNg et al
5 Mahtta
6 SimkiN & et al

نویسنده (سال)	محدوده موردمطالعه	روش تحقیق / مدل	یافته‌های کلیدی و نوع رابطه
پونتارلو و منوز[1] (۲۰۲۰)	۲۲۱ نقطه در اکوادور	بیزی پانل فضایی	رد فرضیه EKC؛ رابطه محدب (ثروت بیشتر = مصرف زمین بیشتر)
پونتارلو و سیرپیری[2] (۲۰۲۰)	استان‌های رومانی	اقتصادسنجی فضایی	رابطه U شکل (برعکس (EKC؛ گسترش شهری و پراکندگی در سطوح بالای ثروت
کلوسایت و همکاران[3] (۲۰۱۸)	فراتحلیل و مرور مطالعات	مرور نظام‌مند	جمعیت، درآمد و زیرساخت محرک‌های اصلی تصرف زمین؛ نقش پررنگ سیاست‌های عمومی
یوستاگلو و ویلیامز[4] (۲۰۱۷)	۲۵ کشور اتحادیه اروپا	تحلیل محرک‌های منطقه‌ای	یارانه‌های سیاست مشترک کشاورزی ((CAPدر مهار تغییر کاربری اراضی مؤثر بوده است.
بیمنته[5] (۲۰۱۷)	۲۰ منطقه ایتالیا	رگرسیون داده‌های تابلویی	تأیید EKC معکوس در میان‌مدت و احتمال رابطه N شکل در بلندمدت
اعظمی (۱۴۰۳)	۲۶ کشور توسعه‌یافته و ۴۱ درحال‌توسعه	داده‌های تابلویی	تأیید رابطه N شکل رشد - آلودگی در هر دو گروه کشورها
خورسند وکیل‌زاده (۱۴۰۳)	۱۳۴ کشور	اثرات ثابت و DEA	تأیید فرضیه EKC با استفاده از شاخص‌های عملکرد محیط‌زیستی و اقتصاد سبز
محبی‌نیا (۱۴۰۲)	بخش‌های اقتصادی ایران	تحلیل بخشی	وجود رابطه بلندمدت میان رشد و تخریب در بخش‌های کشاورزی و صنعت
کهن‌سال و همکاران (۱۴۰۱)	ایران	تحلیل همبستگی متغیرها	ارتباط دوطرفه میان مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و انتشار
فراهتی (۱۴۰۱)	ایران	تحلیل نابرابری (ضریب جینی)	تأیید فرضیه منحنی کوزنتس مالی در اقتصاد ایران
آب چر (۱۴۰۱)	استان‌های صنعتی ایران	داده‌های تابلویی	تأیید رابطه N شکل بین GDP سرانه و انتشار گازهای گلخانه‌ای
غبیشاوی و همکاران (۱۴۰۱)	۳۰ استان ایران	مدل دوربین فضایی	تأیید فرضیه EKC درزمینهٔ آلودگی آب در استان‌های ایران
امین‌زاده و همکاران (۱۴۰۱)	۱۲ استان صنعتی ایران	پانل DOLS بلندمدت	تأیید فرضیه EKC رابطه U معکوس و N شکل برای آلاینده‌ها

1 PoNtarollo & Muñoz
2 PoNtarollo aNd Serpieri
3 Colsaet & et al
4 Ustaoglu & Williams
5 BemeNte

نویسنده (سال)	محدوده موردمطالعه	روش تحقیق / مدل	یافته‌های کلیدی و نوع رابطه
نراقی (۱۴۰۱)	کشورهای نفتی و غیرنفتی	داده‌های ترکیبی	تأیید اعتبار منحنی EKC برای هر دو گروه کشورهای نفتی و غیرنفتی
سیفی‌پور (۱۴۰۰)	بخش صنعت ایران	سری زمانی	تأیید فرضیه کوزنتس در بخش صنعت ایران
دلیری (۱۳۹۹)	۸ کشور اسلامی	مدل PSTR	تأیید EKC کلاسیک در مالزی، مصر و ترکیه؛ رابطه N شکل برای ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

اگرچه ادبیات زیادی در مورد عوامل آلودگی هوا وجود دارد، اما بسیاری از آن‌ها فقط تأثیر آلودگی هوا را از دیدگاه مقررات زیست‌محیطی، ساختار صنعتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بررسی می‌کنند و برخی از ادبیات علل آلودگی هوا را از منظر شهرنشینی، مانند تراکم جمعیت و غیره مورد بررسی قرار داده‌اند. بااین‌حال، ادبیات کمی علل و سازوکارهایی را که در آن آلودگی از منظر زمین به‌عنوان یک عامل تولید مورد تجزیه‌وتحلیل قرارداده است. تحت سازوکار ارتقاء و ارزیابی هدف تولید ناخالص داخلی توسط دولت، قیمت بازار زمین و تخصیص منابع ممکن است تحریف شود که تأثیری بر محیط‌زیست خواهد داشت. در ایران نیز اگرچه مطالعات نظری و تجربی گسترده‌ای در خلال بیست سال گذشته درخصوص ارتباط کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی انجام‌شده، اما تاکنون هیچ مطالعه داخلی درخصوص ارتباط رشد اقتصاد و مصرف زمین و اثرات بالقوهٔ آن بر کیفیت محیط‌زیست صورت نگرفته است ازآنجاکه ایران کشوری درحال‌توسعه است و بهبود کیفیت محیط‌زیست عامل مهمی در رشد و توسعه است به همین منظور این پژوهش در نظر دارد این مهم را بررسی کند.

جنبه‌های نوآوری پژوهش حاضر در محورهای زیر خلاصه می‌شود:

۱. تمرکز بر مصرف و تغییر کاربری زمین به‌عنوان یک متغیر ساختاری و غیرقابل‌بازگشت: درحالی‌که عمده مطالعات خارجی و داخلی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس EKC را بر آلاینده‌های موقت و جریانی (مانند CO_2 و آلودگی هوا) متمرکز کرده‌اند، این پژوهش با تمرکز بر مصرف و تغییر کاربری زمین به‌عنوان یک متغیر ساختاری و

غیرقابل‌بازگشت، دامنه ادبیات این حوزه را توسعه می‌دهد.

۲. رفع عدم قطعیت‌های تجربی و بومی‌سازی: نتایج مطالعات اندک خارجی (مانند ایتالیا، رومانی، چین و اکوادور) درباره رابطه رشد اقتصادی و مصرف زمین همگرا نبوده و الگوهای متنوعی (از شکل U، U معکوس، N شکل تا رد کامل فرضیه) را نشان داده است؛ لذا تعمیم آن‌ها به ایران امکان‌پذیر نبوده و بررسی مستقل آن ضرورت دارد.

۳. انطباق با ویژگی‌های ساختاری و نهادی اقتصاد ایران: بستر ایران با ویژگی‌هایی چون تمرکز شدید جمعیت در کلان‌شهرها، گسترش افقی فزاینده، ضعف در نظام‌های نظارتی تغییر کاربری و غلبه رفتارهای سفته‌بازانه در بازار زمین متمایز می‌شود که می‌تواند به الگوی رفتاری متفاوتی در مصرف زمین منجر گردد.

۴. تلفیق اقتصاد محیط‌زیست و اقتصاد زمین: با ورود متغیر مصرف زمین، پیوند میان مباحث پایداری زیست‌محیطی با اقتصاد مسکن، مدیریت زمین و برنامه‌ریزی فضایی/شهری تقویت شده است.

۵. آزمون فرم‌های غیرخطی چندگانه (به‌ویژه الگوی N شکل): این پژوهش فراتر از الگوی کلاسیک U معکوس حرکت کرده و امکان وجود الگوی N شکل را که با ساختار نوسانی بازار زمین، فشارهای دوره‌ای ساخت‌وساز و انگیزه‌های دارایی در ایران همخوانی بیشتری دارد، مورد آزمون قرار می‌دهد.

۲. روش

در این تحقیق، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده می‌شود. مدل عمومی پژوهش‌ها در حوزه منحنی کوزنتس، به فرم زیر است که در آن متغیر وابسته (که غالباً از انواع آلودگی است) با توان‌های مختلف درآمد سرانه (تولید ناخالص داخلی) و متغیرهای دیگر توضیحی، در ارتباط است، در این پژوهش که مبتنی بر رابطه رشد اقتصادی و مصرف زمین است نیز، از الگوی مدل هونگ و همکاران (۲۰۲۳) به فرم کلی رابطه (۱۷) استفاده شده است.

$$LlaNd_{it} = \beta_i + \beta_1 LGDPp_{it} + \beta_{2LGDPp_{it}^2} + \beta_{3LGDPp_{it}^3} + \beta_4 LDeNc_{it} \qquad (۱۷)$$

$$+\beta_5 Lroad_{it} + \beta_6 LtraNs_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این مدل، متغیرها به ترتیب عبارت‌اند از:

$Lland_{it}$: لگاریتم نسبت زمین موجود در مجوزهای ساخت‌وساز به جمعیت (متغیر وابسته)، $LGDPp_{it}$ ، $LGDPp_{it}^2$و $LGDPp_{it}$ لگاریتم درآمد سرانه و توان دوم و سوم لگاریتم درآمد سرانه که به‌عنوان متغیرهای مستقل یا توضیحی در مدل است. علاوه‌برآن برداری از متغیرهای اثرگذار بر مصرف زمین در مدل آورده شده‌اند که شامل متغیرهای تراکم جمعیت شهری:LNc تراکم جاده و راه: $Lroad_{it}$ و تعداد وسایل نقلیه: $Ltrans_{it}$ و $Llandprice_{it}$ متوسط قیمت یک مترمربع است.

