

# Διαφθορά, Εισοδηματική Ανισότητα, και Οικονομική Μεγέθυνση ως Προσδιοριστικοί Παράγοντες των Εκπομπών CO2 στην Ελλάδα



**TRANSPARENCY  
INTERNATIONAL  
GREECE**

the global coalition against corruption

Κωνσταντινιά Θώδη  
Σοφία Δεληπάλλα  
Χάρρυ Παπαπανάγος  
Αναστασία Ψειρίδου

---

Ιούλιος 2025

# Διαφθορά, Εισοδηματική Ανισότητα, και Οικονομική Μεγέθυνση ως Προσδιοριστικοί Παράγοντες των Εκπομπών CO2 στην Ελλάδα

## **Κωνσταντινιά Θώδη**

Υποψήφια Διδάκτωρ,  
Πανεπιστήμιο Μακεδονίας

## **Σοφία Δεληπάλλα**

Καθηγήτρια Οικονομικών,  
Πανεπιστήμιο Μακεδονίας

## **Χάρρυ Παπαπανάγος**

Καθηγητής Οικονομικών  
π. Αντιπρύτανης Πανεπιστημίου  
Μακεδονίας, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας

## **Αναστασία Ψειρίδου**

Επίκουρη Καθηγήτρια Οικονομικών  
της Βιωσιμότητας, Πάντειο Πανεπιστήμιο

## **Ευχαριστίες**

Ευχαριστούμε τη Διεθνή Διαφάνεια  
Ελλάδος για τη χρηματοδότηση  
της παρούσας έρευνας.

## Σύνοψη

Η κλιματική αλλαγή αποτελεί μία από τις σοβαρότερες παγκόσμιες προκλήσεις, με τις εκπομπές διοξειδίου του άνθρακα (CO<sub>2</sub>) να αναγνωρίζονται ως ο κύριος συντελεστής του φαινομένου. Αν και οι ανεπτυγμένες οικονομίες διαθέτουν τις θεσμικές και τεχνολογικές προϋποθέσεις, καθώς και τους χρηματικούς πόρους για την υιοθέτηση βιώσιμων πρακτικών, τα επίπεδα περιβαλλοντικής ρύπανσης εξακολουθούν να βρίσκονται σε υψηλά επίπεδα. Η παρούσα μελέτη εστιάζει στην περίπτωση της Ελλάδας—μιας ανοικτής και ανεπτυγμένης οικονομίας—και εξετάζει εμπειρικά τη μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των εκπομπών CO<sub>2</sub> και τριών κρίσιμων προσδιοριστικών παραγόντων: της διαφθοράς, της εισοδηματικής ανισότητας και της οικονομικής μεγέθυνσης.

Για τον σκοπό αυτό εφαρμόζεται η μέθοδος Αυτοπαλίνδρομης Κατανεμημένης Χρονικής Υστέρησης (Autoregressive Distributed Lag, ARDL) και ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger, αξιοποιώντας ετήσια στοιχεία για την περίοδο 1995–2022. Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι η μείωση της διαφθοράς συμβάλλει καθοριστικά στον περιορισμό των κατά κεφαλήν εκπομπών CO<sub>2</sub> στην Ελλάδα, αναδεικνύοντας τον ρυθμιστικό ρόλο των θεσμών, τόσο στη βραχυχρόνια όσο και στη μακροχρόνια περίοδο. Παράλληλα, διαπιστώνεται ότι η οικονομική μεγέθυνση και η αύξηση της εισοδηματικής ανισότητας ασκούν θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση στην περιβαλλοντική υποβάθμιση, υποδηλώνοντας ότι η μεγέθυνση στην Ελλάδα παραμένει εντάσεως ρύπανσης, δηλαδή η αύξηση του ΑΕΠ βασίζεται σε ρυπογόνες δραστηριότητες.