جدول (۲): متغیرها و منابع داده‌ها

نماد	نام متغیر	منبع
$Lland_{it}$	شاخص مصرف زمین	مرکز آمار ایران
$LGDPp_{it}$	تولید ناخالص داخلی سرانه	مرکز آمار ایران
$Lroad_{it}$	طول راه‌ها و جاده‌ها	سازمان راهداری
$Ltrans_{it}$	تعداد وسایل نقلیه	سازمان راهداری
$LDenc_{it}$	تراکم جمعیت شهری	سازمان راهداری
$Llandprice_{it}$	متوسط قیمت یک مترمربع زمین	بانک مرکزی ایران

مأخذ: یافته‌های تحقیق

محدودیت ناشی از دسترسی به داده‌های استانی همگن، سالانه و قابل‌اتکا مربوط به Soil SealiNg یا شاخص تغییر کاربری اراضی، مانند استانداردهای (EEA) برای تمام ۳۱ استان ایران در بازه ۱۳۹۰-۱۴۰۱ بود. درواقع شاخص تغییر کاربری اراضی نیازمند داده‌های دقیق و پیوسته در طول زمان است و شاخص Soil SealiNg نیز مستلزم اطلاعات مکانی یا سنجش‌ازدور باقدرت تفکیک مناسب در پایگاه‌های رسمی ثبت سطح نفوذناپذیر خاک است. چنین داده‌هایی برای همه استان‌های ایران، به‌صورت سالانه، همسان و قابل‌استفاده در چارچوب اقتصادسنجی پانلی در دسترس نبوده‌اند. در نبود داده‌های ماهواره‌ای با تفکیک

بـالا بـرای تمـام ۳۱ اسـتان، مسـاحت زمـین موجـود در پروانـه‌ها و مجوزهـای رسـمی ساخت‌وساز، معتبرترین ابزار برای ثبت پویایی‌های مصرف زمین هستند.

پارامترهای β_1، β_2 و β_3، وجود یا عدم وجود تأثیر لگاریتم درآمد سرانه بر نسبت زمین موجود در مجوزهای ساخت‌وساز به جمعیت (پروکسی برای آلودگی محیط‌زیست) را مورد ارزیابی قرار می‌دهند (فرضیه اول تحقیق) و پارامترهای قسمت اول مدل؛ یعنی β_1، β_2 و β_3 به طور جداگانه وجود یا عدم وجود فرضیه EKC را بررسی می‌کنند.

معناداری این پارامترها بر اساس روش رگرسیون حاکی از تأثیر لگاریتم درآمد سرانه بر تعداد مجوزهای ساخت‌وساز و تخریب محیط‌زیست (تخریب زمین) است.

معادله بالا مدلی را ارائه می‌کند که به‌وسیله آن می‌توان شکل‌های مختلف روابط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست را بررسی کرد و اطلاعات مهمی دررابطه‌با شکل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در اختیار ما قرار می‌دهد.

به دلیل ماهیت داده‌های پانلی و وجود اثرات نامشاهده در سطح استان‌ها (مانند تفاوت در کیفیت مدیریت شهری یا رانت‌های محلی)، از مدل GMM استفاده شد تا سوگیری‌های ناشی از متغیرهای ثابت مشاهده‌نشده در سطح استانی تاحدامکان کنترل گردند. در مدل‌های پانلی هر استان یک ویژگی خاص وجود دارد (مثلاً استانی فسادش بیشتر است، استانی دیگر مدیریت شهری بهتری دارد). وقتی مدل پانلی استفاده می‌شود، اثرات ثابت هر استان در مدل جذب می‌شوند تأکید می‌شود که ضرایب برآوردی بیانگر رابطه درآمد سرانه و شاخص مورداستفاده برای فشار ساخت‌وساز بر زمین، مشروط به مجموعه متغیرهای قابل‌مشاهده و در دسترس هستند، نه لزوماً یک رابطه کاملاً ساختاری و عاری از همه عوامل مداخله‌گر.

جدول(۳): حالت های مختلف منحنی کوزنتس

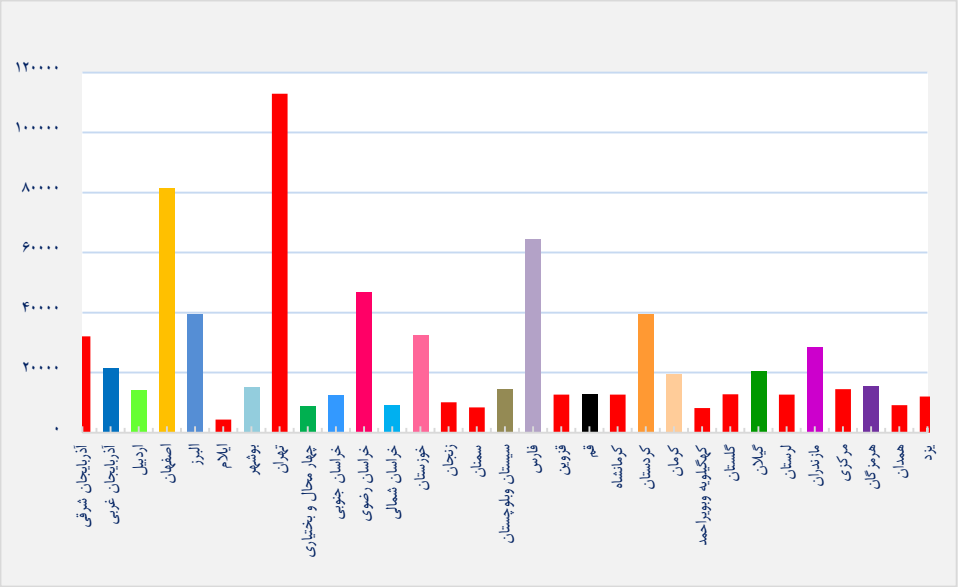
حالت	وضعیت ضرایب برآوردی	نوع رابطه
۱	$\theta1 = \theta2 = \theta3 = 0$	عدم وجود رابطه
۲	$\theta1 > 0, \theta2 = \theta3 = 0$	رابطه خطی مثبت (صعودی)
۳	$\theta1 < 0, \theta2 = \theta3 = 0$	رابطه خطی منفی (نزولی)

حالت	وضعیت ضرایب برآوردی	نوع رابطه
۴	$\theta1 > 0, \theta2 < 0, \theta3 = 0$	EKCبه شکل منحنی U معکوس
۵	$\theta1 < 0, \theta2 > 0, \theta3 = 0$	EKCبه شکل منحنیU
۶	$\theta1 > 0, \theta2 < 0, \theta3 > 0$	EKCبه شکل منحنیN
۷	$\theta1 < 0, \theta2 > 0, \theta3 < 0$	EKCبه شکل منحنی N معکوس
۸	$\theta1 < 0, \theta2 < 0, \theta3 > 0$	EKCبه شکل منحنیJ
۹	$\theta1 > 0, \theta2 > 0, \theta3 < 0$	EKCبه شکل منحنی J معکوس

مأخذ: یافته‌های پژوهش

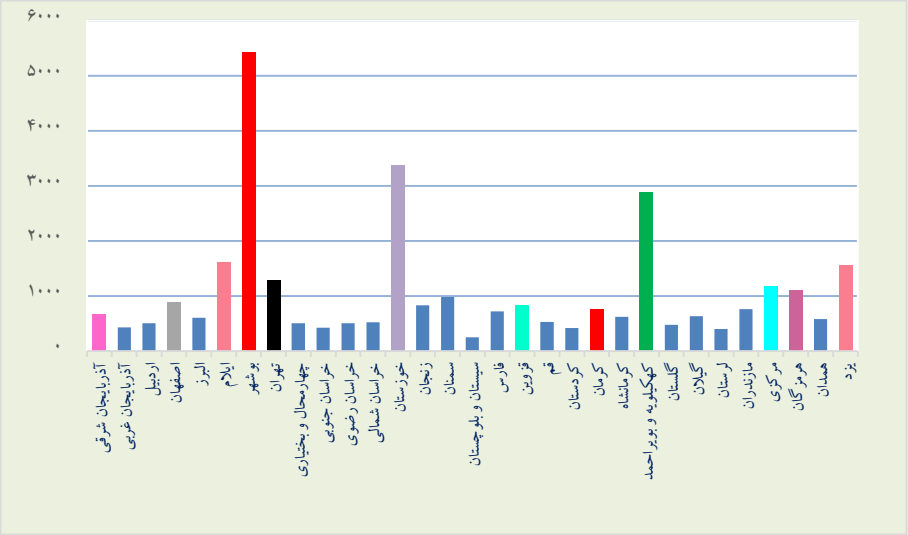
منحنی درجه سوم چندجمله‌ای درآمد سرانه، تنها در صورتی یک مسیر به شکل U وارونه بین زیان محیط‌زیست و درآمد سرانه را مشخص می‌کند که ضریب مکعب درآمد بی‌معنی باشد. گروسمن و کروگر (۱۹۹۵) منحنی EKC را به شکل N پیدا کردند. هرچند که نقطه دوم بازگشت درآمد خارج از دامنه نمونه‌گیری‌شان بود، آن‌ها بر روی امکان اینکه بعد از یک دوره‌ای زیان محیط‌زیست می‌تواند با درآمد افزایش یابد، تأکید نمی‌کنند؛ ولی امکان وقوع این اتّفاق برخلاف نظریه است. بیشتر مؤلفان این کار را دنبال می‌کنند و در تخمین مدل بامعنی بودن مکعب درآمد را نادیده می‌گیرند. به‌هرحال وجود مکعب GDP سرانه (منحنی EKC را به شکل (N، این مطلب را می‌رساند که زیان محیط‌زیست به طور نامعین و یک‌مرتبه، افزایش خواهد یافت، هنگامی‌که سطح درآمد سرانه به طور نامحدود افزایش یابد. این به نظر می‌رسد که با فرضیه EKC مغایر است. بعد از تخمین منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، نقاط بحرانی (حداکثر یا حداقل یا هر دو) در صورت وجود، به دست می‌آید. توان اول و دوم این متغیر برای تبیین شکل زنگوله‌ای منحنی کوزنتس است. به‌این‌ترتیب که در صورت مثبت‌بودن ضریبِ توان اول و منفی بودن ضریبِ توان دوم، حالت زنگوله‌ای یا U وارون به دست می‌آید. درصورتی‌که توان سوم معنی‌دار بوده و غیرصفر باشد، منحنی کوزنتس به شکل N درخواهد آمد.

شکل ۲. مساحت زمین موجود در پروانه‌های ساختمانی طی شکل ۲ شکل ۲ (هزار مترمربع)



با مروری بر مساحت زمین پروانه‌های صادرشده برای احداث ساختمان در هر یک از استان‌های کشور در طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ مشاهده می‌شود که مساحت زمین در استان تهران با ۱۱۲۹۰۲ هزار مترمربع (۱۲/۷ درصد بیش‌ترین و در استان ایلام با ۴۳۷۵ هزار مترمربع (۰,۵ درصد) کم‌ترین مقدار را داشته‌اند. مشاهده می‌شود در طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ که بیش‌ترین درآمد سرانه مربوط به استان بوشهر و استان سیستان و بلوچستان کم‌ترین درآمد سرانه را دارد.

شکل ۲. میانگین درآمد سرانه استان‌ها در طی سال‌های ۱۳۹۰ شکل ۲(میلیون ریال)



۳. یافته‌ها

پیش از برآورد الگوی نهایی، برای اطمینان از اعتبار نتایج، سه دسته آزمون شامل وابستگی مقطعی، مانایی متغیرها و ناهمسانی واریانس انجام شد. ازآنجاکه داده‌های پژوهش از نوع تابلویی و شامل استان‌های کشور در طول زمان است، بررسی این فروض پیش از تخمین مدل ضروری است.

ابتدا برای بررسی وجود وابستگی مقطعی بین واحدهای تابلویی، از آزمون *PesaraN CD* استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد آماره *CD* = ۱۷,۱۷۳ در سطح اطمینان ۹۹درصد معنادار است؛ بنابراین فرض صفر مبنی بر نبود وابستگی مقطعی رد می‌شود. این نتیجه بیانگر آن است که شوک‌ها و تغییرات اقتصادی، فضایی و نهادی در یک استان می‌تواند با سایر استان‌ها نیز همبستگی داشته باشد. براین‌اساس، استفاده از آزمون‌های نسل دوم ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها ضروری بود.

در گام بعد، باتوجه‌به وجود وابستگی مقطعی، مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد نسل دوم *PesaraN CADF* بررسی شد. نتایج نشان داد که متغیر متوسط زمین

در سطح مانا است و از درجه انباشتگی $I(0)$ برخوردار است. در مقابل، برخی متغیرها ازجمله در سطح نامانا بودند، اما پس از یک‌بار تفاضل‌گیری، مانایی آن‌ها تأیید شد؛ بنابراین این متغیرها از درجه انباشتگی $I(1)$ برخوردارند. درنتیجه، وضعیت مانایی متغیرها پیش از برآورد مدل به طور کامل بررسی و مشخص شد.

سپس برای بررسی ناهمسانی واریانس در الگوی اثرات ثابت، از آزمون والد تعدیل‌شده استفاده شد. نتایج آزمون نشان داد که فرض صفر مبنی بر برابری واریانس جملات اخلال در همه واحدهای مقطعی رد می‌شود بنابراین، مدل با مشکل ناهمسانی واریانس گروهی مواجه است و واریانس خطاها در بین استان‌ها یکسان نیست.

باتوجه‌به تأیید وابستگی مقطعی و ناهمسانی واریانس، برای دستیابی به استنباط آماری معتبر، در برآورد نهایی مدل از خطاهای استاندارد مقاوم و خوشه‌ای در سطح استان استفاده می‌شود. به‌این‌ترتیب، نتایج برآورد نسبت به ناهمسانی واریانس و همبستگی درون‌گروهی مقاوم شده و قابلیت اتکای بیشتری پیدا می‌کند.

جدول (٤): آزمون وابستگی مقطعی

متغیر	PesaraN CD CD Pesaran	p-value	نتیجه
Llandpc	23.03	0.000	وجود وابستگی مقطعی
Lngdppc	33.46	0.000	وجود وابستگی مقطعی
Lngdppc2	2.99	0.003	وجود وابستگی مقطعی
Lngdppc3	29.92	0.000	وجود وابستگی مقطعی
Ltrans	42.64	0.000	وجود وابستگی مقطعی
Lroad	46.20	0.000	وجود وابستگی مقطعی
Ldensity	70.20	0.000	وجود وابستگی مقطعی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

این یعنی تغییرات هر متغیر در یک استان، از تحولات همان متغیر در سایر استان‌ها مستقل نیست. پس بین استان‌ها نوعی همبستگی مشترک، شوک‌های سراسری، یا اثرات فضایی وجود دارد. باتوجه‌به اینکه آزمون وابستگی مقطعی پسران برای همه متغیرها معنادار شد،

در بخش مانایی باید صریح بنویسی که استفاده از آزمون‌های نسل اول مناسب نیست و باید از آزمون ریشه واحد نسل دوم استفاده شود؛ زیرا این آزمون‌ها بر فرض نبود وابستگی مقطعی استوار هستند. ازاین‌رو، در این پژوهش برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد نسل دوم پسران (*PesaraN CADF/CIPS*) استفاده شد که امکان لحاظ وابستگی مقطعی بین واحدها را فراهم می‌کند.

جدول ۵. نتایج آزمون مانایی

متغیر	آماره t-bar	آماره t-bar با یکبار تفاضل	نتیجه سطح
Llandpc	-2.502	-	مانا
Lngdppc	-2.084	-5/89	نامانا
Lngdppc2	-2.103	-8/569	نامانا
Lngdppc3	-2.168	-5/1	نامانا
Ltrans	-1.969	-7/58	نامانا
Lroad	-1.499	-9/496	نامانا
Ldensity	0.821	-7/031	نامانا
Llandprice	-2.809	-	مانا
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) در سطوح اطمینان مختلف			
حالات	1%	5%	10%
با عرض از مبدا	-2/21	-2/34	-2/6
و روند با عرض از مبدا	-2/74	-2/88	-3/15

مأخذ: یافته‌های تحقیق

که متغیرهای نامانا پس از یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شدند در ادامه آزمون هم انباشتگی وسترلند انجام می‌شود.

جدول ٦. آزمون هم انباشتگی وسترلند

Statistic	Value	Z-value	P-value
Gt	-3.125	-2.450	0.007

P-value	Z-value	Value	Statistic
0.029	-1.890	-12.45	Ga
0.004	-2.670	-15.22	Pt
0.017	-2.120	-11.10	Pa

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ازآنجاکه مقادیر p–value برای آماره‌های گروهی (Gt, Ga) و آماره‌های پنلی P_a (شکل N,) کمتر از سطح معناداری ۰,۰۵ است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی رد می‌شود. این نتیجه مؤید وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان مصرف زمین و متغیرهای کلان اقتصادی در سطح استان‌ها است.

احتمال درون‌زایی متغیرهای توضیحی، مدل پانل پویای System GMM در دو تصریح برآورد شد. در تصریح نخست که به‌عنوان مدل اصلی پژوهش در نظر گرفته شده است، متغیرهای وسایل نقلیه، طول راه‌ها، تراکم و قیمت زمین به‌صورت ازپیش‌تعیین‌شده[1] ابزارسازی شدند. در تصریح دوم، به‌منظور بررسی استحکام نتایج در برابر فرض سخت‌گیرانه‌تر، تمام متغیرهای توضیحی درون‌زا در نظر گرفته شدند. ثبات علامت و معناداری جملات خطی، مربعی و مکعبی درآمد سرانه در دو تصریح، استحکام رابطه N شکل را تأیید می‌کند. توسعه جاده‌ها و راه‌ها معمولاً نتیجه برنامه‌ریزی، بودجه‌ریزی و پروژه‌های چندساله است؛ بنابراین ممکن است تحت‌تأثیر روندها و نیازهای گذشته کاربری زمین باشد؛ اما معمولاً نسبت به شوک تصادفی همان سال در مصرف زمین فوراً و در همان دوره به طول یا ظرفیت جاده تبدیل شود. پس از پیش تعیین بودن آن منطقی‌تر از کاملاً درون‌زا بودن است. عرضه حمل‌ونقل عمومی نیز معمولاً با وقفه اداری و اجرایی تنظیم می‌شود. ممکن است به تقاضاها و تحولات پیشین شهری پاسخ دهد؛ اما معمولاً نسبت به شوک آنی همان سال در کاربری زمین واکنش کامل و هم‌زمان ندارد؛ بنابراین این متغیر ابتدا هم اغلب در دسته ازپیش‌تعیین‌شده قرار می‌گیرد. تراکم جمعیت معمولاً بسیار چسبنده و تدریجی است و بیشتر از روندهای گذشته تأثیر می‌گیرد تا شوک لحظه‌ای همان سال، از