Η αιτιώδης ανάλυση αποκαλύπτει μονόδρομη αιτιότητα από τη διαφθορά και την εισοδηματική ανισότητα προς τις εκπομπές CO<sub>2</sub>, καθώς και αμφίδρομη σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών και της οικονομικής μεγέθυνσης. Τα ευρήματα υπογραμμίζουν την ανάγκη για πολυδιάστατες πολιτικές που να ενσωματώνουν τον περιορισμό της διαφθοράς, τη μείωση των εισοδηματικών ανισοτήτων και τον επαναπροσδιορισμό της οικονομικής μεγέθυνσης, ως μέσα για τη μετάβαση προς ένα πρότυπο θεσμικά ανθεκτικής, περιβαλλοντικά βιώσιμης, και μακροχρόνια διατηρήσιμης οικονομικής ανάπτυξης.

# 1. Εισαγωγή

Η ανάγκη για την άμεση μετάβαση σε ένα μοντέλο βιώσιμης οικονομικής ανάπτυξης, συνιστά κορυφαία προτεραιότητα της διεθνούς κοινότητας. Στις αρχές της δεκαετίας του 1990, εγκαινιάστηκε μία συντονισμένη προσπάθεια για την προστασία του περιβάλλοντος, με την υιοθέτηση της Σύμβασης-Πλαίσιο για την Κλιματική Αλλαγή του Οργανισμού Ηνωμένων Εθνών<sup>1</sup> (UNFCCC) το 1992. Στο πλαίσιο αυτό, τα κράτη-μέλη δεσμεύτηκαν να υιοθετήσουν πολιτικές και να λάβουν μέτρα για τον περιορισμό των εκπομπών αερίων του θερμοκηπίου<sup>2</sup>. Η πρόοδος αξιολογείται σε ετήσιες διασκέψεις των μερών (Conference of the Parties, COP), όπου καθορίζονται νέοι στόχοι και στρατηγικές.

Σημαντικά ορόσημα αποτελούν η υιοθέτηση του Πρωτοκόλλου του Κιότο το 1997, το οποίο έθεσε δεσμευτικούς στόχους μείωσης των εκπομπών έως το 2012, και η Συμφωνία του Παρισιού το 2015 (COP21), σύμφωνα με την οποία τέθηκε ο στόχος περιορισμού της αύξησης της μέσης παγκόσμιας θερμοκρασίας κάτω από τον 1,5°C το 2100, σε σύγκριση με τα προβιομηχανικά επίπεδα. Η άμεση, ταχεία, και μόνιμη μείωση των ετήσιων συνολικών εκπομπών κρίνεται αναγκαία για την επίτευξη αυτού του στόχου (UNFCCC, 2025).

Παρά τις διεθνείς δεσμεύσεις, οι συνολικές εκπομπές των αερίων του θερμοκηπίου συνεχίζουν να αυξάνονται. Σύμφωνα με την Έκθεση Βιώσιμης Ανάπτυξης των Ηνωμένων Εθνών για το 2023, η αυξητική πορεία των εκπομπών αντί να απομακρύνει το ενδεχόμενο της υπερθέρμανσης του πλανήτη, επιτείνει τον κίνδυνο αύξησης της θερμοκρασίας σε επίπεδα επικίνδυνα για τη βιωσιμότητα τόσο των οικοσυστημάτων όσο και των ανθρώπινων κοινωνιών (United Nations Report, 2023). Η διεθνής επιστημονική κοινότητα επισημαίνει την ανάγκη μηδενισμού των εκπομπών έως τα μέσα του 21ου αιώνα, προκειμένου να περιοριστούν περαιτέρω σοβαρότερες επιπτώσεις της κλιματικής αλλαγής (World Bank, 2022).