1. predetermiNed

این نظر، ازپیش‌تعیین‌شده بودن آن قابل‌دفاع است. اگر ازپیش‌تعیین‌شده در نظر گرفته شوند، یعنی یک: رابطه بازخوردی وجود دارد، اما این بازخورد عمدتاً با وقفه زمانی رخ می‌دهد، نه به طور هم‌زمان. این معمولاً برای متغیرهای زیرساختی و جمعیتی از نظر اقتصادی بسیار معقول‌تر است که در این پژوهش این متغیرها در یک مدل تحت عنوان مدل پایه به‌عنوان متغیرهای از پیش تعیین شده در نظر گرفته شدند. درنظرگرفتن همبستگی دروی – خوشه‌ای و وابستگی‌های فضایی در سطح استانی برای به‌دست‌آوردن آماره‌های Z بدون سوگیری و اریبی، حیاتی است. تحلیل تجربی با استفاده از تخمین‌گر *GMM* دومرحله‌ای (همراه با خطاهای استاندارد مقاوم خوشه‌ای) انجام‌شده است. این رویکرد به طور خاص ناهمسانی واریانس و همبستگی خطاها در هر استان در طول زمان را اصلاح می‌کند و تضمین می‌کند که سطوح معناداری گزارش‌شده، کاذب نباشند.

جدول (۷) نتایج برآورد الگوی پویای مکعبی مصرف زمین با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سامانه‌ای دومرحله‌ای (مدل پایه)

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	t آماره	سطح احتمال	فاصله اطمینان ۹۵ درصدی	
لگاریتم مصرف زمین با یک وقفه	۰/۴۳۸۶	۰/۱۰۳۴	۴/۲۴	۰/۰۰۰	۰/۲۳۵۹	۰/۶۴۱۳
لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه	۰/۱۹۶۳	۰/۰۷۳۸	۲/۶۶	۰/۰۱۲	۰/۰۵۱۶	۰/۳۴۱۰
لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه با توان ۲	-۰/۰۹۳۷	۰/۰۳۶۹	-۲/۵۴	۰/۰۱۶	-۰/۱۶۶۰	-۰/۰۲۱۴
لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه با توان ۳	۰/۰۳۰۴	۰/۰۰۹۱	۳/۳۴	۰/۰۰۲	۰/۰۱۲۶	۰/۰۴۸۲
لگاریتم راه‌های استان	۰/۱۲۶۸	۰/۰۵۷۶	۲/۲۰	۰/۰۳۶	۰/۰۰۹۲	۰/۲۴۴۴
لگاریتم تعداد وسیله نقلیه استان	۰/۱۲۳۵	۰/۰۴۷۹	۲/۵۸	۰/۰۱۵	۰/۰۲۵۶	۰/۲۲۱۴
لگاریتم تراکم جمعیت استان	-۰/۲۱۱۵	۰/۰۸۲۷	-۲/۵۶	۰/۰۱۶	-۰/۳۷۳۶	-۰/۰۴۹۴
لگاریتم متوسط قیمت یک مترمربع زمین	۰/۰۶۹۲	۰/۰۳۳۱	۲/۰۹	۰/۰۴۵	۰/۰۰۴۳	۰/۱۳۴۱
عرض از مبدأ	-۱۲۴/۸۶	۳۵/۴۲	-۳/۵۳	۰/۰۰	-۱۹۴/۲۹	-۵۵/۴۳

آزمون‌های تشخیصی مدل برآوردی			
آزمون	آماره آزمون	مقدار احتمال (*p-value*)	نتیجه / تفسیر
ArellaNo-BoNd AR(1)	Z=-۲/۹۱	۰/۰۰۴	خودهمبستگی وجود
ArellaNo-BoNd AR(2)	Z=۰/۹۴	۰/۳۴۹	عدم خودهمبستگی مرتبه دوم
HaNseN test	Chi۲= ۱۸/۱۷	۰/۵۸۲	اعتبار ابزارها رد نشد
SargaN test	Chi۲= ۱۹/۳۵	۰/۲۵۱	اعتبار ابزارها رد نشد
تعداد ابزارها	۲۲	کمتر از تعداد گروه‌ها	
تعداد گروه‌ها	۳۱	مبنای مقایسه با تعداد ابزارها	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که لگاریتم مصرف زمین با وقفه، تأثیری مثبت و معنادار بر مصرف جاری زمین دارد. این یافته بیانگر وجود ماندگاری و وابستگی به مسیر در روند تخریب اراضی است؛ به این معنا که تصمیمات مربوط به تغییر کاربری و مصرف زمین در دوره‌های گذشته، تداوم این روند را در دوره‌های آتی تشدید می‌کند و متوقف‌کردن این روند را دشوار می‌سازد. این تداوم و شدت در مصرف زمین، به دلیل ماهیت برگشت‌ناپذیرِ تغییر کاربری‌ها و تخریب اراضی، پیامدهای زیست‌محیطی و اقتصادی جبران‌ناپذیری به همراه دارد. ازآنجاکه تغییر کاربری اراضی (به‌ویژه تبدیل اراضی بکر به محیط‌های ساخت‌وساز شهری) یک فرایند یک‌طرفه است، این روند منجر به کاهش شدید تنوع زیستی و تخریب زیستگاه‌های طبیعی می‌گردد که آثار آن ممکن است با وقفه زمانی در سلامت عمومی و زیست‌بوم نمایان شود. علاوه‌برآن، جایگزینی اراضی طبیعی با الگوهای غیر پایدار (مانند کشاورزی صنعتی یا توسعه شهری بی‌رویه)، منجر به آلودگی خاک و منابع آب می‌گردد که در بلندمدت با ورود سموم به زنجیره غذایی، سلامت انسان را به مخاطره می‌اندازد. درنهایت، این روند تخریبی با کاهش بهره‌وری خاک و تخریب سرمایه‌های طبیعی، منجر به کاهش تولیدات کشاورزی و افزایش هزینه‌های اقتصادی در

آینده خواهد شد.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، رابطه‌ای مثبت و معناداری با لگاریتم مصرف زمین دارد (در سطح احتمال ۱ درصد). این بدان معناست که در مراحل نخستین توسعه اقتصادی، افزایش تولید ناخالص داخلی منجر به افزایش مصرف زمین می‌گردد؛ به‌طوری‌که در گام اول، رشد *GDP* اثر محرکی بر افزایش تصرف اراضی ایجاد می‌کند.

این یافته را می‌توان در چارچوب نظریه رشد پایدار تحلیل کرد. بر اساس این نظریه، توسعه اقتصادی باید به‌گونه‌ای باشد که ضمن تأمین نیازهای جاری، سرمایه‌های طبیعی را برای نسل‌های آتی حفظ نماید. درحالی‌که در کشورهای توسعه‌یافته، به دلیل بهره‌گیری از فنّاوری‌های سبز و افزایش آگاهی محیط‌زیستی، رشد اقتصادی می‌تواند با کاهش مصرف زمین (*DecoupliNg*) همراه باشد، در کشورهای درحال‌توسعه، این رابطه اغلب در ابتدا مثبت است و منجر به گسترش اراضی کشاورزی و شهری می‌گردد. در کشورهای درحال‌توسعه، افزایش تولید ناخالص سرانه معمولاً به افزایش مصرف زمین و توسعه مناطق کشاورزی منجر می‌شود، اما در کشورهای توسعه‌یافته، به دلیل استفاده بهینه از فنّاوری و نیروی انسانی، می‌توان به رشد اقتصادی و درعین‌حال کاهش مصرف زمین دست‌یافت. افزایش آگاهی عمومی و دسترسی به فنّاوری‌های سبز می‌تواند به اعتلای این روند کمک کند. در مراحل ابتدایی توسعه اقتصادی در ایران، بعد از انقلاب اسلامی و در دوران جنگ، کشور با فقر و نابرابری‌های شدیدی مواجه بود. در این شرایط، افزایش تولید ناخالص داخلی و درآمد سرانه با مصرف بی‌رویه منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیست همراه شد. با افزایش صنعتی‌سازی و مهاجرت افراد به شهرها، الگوهای مصرف زمین و منابع طبیعی تغییر کرد. این روند به افزایش آلودگی و تخریب زمین منجر شد، زیرا صنایع به منابع بیشتری نیاز داشتند و درنتیجه، فشار بیشتری بر محیط‌زیست وارد می‌شد. یکی از دلایل شکل N منحنی کوزنتس در ایران می‌تواند ناشی از توسعه نامتوازن باشد. برخی از مناطق به‌سرعت رشد کردند درحالی‌که مناطق دیگر در حاشیه قرار گرفتند. این نابرابری در

توسعه به نابرابری در دسترسی به منابع و فرصت‌های اقتصادی منجر شد. باگذشت زمان، به‌ویژه در دو دهه اخیر، افزایش آگاهی درباره حفظ محیط‌زیست و توسعه پایدار در ایران شروع به شکل‌گیری کرده است. این تغییر نگرش می‌تواند به کاهش اثرات منفی توسعه بر روی محیط‌زیست منجر شود و به‌تدریج نابرابری و آلودگی را کاهش دهد. شکل N منحنی کوزنتس در ایران به دلیل فرایندهای پیچیده اجتماعی، اقتصادی و سیاسی خاص این کشور شکل‌گرفته است. این توجیهات به درک بهتر چالش‌های توسعه پایدار و نابرابری در ایران کمک می‌کند و نشان‌دهنده نیاز به سیاست‌گذاری‌های مؤثر برای مدیریت منابع طبیعی و حفظ محیط‌زیست در راستای توسعه اقتصادی است. سیاست توسعه زمین‌های ساختمانی که در پی رشد تولید ناخالص داخلی اجرا می‌شود، ممکن است یک نیروی محرکه بالقوه برای تغییر کاربری زمین باشد.

لگاریتم ضریب تولید ناخالص سرانه واقعی با توان دوم: نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که لگاریتم توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه، رابطه‌ای منفی و معنادار با مصرف زمین دارد (در سطح احتمال ۱ درصد). وجود این ضریب منفی بیانگر آن است که با رسیدن رشد اقتصادی به یک سطح مشخص، اثر محرک GDP بر مصرف زمین کاهش‌یافته و روند تخریب اراضی وارد مرحله‌ای از کاهش شتاب یا بهینه‌سازی می‌شود. از منظر نظری، این یافته نشان‌دهنده تشکیل اولین نقطه چرخش در مدل -Nشکل است؛ جایی که افزایش درآمد سرانه در این بازه، منجر به بهبود نسبی در بهره‌وری مصرف زمین یا افزایش آگاهی‌های محیط‌زیستی می‌گردد و نرخ مصرف زمین را کاهش می‌دهد.

لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی با توان ۳: نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که لگاریتم توان سوم تولید ناخالص داخلی سرانه، رابطه‌ای مثبت و بسیار معنادار (در سطح احتمال ۱ درصد) با مصرف زمین دارد. این یافته، تکمیل‌کننده مدل -Nشکل است و بیانگر آن است که در سطوح بالای درآمدی، روند کاهشی مصرف زمین (که در مرحله دوم مشاهده شد) متوقف‌شده و مجدداً اثرات صعودی ظاهر می‌گردد.

از منظر تحلیلی، این ضریب مثبت نشان می‌دهد که در مراحل پیشرفته‌تر توسعه

اقتصادی، اثر مقیاس و تغییر در الگوی مصرف رفاهی، بر اثر فنّاوری و آگاهی‌های محیط‌زیستی غلبه می‌کند. درواقع، در این مرحله، رشد ثروت به‌جای بهینه‌سازی مصرف منابع، منجر به افزایش تقاضا برای تصرف اراضی (به‌ویژه برای مقاصد تفریحی و سفته‌بازی) می‌گردد که منجر به صعود مجدد منحنی مصرف زمین در ضلع سوم مدل می‌گردد.

ظهور مجدد روند صعودی مصرف زمین در سطوح درآمدی بالا (نقطه عطف دوم)، نشان‌دهنده گذار از مصرف کاربردی به مصرف سرمایه‌ای و رفاهی است. در اقتصاد ایران، این پدیده را می‌توان از سه منظر تحلیل کرد:

الف) زمین به‌عنوان ذخیره ارزش: در اقتصادهای دارای تورم مزمن مانند ایران، زمین نه‌تنها یک منبع تولید، بلکه به‌عنوان یک دارایی مالی برای حفظ ارزش سرمایه عمل می‌کند. در درآمدهای بالا، تمایل به خرید اراضی کشاورزی و حاشیه شهرها نه برای بهره‌برداری، بلکه به‌عنوان ابزاری برای سفته‌بازی و پوششی در برابر تورم افزایش می‌یابد. این امر منجر به انباشت زمین در دست گروه‌های با درآمد بالا و درنتیجه افزایش نرخ تغییر کاربری در آینده می‌شود.

ب) سازوکار رانت و قدرت نفوذ: افزایش درآمد در سطوح بالا معمولاً با افزایش قدرت سیاسی و اجتماعی همراه است. این امر منجر به تقویت رانت زمین می‌گردد؛ به‌گونه‌ای که نخبگان اقتصادی می‌توانند از طریق نفوذ در نهادهای تصمیم‌گیر، مجوزهای تغییر کاربری اراضی بکر یا کشاورزی را به کاربری‌های ساختمانی یا تفریحی (مانند ویلاسازی‌های گسترده در اطراف شهرهای بزرگ) تغییر دهند. در این مرحله، مصرف زمین دیگر تابعی از نیاز به مسکن نیست، بلکه تابعی از قدرت رانت‌جویی است.

ج) تغییر الگوی مصرف به سمت کالاهای لوکس: در درآمدهای بسیار بالا، الگوی تقاضا از مسکن به‌عنوان نیاز به مسکن به‌عنوان کالای رفاهی تغییر می‌کند. این امر منجر به گسترش افقی شهرها در قالب خانه‌ها و ویلاهای تفریحی می‌شود که شدت مصرف زمین در هر واحد درآمدی را به‌گونه‌ای غیرمتناسب افزایش می‌دهد.

بنابراین، نقطه عطف دوم در منحنی مصرف زمین در ایران، بازتاب‌دهنده تلاقی میان رشد اقتصادی، تورم و ضعف نهادهای نظارتی است که درمجموع منجر به بازگشت روند تخریب زمین در سطوح درآمدی بالا می‌گردد.

لگاریتم راه‌های استان: بررسی اثرات زیرساختی در مدل نشان داد که توسعه شبکه‌های جاده‌ای در استان‌ها، تأثیری مثبت و معناداری بر میزان مصرف زمین دارد. این رابطه بیانگر آن است که توسعه راه‌ها به‌عنوان یک *عامل تسهیل‌کننده عمل کرده و با کاهش هزینه‌های دسترسی، ارزش اقتصادی اراضی پیرامونی را افزایش می‌دهد.

درواقع، احداث جاده‌های جدید در مناطق بکر، دسترسی به این اراضی را برای سازندگان و سرمایه‌گذاران فراهم کرده و از طریق سازوکار صدور پروانه‌های ساختمانی، منجر به تبدیل اراضی طبیعی و کشاورزی به محیط‌های انسان‌ساز شده است؛ بنابراین، توسعه زیرساخت‌های ارتباطی در ایران، درحالی‌که هدف رشد اقتصادی را دنبال می‌کند، در صورت عدم مدیریت متمرکز، به یکی از محرک‌های اصلی تخریب محیط‌زیست و افزایش نرخ مصرف زمین تبدیل‌شده است.

بررسی نتایج مدل حاکی از آن است که تعداد اتوبوس‌های فعال در استان، اثر مثبت و معناداری بر میزان مصرف زمین دارد. در تحلیل این رابطه باید توجه داشت که تعداد اتوبوس‌ها درواقع به‌عنوان نمادی از تحرک جمعیتی[1] و گسترش کالبدی شهرها عمل می‌کند. افزایش تعداد اتوبوس‌ها و توسعه خطوط حمل‌ونقل عمومی، دسترسی ساکنان مرکز شهر به مناطق حومه‌ای و پیرامونی را تسهیل کرده و با کاهش هزینه زمان برای جابه‌جایی، انگیزه‌های ساخت‌وساز در اراضی بکر و کشاورزی حاشیه شهر را افزایش می‌دهد. این پدیده منجر به رشد افقی شهرها شده و درنهایت از طریق افزایش تقاضا برای تغییر کاربری اراضی، منجر به افزایش نرخ مصرف زمین و تخریب محیط‌زیست گردیده است.

در بیان ارتباط جاده و تعداد اتوبوس و حمل‌ونقل می‌توان گفت توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقل مانند جاده‌ها و راه‌آهن تقاضای زمین را افزایش می‌دهد،

1. PopulatioN Mobility

زیـرا طبـق نظریـه‌های کـلان اقتصـادی، توسـعه زیرسـاخت‌ها مسـتلزم تغییـر کـاربری زمین‌های موجود (مـثلاً از کشـاورزی بـه صـنعتی) اسـت. ایـن امـر در مراحـل ابتـدایی توسعه، به افزایش مصرف زمین منجر می‌شود. طبق نظریه‌های محیط‌زیست، هم‌زمان با رشد اقتصادی و افـزایش اسـتفاده از وسـایل نقلیـه شخصـی، مصـرف انـرژی فسـیلی و آلودگی هوا افزایش می‌یابد. این پدیده به نوبه خـود بـه تخریـب منـابع طبیعـی و فشـار بیشتر بـر زمـین منجـر می‌شـود. ایـن الگوهـا معمـولاً در مراحـل اولیـه توسـعه مشـاهده می‌شوند. باتوجه‌به نظریه‌های توسعه پایدار، با پیشرفت فنّـاوری و افـزایش آگاهی‌هـای زیست‌محیطی، تمرکز بر سامانه‌های حمل‌ونقل پایدار (مانند حمل‌ونقل عمومی کارآمد و دوجانبه) کاهش نیاز به زمین و بهبود شرایط زیست‌محیطی را تسهیل می‌کند. در این شرایط، مصرف زمین ممکن است به‌تدریج کـاهش یابـد کـه نشـان‌دهنده گـذر از قلـه منحنی کوزنتس است.

از دیدگاه نظریه‌های جغرافیای اقتصادی، تغییرات در سامانه‌های حمل‌ونقل می‌تواننـد به تغییرات در الگوهای اسـتفاده از زمـین و توزیـع جمعیتـی منجـر شـوند کـه ایـن موضـوع نابرابری‌های اجتماعی و اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. وجود یک راه‌آهن یا بزرگـراه می‌تواند به رشد اقتصادی یک منطقه کمک کرده و منجر بـه تبـدیل زمین‌هـای اطـراف بـه مناطق مسکونی و تجاری شود.