Σύμφωνα με την Έκθεση της Παγκόσμιας Τράπεζας για το Κλίμα και την Ανάπτυξη (2022), η ανθρώπινη δραστηριότητα αυξάνει τη συγκέντρωση αερίων του θερμοκηπίου στην ατμόσφαιρα, προκαλώντας την αύξηση της θερμοκρασίας του πλανήτη —το γνωστό "φαινόμενο του θερμοκηπίου". Κατά την περίοδο 1990–2022, οι παγκόσμιες εκπομπές ανά άτομο αυξήθηκαν κατά 8,3%, ενώ οι παγκόσμιες συνολικές εκπομπές αυξήθηκαν κατά 63%. Το ίδιο διάστημα, ο παγκόσμιος πληθυσμός αυξήθηκε κατά 46%, γεγονός που ενισχύει τη συνολική αύξηση των εκπομπών. Η πανδημία COVID19 επέφερε προσωρινή μείωση των συνολικών παγκόσμιων εκπομπών κατά 3,7% το 2020, ωστόσο το 2022 σημειώθηκε νέα αύξηση κατά 1,4% σε σύγκριση με το 2021.

---

<sup>1</sup> United Nations Framework Convention on Climate Change – UNFCCC.

<sup>2</sup> Greenhouse Gas Emissions-GHG: τα πιο σημαντικά είναι CO<sub>2</sub>, CH<sub>4</sub>, N<sub>2</sub>O. Η συμβολή του κάθε αερίου στην αύξηση της θερμοκρασίας είναι διαφορετική, καθώς κάθε τόνος διαφορετικού αερίου έχει διαφορετικό δυναμικό θέρμανσης του πλανήτη. Για παράδειγμα, σε 100 χρόνια, ένας τόνος μεθανίου έχει το ίδιο δυναμικό θέρμανσης με περίπου 30 τόνους διοξειδίου του άνθρακα, ενώ ένα τόνος οξειδίου του αζώτου με περίπου 250-300 τόνους διοξειδίου του άνθρακα. Για τον λόγο αυτό, οι εκπομπές συνήθως εκφράζονται σε ισοδύναμους τόνους διοξειδίου του άνθρακα (CO<sub>2</sub> equivalents ή CO<sub>2</sub>e). Το 2022, το διοξείδιο του άνθρακα (CO<sub>2</sub>) αποτελεί το 71,6% του δυναμικού θέρμανσης του συνόλου των εκπομπών παγκοσμίως, και ακολουθεί το μεθάνιο (CH<sub>4</sub>), το οξείδιο του αζώτου (N<sub>2</sub>O), και τα φθοριούχα αέρια (F-gases), με ποσοστό 21%, 4,8%, και 2,6% αντίστοιχα (Crippa et al., 2023).

Καθώς η ανθρώπινη οικονομική δραστηριότητα αποτελεί τον βασικό μοχλό της υπερθέρμανσης του πλανήτη, της υποβάθμισης της βιοποικιλότητας, και πληθώρας άλλων προβλημάτων (United Nations, 2023), η διεθνής βιβλιογραφία εξετάζει εντατικά τη σχέση μεταξύ της οικονομικής δραστηριότητας και της περιβαλλοντικής υποβάθμισης. Η σχέση αυτή εξετάζεται ευρέως στο πλαίσιο της υπόθεσης της Περιβαλλοντικής Καμπύλης Kuznets (Environmental Kuznets Curve, EKC), σύμφωνα με την οποία, στα αρχικά στάδια μεγέθυνσης μίας οικονομίας η αύξηση του κατά κεφαλήν εισοδήματος οδηγεί σε υποβάθμιση του περιβάλλοντος<sup>3</sup>, ενώ από ένα σημείο και έπειτα η σχέση αντιστρέφεται και η περαιτέρω ανάπτυξη οδηγεί σε μικρότερη περιβαλλοντική υποβάθμιση<sup>4</sup> (Grossman and Krueger, 1995, Dinda, 2004, Leal and Marques, 2022).