بررسی اثرات دموگرافیک در مدل نشان داد که تراکم جمعیت در استان‌ها، تأثیری منفی و معناداری بر میزان مصرف زمین دارد. از منظر اقتصاد شهری در منـاطق پرتـراکم، محـدودیت عرضـه زمـین و افـزایش تقاضـا موجـب افـزایش قیمـت و اجاره‌بهـای زمـین می‌شود. افزایش هزینه استفاده از زمین نیز خانوارها و بنگاه‌هـا را بـه اسـتفاده فشـرده‌تر از اراضی موجود ترغیب می‌کند. در چنین شرایطی، سـرمایه و فنّـاوری سـاختمانی جانشـین زمین می‌شوند و توسعه کالبدی به‌جای گسترش افقـی، بـه سـمت احـداث سـاختمان‌های مرتفع، افزایش سطح زیربنا و تراکم‌افزایی هـدایت می‌شـود. ایـن نتیجـه بـا نظریـه قیمـت پیشنهادی زمین در اقتصاد شهری نیز سازگار است. بر اسـاس ایـن نظریـه، افـزایش ارزش

زمین در مناطق متراکم، استفاده‌های کم‌تراکم و زمین‌بر را از نظر اقتصادی کم صرفه می‌کند و تخصیص زمین را به فعالیت‌هایی سوق می‌دهد که قادر به ایجاد بازده بیشتر در واحد سطح هستند. افزون بر این، تمرکز جمعیت می‌تواند از طریق صرفه‌های ناشی از تجمع، استفاده مشترک از زیرساخت‌ها و کاهش هزینه سرانه ارائه خدمات شهری، بهره‌وری فضایی را افزایش دهد؛ بنابراین، افزایش تراکم لزوماً به مصرف بیشتر زمین منجر نمی‌شود؛ بلکه ممکن است از طریق افزایش هزینه فرصت زمین و تقویت انگیزه‌های اقتصادی برای استفاده کارآمدتر از فضا، نرخ تبدیل اراضی جدید به کاربری‌های شهری را کاهش دهد.

براین‌اساس، ضریب منفی تراکم جمعیت را می‌توان نشانه‌ای از غلبه الگوی توسعه فشرده و عمودی بر گسترش افقی در استان‌های پرتراکم دانست. تراکم شهری، در صورت مدیریت صحیح، می‌تواند به‌عنوان ابزاری برای کنترل پراکندگی شهری، حفاظت از اراضی کشاورزی و طبیعی و کاهش پیامدهای محیط‌زیستی توسعه کالبدی به کار گرفته شود. بااین‌حال، تحقق این مزایا مستلزم اجرای سیاست تراکم کنترل‌شده متناسب با ظرفیت زیرساخت‌ها، شبکه حمل‌ونقل، خدمات عمومی و توان اکولوژیک مناطق است؛ در غیر این صورت، افزایش تراکم می‌تواند پیامدهایی مانند ازدحام، افزایش آلودگی و کاهش کیفیت زندگی شهری به همراه داشته باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که تراکم می‌تواند به‌عنوان یک راهبرد کاهش‌دهنده تخریب محیط‌زیست عمل کند، به‌شرط آنکه سیاست‌های شهرسازی بر محور تراکم کنترل‌شده پیش برود.

نتایج مدل برآوردشده، اثر مثبت و معناداری را از قیمت زمین بر نرخ مصرف اراضی نشان می‌دهد. این یافته بیانگر آن است که افزایش ارزش اقتصادی زمین در اقتصاد ایران، به‌مثابه یک سیگنال سودآوری در بازار عمل کرده و منجر به تحریک تقاضا برای تصرف اراضی و تغییر کاربری می‌گردد؛ فرایندی که درنهایت به تشدید فشارهای محیط‌زیستی و تخریب منابع طبیعی منجر می‌شود.

در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سامانه‌ای، انتخاب متغیرهای درون‌زا و محدودیت

وقفه‌ها می‌تواند بر نتایج تأثیرگذار باشد. ازاین‌رو، برای آزمون استحکام ماهیت متغیرهای کنترلی با دو رویکرد ازپیش‌تعیین‌شده و درون‌زا مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که الگوی کلی اثرات، به‌ویژه همسویی علامت ضرایب، با تغییر این فرضیات تغییر معناداری نمی‌کند. این امر نشان‌دهنده استحکام مدل نسبت به فرض‌های مربوط به نحوه تعامل متغیرهای کنترلی با خطای مدل است. شایان این یافته حاکی از آن است که اگرچه رابطه مثبت و معنادار بین تعداد وسایل نقلیه و مصرف زمین از ثبات بالایی برخوردار است، اما تفسیر آماری آن در مدل‌های بسیار سخت‌گیرانه نیازمند ملاحظه است. درمجموع، نتایج حاصل از آزمون‌های استحکام تأیید می‌کند که یافته‌های تحقیق حاضر نسبت به تغییر در راهبردهای برآورد، مقاوم بوده و از اعتبار آماری لازم برای استنتاج اقتصادی برخوردار هستند.

جدول (۸) نتایج برآورد الگوی پویای مکعبی مصرف زمین با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سامانه‌ای دومرحله‌ای (مدل استحکام)

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	t آماره	سطح احتمال	فاصله اطمینان ۹۵ درصدی	
لگاریتم مصرف زمین با یک وقفه	۰/۴۸۷۹	۰/۱۱۹۶	۴/۰۸	۰/۰۰۰	۰/۲۴۳۶	۰/۷۲۲۳
لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه	۰/۱۷۲۶	۰/۰۷۸۸	۲/۱۹	۰/۰۳۷	۰/۰۱۱۷	۰/۳۳۵
لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه با توان ۲	-۰/۰۸۸۱	۰/۰۴۱۷	-۲/۱۱	۰/۰۴۳	-۰/۱۷۳۳	-۰/۰۰۲۹
لگاریتم تولید ناخالص واقعی سرانه با توان ۳	۰/۰۲۹۷	۰/۰۱۰۳	۲/۸۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸۷	۰/۰۵۰۷
لگاریتم راه‌های استان	۰/۱۳۹۸	۰/۰۶۰۵	۲/۳۱	۰/۰۲۸	۰/۰۱۶۲	۰/۲۴۳۴
لگاریتم تعداد وسیله نقلیه استان	۰/۱۰۹	۰/۰۵۵	۱/۹۸	۰/۰۵۲	-۰/۰۱۴۱	۰/۲۳۲۹
لگاریتم تراکم جمعیت استان	-۰/۲۷۱۶	۰/۰۸۷۹	-۳/۰۹	۰/۰۰۴	-۰/۴۴۳۹	-۰/۰۹۹۳
لگاریتم متوسط قیمت یک مترمربع زمین	۰/۰۶۸۵	۰/۰۳۳۹	۲/۰۲	۰/۰۴۲	۰/۰۰۲۱	۰/۱۳۴۹
عرض از مبدأ	-۱۴۱/۳۱	۳۷/۱۹	-۳/۸۳	۰/۰۰۰	-۲۱۸/۲۷	-۶۶/۳۵

آزمون‌های تشخیصی مدل برآوردی			
آزمون	**آماره آزمون**	**مقدار احتمال (*p-value*)**	**نتیجه / تفسیر**
ArellaNo-BoNd AR(1)	Z=-۲/۶۲	۰/۰۰۹	خودهمبستگی وجود
ArellaNo-BoNd AR(2)	Z=۰/۱۶	۰/۸۷۱	عدم خودهمبستگی مرتبه دوم
HaNseN test	Chi۲= ۱۰/۳۹	۰/۵۸۲	اعتبار ابزارها رد نشد
SargaN test	Chi۲= ۱۹/۴۱	۰/۴۲۹	اعتبار ابزارها رد نشد
تعداد ابزارها	۲۸	کمتر از تعداد گروه‌ها	
تعداد گروه‌ها	۳۱	مبنای مقایسه با تعداد ابزارها	
مأخذ: یافته‌های تحقیق			

۵. بحث و نتیجه‌گیری

دستیابی به سطح رشد اقتصادی بالاتر، مخاطرات زیست‌محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی را به همراه دارد که به یک موضوع بحث‌برانگیز تبدیل شده است، زیرا رشد اقتصادی سریع به علت استفاده فزاینده از منابع طبیعی (زمین و مسکن) معمولاً باعث زیان‌های جدی بر محیط‌زیست می‌شود؛ لذا بین اهداف و سیاست‌های اقتصادی و وضعیت محیط‌زیست تعارض به وجود آمده است. به همین منظور طراحی الگوهای کاربردی برای بررسی واکنش میان فعالیت‌های اقتصادی و زیست‌محیطی ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است. مطالعات زیادی در این زمینه انجام‌شده است؛ اما تاکنون هیچ مطالعه داخلی به بررسی رابطه مصرف زمین و رشد اقتصادی در ایران نپرداخته است.