Θεσμικοί παράγοντες, όπως και άλλα χαρακτηριστικά της οικονομίας, ενδέχεται να διαμορφώνουν καθοριστικά τη σχέση οικονομικής μεγέθυνσης και ποιότητας του περιβάλλοντος, και επομένως πρέπει να ενσωματώνονται στην εμπειρική ανάλυση (Boyce, 1994, Runar et al., 2017, Wawrzyniak and Dory, 2020, Kumar et al., 2021, Reichel, 2023). Η παρούσα μελέτη εστιάζει σε δύο εξ αυτών: τη διαφθορά και την εισοδηματική ανισότητα, δύο παράγοντες που φαίνεται να συσχετίζονται άμεσα τόσο με τις εκπομπές CO<sub>2</sub> όσο και με την οικονομική και κοινωνική ευημερία (Barro, 1999, Grigoli, 2017, Ugur, 2014).

Η διαφθορά επηρεάζει την ποιότητα του περιβάλλοντος μέσω δύο διαύλων: άμεσα, μέσω του βαθμού αυστηρότητας και εφαρμογής των περιβαλλοντικών ρυθμίσεων, και έμμεσα μέσω της αρνητικής της επίδρασης στην οικονομική δραστηριότητα (Welsch, 2004). Σύμφωνα με τον Δείκτη Αντίληψης της Διαφθοράς (Corruption Perception Index - CPI) για το 2022, το επίπεδο της διαφθοράς παρέμεινε στάσιμο ή επιδεινώθηκε στο 86% των χωρών, κατά την περίοδο 2012–2022, με τον παγκόσμιο μέσο όρο να διατηρείται στις 43 μονάδες<sup>5</sup> (Transparency International).

Η μείωση της εισοδηματικής ανισότητας, ειδικά σε χώρες υψηλού εισοδήματος, δύναται να λειτουργήσει συμπληρωματικά στην προσπάθεια για μείωση των ανθρωπογενών αρνητικών περιβαλλοντικών επιπτώσεων, καθώς η δικαιότερη κατανομή του εισοδήματος μπορεί να ενισχύσει τη ζήτηση για καθαρότερο περιβάλλον (Boyce, 1994, Torras & Boyce, 1998, Magnani, 2000).

Οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες εστιάζουν σε αναπτυσσόμενες και αναδυόμενες οικονομίες, οι οποίες εμφανίζουν αυξημένη κατά κεφαλήν ρύπανση, αλλά δεν έχουν φτάσει ακόμη στο σημείο αναστροφής της EKC. Ωστόσο, θεωρείται ότι τα επίπεδα ρύπανσης δεν έχουν φτάσει στο ανώτερο σημείο ούτε στις χώρες υψηλού και ανώτερου εισοδήματος (Arminen & Menegaki, 2019). Επίσης, μεγάλο μέρος της σχετικής έρευνας υλοποιείται στο πλαίσιο ομαδοποιημένων χωρών (panels), με αποτέλεσμα να μη λαμβάνονται υπόψη τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των επιμέρους χωρών, κάτι το οποίο θα μπορούσε να αποφευχθεί αν κάθε χώρα εξετάζοταν μεμονωμένα.

---

<sup>3</sup> Η υποβάθμιση του περιβάλλοντος μετριέται συνήθως ως αύξηση των κατά κεφαλήν αρνητικών επιπτώσεων, είτε των εκπομπών CO<sub>2</sub>, είτε του οικολογικού αποτυπώματος.

<sup>4</sup> Ακόμη και αν επιβεβαιωθεί η υπόθεση EKC, οι αρνητικές συνέπειες των σημερινών επιπτώσεων στο περιβάλλον δεν παύουν να υφίστανται. Επιπρόσθετα, η αύξηση του πληθυσμού μίας χώρας μπορεί να αυξήσει τις συνολικές περιβαλλοντικές επιπτώσεις, ακόμη και αν οι κατά κεφαλήν εκπομπές παραμένουν σταθερές.