در این مطالعه، علاوه بر تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف زمین در قالب فرضیه منحنی N-شکل، نقش زیرساخت‌های ارتباطی و متغیرهای جمعیتی با بهره‌گیری از داده‌های پانلی ۳۱ استان ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰ سال تا ۱۴۰۱ و با استفاده از روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، مورد ارزیابی قرار گرفته است. یافته‌ها به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

نتایج این پژوهش بر اساس مدل پویای -Nشکل، شواهد تجربی جدیدی را برای اقتصاد ایران فراهم می‌کند. نخست، ضریب مثبت و معنادار درآمد سرانه و منفی توان دوم آن، تأییدکننده وجود یک نقطه چرخش اولیه است که نشان می‌دهد با عبور از مراحل ابتدایی توسعه، فشار بر اراضی تا حدی تعدیل می‌شود. دوم، معناداری مثبت توان سوم درآمد (۰/۰۳)، بیانگر بازگشت اثر مقیاس در سطوح بالای درآمدی است؛ این یافته نشان می‌دهد در ایران، رشد اقتصادی به‌تنهایی منجر به پایداری زیست‌محیطی نمی‌شود، بلکه در غیاب سیاست‌های کنترلی، رشد ثروت مجدداً به اهرم تخریب زمین (از طریق سفته‌بازی و تقاضای رفاهی) تبدیل می‌شود. سوم، اثر مثبت و معنادار زیرساخت‌ها (جاده و راه‌ها و...) نشان می‌دهد که زیرساخت‌های فعلی، محرک پخش‌شدگی شهری هستند و به‌جای متمرکزسازی رشد، منجر به اتلاف اراضی پیرامونی شده‌اند.

لذا باتوجه‌به اینکه در سطوح بالای درآمدی، اثر توان سوم مثبت (۰/۰۳) بر اثر کاهشی توان دوم غلبه می‌کند، سیاست‌گذار نباید به امید اثر خودکار بهبود محیط‌زیست در سطوح بالای درآمدی بنشیند؛ بنابراین اعمال مالیات بر اراضی غیر بهره‌بردار و عوارض تغییر کاربری پلکانی دقیقاً در مناطقی که درآمد سرانه آن‌ها به محدوده نقطه عطف دوم نزدیک می‌شود، ضروری است تا از بازگشت دوباره روند مصرف زمین (صعود سوم منحنی) جلوگیری شود.

همچنین ضرایب مثبت زیرساخت‌ها نشان می‌دهد که هر ۱ درصد افزایش در زیرساخت‌های جاده‌ای، بدون وجود پهنه‌بندی سخت‌گیرانه، (۰/۱۲) درصد مصرف زمین را افزایش می‌دهد. اجرای سیاست توسعه متمرکز بر حمل‌ونقل ازاین‌پس، هرگونه سرمایه‌گذاری جدید در زیرساخت‌های حمل‌ونقل باید مشروط به پیوست تراکم‌سنجی باشد؛ یعنی به‌موازات احداث جاده یا ایستگاه، باید طرح‌های توسعه عمودی (تراکم‌سنجی) در آن پهنه تصویب شود تا تقاضای زمین به‌جای گسترش افقی، در ارتفاع پاسخ داده شود.

علاوه‌برآن، ضریب بالای وقفه زمین (۰/۳)، نشان‌دهنده حافظه بالای سامانه است. این یعنی سامانه مصرف زمین در ایران، به‌شدت به روندهای گذشته وابسته است؛ بنابراین تغییرات جزئی در قوانین کاربری اراضی بی‌اثر خواهد بود. نیاز به یک شوک سیاستی است؛

مانند توقف کامل صدور مجوزهای تغییر کاربری اراضی کشاورزی درجه ۱ و ۲ برای یک دوره ۵ساله تا این وابستگی به مسیر شکسته شود و بازار ساخت‌وساز به سمت استفاده از بافت‌های فرسوده سوق یابد (جایگزین‌سازی به‌جای توسعه‌طلبی).

ضریب منفی تراکم نشان می‌دهد که برخلاف تصور رایج، افزایش تراکم جمعیت در مناطق موجود، درواقع باعث صرفه‌جویی در مصرف زمین شده است.

بر اساس این ضریب، هر چه تراکم در بافت‌های موجود بیشتر شود، فشار تقاضا بر زمین‌های بکر پیرامونی کاهش می‌یابد؛ بنابراین، دولت باید مشوق‌های مالیاتی برای بازسازی بافت‌های فرسوده (افزایش تراکم در پهنه‌های فعلی) ارائه دهد تا نیاز به تصرف اراضی حومه‌ای حذف شود

لازم به ذکر است از محدودیت‌های این پژوهش، عدم دسترسی به داده‌های رسمی و استانی مربوط به نرخ بهره و شاخص‌های کیفیت حکمرانی[1] استان‌ها است. اگرچه تلاش شد تا با استفاده از متغیرهای کنترل (مانند تراکم جمعیت و زیرساخت‌ها) اثرات این متغیرها جذب شود، اما نبود داده‌های دقیق نهادی می‌تواند بر دقت ضرایب اثر بگذارد.

در نهایت پیشنهاد شود به‌جای مدل چندجمله‌ای (N-شکل)، از مدل‌های آستانه‌ای استفاده شود تا نقطه عطف یا همان درآمدی که در آن مصرف زمین شروع به کاهش یا افزایش مجدد می‌کند، به طور دقیق شناسایی شود.

تعارض منافع

تعارض منافع ندارم.

ORCID

Fariba SHamseh — **https://orcid.org/0009-0000-7220-0464**
Gholamreza Nemati — **http://orcid.org/0009-0006-3182-7424**
Mohammad Alizadeh — **http://orcid.org/0000-0003-3466-5310**
Marayam Khodaverdi Samani — **http://orcid.org/0000-0003-1175-5037**

۱. داده مستقیم در دسترس نبود، شاید بتوانید جانشین‌هایی مثل درآمدهای شهرداری، زمان صدور مجوز، تعداد پرونده‌های تخلف ساختمانی، شاخص امنیت سرمایه‌گذاری استان، استفاده کرد

منابع

آب چر، بهجت، قره بیگ لو، فیضی و ایلخچی، رافعه. (۱۴۰۱). نقش رشد اقتصادی بر محیط‌زیست بر اساس رویکرد نظریه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس. *دوفصلنامه علمی - تخصصی اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۹(۱)، ۲۸۷-۳۱۴.

اعظمی، سمیه، رحمانی، حمید و دل‌انگیزان، سهراب. (۱۴۰۳). منحنی زیست‌محیطی کوزنتس N شکل: شواهدی از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۴(۵۵)، ۱۰۹-۹۳.

امین‌زاده، کاظم، بختیاری، صادق و دایی کریم‌زاده، سعید. (۱۴۰۱). بررسی فرضیه منحنی محیط‌زیستی کوزنتس و رشد اقتصادی در استان‌های صنعتی ایران با استفاده از رویکرد DOLS. *محیط‌زیست و توسعه فرابخشی*. ۷(۷۷)، ۶۳-۸۷.

خورسند وکیل‌زاده، مشهید و جدیدزاده، علی. (۱۴۰۳). بررسی فرضیه منحنی محیط‌زیستی کوزنتس با استفاده از شاخص‌های عملکرد محیط‌زیست و رشد اقتصاد سبز. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۳۲(۱۰۹)، ۹۸-۱۳۸.

دلیری، حسن. (۱۳۹۹). ارتباط بین جای پای اکولوژیک و رشد اقتصادی در کشورهای D_8: آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس با استفاده از مدل PSTR. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹)، ۸۱-۱۱۲.

سیفی‌پور، رویا. (۱۴۰۰). بررسی منحنی کوزنتس محیط‌زیستی در بخش صنعت اقتصاد ایران. *انسان و محیط‌زیست*، ۱۹(۳)، ۱-۱۵.

فراهتی، سلیمی. (۱۴۰۱). آزمون تجربی فرضیه منحنی کوزنتس مالی برای ایران. *فصلنامه علمی مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۶(۵۷)، ۶۷-۸۵.

محبی‌نیا، فهیمه و تهامی‌پور مرتضی. (۱۴۰۲). بررسی اثرات متقابل رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست (با نگاهی بر بخش‌های اصلی اقتصاد ایران).

نراقی، نیوشا، مقدسی، رضا و محمدی‌نژاد، امیر. (۱۴۰۱). مطالعه ارتباط آلودگی محیط‌زیستی و رشد کشاورزی در گروهی از کشورهای نفتی و غیرنفتی. *فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۴(۲)، ۱۰۰-۸۵.

References

Andreoni, J., & Levinson, A. (2001). The simple analytics of the environmental Kuznets curve. *Journal of Public Economics*, 80(2), 269–286. https://doi.org/10.1016/S0047-2727(00)00110-9

Azami, S., Rahmani, H. and Delangizan, S. (2024). The N-shaped Environmental Kuznets Curve: Evidences of Developing and Developed Countries. *Economic Growth and Development Research*, 14(55), 109-93. [In Persian]. doi: 10.30473/egdr.2024.70318.6811

Abchar, Bahjat, Gharebeygloo, Hossein, Feyzi Ikhchi, Rafeeh (2022). The role of economic growth on the environment based on the Kuznets environmental curve theory approach. *Bi-quarterly Journal of development economics and planning*, 9(1), 287-314. [In Persian].

Aminzadeh, K., Bakhtiari, S. & Daei-Karimzadeh, S. (2022). Investigating the Environmental Kuznets Curve (EKC) Hypothesis and Economic Growth in Iran's Industrial Provinces Based on the DOLS Approach. *Environment and Interdisciplinary Development*, 7(77), 87–63. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/envj.2022.162892

Borruso, G., Gallo, A., Magris, F., & Pontarollo, N. (2025). Land take, land use and environmental issues. Is the Kuznets curve valid? The case of Italy. *Spatial Economic Analysis*, 1-16.

Bimonte, S., & Stabile, A. (2017a). Land consumption and income in Italy: A case of inverted EKC. *Ecological Economics*, 131, 36–43. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2016.08.016

Bimonte, S., & Stabile, A. (2017b). EKC and the income elasticity hypothesis Land for housing or land for future? *Ecological Indicators*, 73, 800–808. https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2016.10.039

Bimonte, S., & Stabile, A. (2019). The effect of growth and corruption on soil sealing in Italy: A regional environmental Kuznets Curve Analysis. *Environmental and Resource Economics*, 74(4), 1497–1518. https://doi.org/10.1007/s10640-019-00376

Chen, S., & Yao, S. (2023). Identifying the drivers of land expansion and evaluating multi-scenario simulation of land use: A case study of Mashan County, China. *Ecological Informatics*, 77, 102201.

Colsaet, A., Laurans, Y., & Levrel, H. (2018). What drives land take and urban land expansion? A systematic review. *Land Use Policy*, 79, 339-349.

Di Pasquale, D., Wheaton, W.C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of Urban Economics*. 35 (1), 1–27.

Di Vita, G. (2004). Another explanation of pollution-income pattern. *International Journal of Environment and Pollution*, 21(6), 588–592.

https://doi.org/10.1504/IJEP.2004.005130

Daliri, H. (2020). Relationship between Ecological Footprint and Economic Growth in D8 Countries: Testing the Kuznets Environmental Hypothesis Using PSTR Model. Economic Modeling Research, 11(39), 81–112. [In Persian]. https://doi.org/10.29252/jemr.10.39.81

European Commission, (2016). IN: Urban Agenda for the EU 'Pact of Amsterdam' Agreed at the Informal Meeting of EU Ministers Responsible for Urban Matters on 30 May 2016 in Amsterdam. The Netherlands. (Accessed 21 December 2019).

Engle, R.F. and S. Manganelli (2004a). CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles, *Journal of Business & Economic Statistics*, 22, 367-381.

Farahati, Mahboobeh, Salimi, Leyla (2022). An Empirical Test of the Financial Kuznets Curve Hypothesis for Iran. *Economic Modeling*, 16(57), 67-85. [In Persian]. 10.30495/eco.2022.1947144.2605

Gilbey, B., Davies, J., Metternicht, G., & Magero, C. (2019). Taking land degradation neutrality from concept to practice: Early reflections on LDN target setting and planning. *Environmental Science & Policy*, 100, 230-237.

Gardi, C., Panagos, P., Van Liedekerke, M., Bosco, C., De Brogniez, D. (2015). Land take and food security: assessment of land take on the agricultural production in Europe. *Journal of Environmental Planning and Management*, 58(5), 898-912.

Gelissen, J. (2007). Explaining popular support for environmental protection: A multilevel analysis of 50 Nations. *Environment and Behavior*, 39(3), 392-415.

Getzner, M., Kadi, J. (2020). Determinants of land consumption in Austria and the effects of spatial planning regulations. *European Planning Studies*, 28(6), 1095-1117.

Grossman, G. D., Ratajczak Jr, R. E., Crawford, M., Freeman, M. C. (1998). Assemblage organization in stream fishes: effects of environmental variation and interspecific interactions. *Ecological Monographs*, 68(3), 395-420.

Han, X., Zhang, A., & Cai, Y. (2020). Spatio-econometric analysis of urban land use efficiency in China from the perspective of natural resources input and undesirable outputs: A case study of 287 cities in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(19), 7297.

Huang, J., Zhang, D., Zhang, Z., Kong, W., Yan, J., & Xia, F. (2023). Trapped in dilemma: Inverted N-shaped EKC evidence of economic

growth and ecological land in a spatial spillover perspective. *Applied Geography*, 161, 103145.

Hallin, M & Trucíos, C. (2020). *Forecasting Value-at-Risk and Expected Shortfall in Large Portfolios: a General Dynamic Factor Approach*, Working Papers ECARES 2020-50, Université Libre de Bruxelles.

Liu, L., Liu, Z., Gong, J., Wang, L., & Hu, Y. (2019). Quantifying the amount, heterogeneity, and pattern of farmland: Implications for China's requisition-compensation balance of farmland policy. *Land Use Policy*, 81, 256-266.

Kijima, M., Nishide, K., & Ohyama, A. (2010). Economic models for the environmental Kuznets curve: A survey. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 34(7), 1187–1201. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2010.03.010.

Khorsand Vakilzadeh M, Jadidzadeh A. (2024) Examining the hypothesis of Kuznets environmental curve using Indicators of environmental performance and green economy growth, *qjerp*.; 32 (109) :98-138. [In Persian].

Mahtta, R., Fragkias, M., Güneralp, B., Mahendra, A., Reba, M., Wentz, E. A., & Seto, K. C. (2022). Urban land expansion: the role of population and economic growth for 300+ cities. *Npj Urban Sustainability*, 2(1), 5.

McConnell, K. E. (1997). Income and the demand for environmental quality. *Environment and Development Economics*, 2(4), 383–399. https://doi.org/10.1017/S1355770X9700020X.

McQuinn, K., O'Reilly, G. (2008). Assessing the role of income and interest rates in determining house prices. *Econ. Model*. 25, 377–390.

Meerow, S., Newell, J. P., & Stults, M. (2016). Defining urban resilience: A review. *Landscape and Urban Planning*, 147, 38–49. https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2015.11.011

Mosconi, E. M., Colantoni, A., Gambella, F., Cudlínová, E., Salvati, L., & Rodrigo-Comino, J. (2020). Revisiting the environmental kuznets curve: The spatial interaction between economy and territory. *Economies*, 8(3), 74. https://doi.org/10.3390/economies8030074.

Mohebbinia, F. & Tahamipour, M. (2023). Evaluating the Mutual Effects of Economic Growth and Environmental Degradation (Analysis of the Main Economic Sectors in IRAN). *Environment and Interdisciplinary Development*, *8*(80), 15–28. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/envj.2023.375514.1262

Martellozzo, F., Ramankutty, N., Hall, R. J., Price, D. T., Purdy, B., & Friedl, M. A. (2015). Urbanization and the loss of prime farmland: A

case study in the Calgary–Edmonton corridor of Alberta. *Regional Environmental Change*, 15, 881-893.

Naraghi, N., M, R., & Mohamadinejad, A. (2022). Study of the Relationship between Environmental Pollution and Agricultural Growth in Selected Oil and Non-Oil Countries. *Agricultural Economics Research*, 14(2), 100-85. [In Persian]. doi: 10.30495/jae.2022.19742.1943

Patton, A.J., Ziegel, J.F., Chen, R. (2018). Dynamic semiparametric models for expected shortfall (and Value-at-Risk*). J. Econom*. 211 (2), 388–413.

Pontarollo, N., & Mendieta Muñoz, R. (2020). Land consumption and income in Ecuador: A case of an inverted environmental Kuznets curve. *Ecological Indicators*, 108, 105699. https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2019.105699

Pontarollo, N., & Serpieri, C. (2020). Testing the Environmental Kuznets Curve hypothesis on land use: The case of Romania. *Land Use Policy*, 97, 104695. https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2020.104695

Radivojević, N., Cvjetković, M., & Stepanov, S. (2016). The new hybrid value at risk approach based on the extreme value theory. *Estudios de Economía*, 43(1), 29–52.

Salvati, L., Zambon, I., Chelli, F. M., & Serra, P. (2018). Do spatial patterns of urbanization and land consumption reflect different socioeconomic contexts in Europe? *Science of the Total Environment*, 625, 722-730.

Sinha, A., Shahbaz, M. and Balsalobre, D. (2019). *Environmental Kuznets Curve (EKC). Chapter 7 - Data Selection and Environmental Kuznets Curve Models - Environmental Kuznets Curve Models, Data Choice, Data Sources, Missing Data, Balanced and Unbalanced Panels*, Academic Press, 65-83. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-816797-7.00007-2

Seifipour, Roya (2021). Analysis the Kuznets Curve in industry sector of Iran. *Human & Environment*, 19(3), 1-15. [In Persian].

Trofimov, I. D. (2024). Is there a Kuznets curve for cropland use? The evidence from international panel data. *Natural Resources Forum Blackwell Publishing*. 48(1), 232-256.

Turner, N. J., Davidson-Hunt, I. J., & O'Flaherty, M. (2003). Living on the edge: Ecological and cultural edges as sources of diversity for social—ecological resilience. *Human Ecology*, 31(3), 439–461. https://doi.org/10.1023/A:102502390.

Walker, B., & Salt, D. (2012). *Resilience Thinking: Sustaining Ecosystems and People in a Changing World*. Island Press.

Wu, Y. Z., Hui, E. C., Zhao, P. J., & Long, H. L. (2018). Land use policy for

urbanization in China. *Land Use Policy*. 77, 40-42.
UNCCD (2012). *Zero Net Land Degradation: A Sustainable Development Goal for Rio + 20*. UNCCD Secretariat, Bonn, Germany.

استناد به این مقاله: شمسه، فریبا، نعمتی، غلامرضا، علیزاده، محمد و خداوردی سامانی، مریم. (۱۴۰۵). بررسی رابطهٔ مصرف زمین و درآمد سرانه، شواهدی از منحنی کوزنتس، *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی*، ۶(۱۵)، صفحات ۵-۵۴. DOI: 10.22054/eenr.2026.93960.239

Journal of Environmental and Natural Resource Economics licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.