<sup>5</sup> Ο δείκτης Αντίληψης της Διαφθοράς (CPI), παρακολουθεί 180 χώρες, τις οποίες βαθμολογεί σε κλίμακα από 0 (υψηλή διαφθορά) έως 100 (καθόλου διαφθορά), με βάση την αντίληψη για τη διαφθορά στον δημόσιο τομέα.

Η παρούσα έρευνα εστιάζει στην περίπτωση της Ελλάδας, η οποία παρότι κατατάσσεται στις ανεπτυγμένες οικονομίες, έχει μελετηθεί μόνο ως μέλος γεωγραφικών ή οικονομικών ομάδων (Acaravci & Ozturk, 2010; Georgescu et al., 2024), γεγονός που δεν επιτρέπει την ενσωμάτωση των ιδιομορφιών της. Η Ελλάδα υπέστη βαθύτατη ύφεση την περίοδο 2008–2016, ως απόρροια της παγκόσμιας χρηματοοικονομικής κρίσης και της κρίσης χρέους. Παρά τις προσπάθειες ανάκαμψης, η χώρα αντιμετωπίζει προκλήσεις θεσμικού χαρακτήρα, όπως διαφθορά και υψηλή εισοδηματική ανισότητα, ενώ η γεωγραφική της ιδιαιτερότητα την καθιστά ευάλωτη στις συνέπειες της κλιματικής αλλαγής (IMF, 2022, Economides et al., 2018). Ο τουρισμός, που συνεισφέρει περίπου το 25% του ΑΕΠ, βασίζεται σε παραθαλάσσιες υποδομές που κινδυνεύουν από πλημμύρες, άνοδο της στάθμης των υδάτων και δασικές πυρκαγιές (OECD, 2023).

Σε αυτό το πλαίσιο, η παρούσα μελέτη διερευνά την αιτιώδη επίδραση (α) της διαφθοράς, (β) της εισοδηματικής ανισότητας και (γ) της οικονομικής μεγέθυνσης στις εκπομπές CO<sub>2</sub> στην Ελλάδα. Συγκεκριμένα, αναλύονται τόσο οι μακροχρόνιες συμμετρικές όσο και οι βραχυχρόνιες δυναμικές, μέσω της εφαρμογής του υποδείγματος ARDL (Autoregressive Distributed Lag) και εξετάζεται η αιτιότητα κατά Granger για τον προσδιορισμό της κατεύθυνσης των σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών.

Η διάρθρωση της μελέτης έχει ως εξής: η ενότητα 2 παρουσιάζει τη σχετική βιβλιογραφία, ενώ η ενότητα 3 αναλύει την εξέλιξη των υπό εξέταση μεταβλητών στην Ελλάδα. Στην ενότητα 4 περιγράφονται τα δεδομένα και η μεθοδολογία, ενώ στην ενότητα 5 παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα. Η ενότητα 6 εστιάζει στη σύνθεση των συμπερασμάτων και των προτεινόμενων πολιτικών.

## 2. Βιβλιογραφική ανασκόπηση

### 2.1 Διαφθορά και περιβάλλον

Η σχέση μεταξύ διαφθοράς και περιβαλλοντικής υποβάθμισης δεν έχει ακόμα διερευνηθεί επαρκώς και οι σχετικές μελέτες εστιάζουν κυρίως στις κατά κεφαλήν εκπομπές CO<sub>2</sub>. Ωστόσο, η υπάρχουσα βιβλιογραφία επιβεβαιώνει ότι η διαφθορά ασκεί σημαντικές και πολυδιάστατες επιδράσεις στην οικονομία, οι οποίες επηρεάζουν άμεσα και έμμεσα την περιβαλλοντική υποβάθμιση.

Οι άμεσες επιδράσεις της διαφθοράς συνδέονται κυρίως με την αποδυνάμωση του θεσμικού πλαισίου περιβαλλοντικής προστασίας. Η χαλάρωση ή μη εφαρμογή των περιβαλλοντικών κανονισμών αποτελεί χαρακτηριστικό παράδειγμα, καθώς υπονομεύει την αποτελεσματικότητα των πολιτικών προστασίας του περιβάλλοντος (Arminen & Menegaki, 2019). Επιπλέον, η διαφθορά δύναται να στρεβλώσει τις κρατικές πολιτικές, όταν οι πολιτικοί και διοικητικοί φορείς προτάσσουν ιδιοτελή συμφέροντα εις βάρος της κοινωνικής ευημερίας, οδηγώντας σε επιλογές που επιβαρύνουν το περιβάλλον (Sekrafi & Sghaier, 2018a). Η παροχή επιδοτήσεων, φορολογικών ελαφρύνσεων ή άλλων προνομίων σε ρυπογόνους τομείς της οικονομίας αποτελεί μία ακόμα πτυχή της άμεσης αρνητικής επίδρασης της διαφθοράς στο περιβάλλον (Cole, 2007, Hassaballa, 2015, Tawiah et al., 2023).

Οι έμμεσες επιδράσεις εντοπίζονται μέσω της επίδρασης της διαφθοράς στην οικονομική μεγέθυνση. Συγκεκριμένα, η διαφθορά μειώνει την αποτελεσματικότητα των επενδύσεων και την αποδοτικότητα των δημοσίων δαπανών, οδηγώντας σε βραδύτερους ρυθμούς οικονομικής μεγέθυνσης (Spyromitros & Panagiotidis, 2022) και μειώνοντας με αυτόν τον τρόπο έμμεσα τις περιβαλλοντικές πιέσεις.

Ο Cole (2007), εξετάζοντας δείγμα 94 χωρών για την περίοδο 1987–2000, και διακρίνοντας τις επιδράσεις σε άμεσες και έμμεσες, βρίσκει πως η διαφθορά αυξάνει άμεσα τις κατά κεφαλήν εκπομπές CO<sub>2</sub> και διοξειδίου του θείου (SO<sub>2</sub>), ενώ υπάρχει περίπτωση η έμμεση επίδραση να υπερισχύσει. Στις χώρες με μεσαία εισοδήματα, η επιβράδυνση της οικονομικής μεγέθυνσης, το έμμεσο αποτέλεσμα, μπορεί να υπερισχύσει του άμεσου, οδηγώντας τελικά σε μείωση των εκπομπών.

Αντίστοιχα οι Wawrzyniak & Doryń (2020), σε ανάλυση 93 αναδυόμενων και αναπτυσσόμενων οικονομιών την περίοδο 1995–2014, διαπιστώνουν ότι η βελτίωση της ποιότητας των θεσμών λειτουργεί ως ρυθμιστικός παράγοντας μεταξύ οικονομικής μεγέθυνσης και των κατά κεφαλήν εκπομπών CO<sub>2</sub>. Το άμεσο αποτέλεσμα της βελτίωσης των θεσμών υπερισχύει του έμμεσου αποτελέσματος, δηλαδή η βελτίωση στην ποιότητα των θεσμών μπορεί να μειώσει την αρνητική περιβαλλοντική επίπτωση της οικονομικής μεγέθυνσης.

Στο ίδιο πλαίσιο, οι Zhang et al. (2016) βρίσκουν ότι στις χώρες της Οικονομικής Συνεργασίας Ασίας - Ειρηνικού (APEC), την περίοδο 1992–2012, η διαφθορά οδηγεί σε αύξηση των κατά κεφαλήν εκπομπών CO<sub>2</sub>, με την ένταση της επίδρασης να διαφοροποιείται ανάλογα με το επίπεδο του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Παρόμοια, οι Sahli & Rejeb (2015), εξετάζοντας τις χώρες της Μέσης Ανατολής και της Βόρειας Αφρικής για την περίοδο 1996–2013, βρίσκουν ότι η διαφθορά επιδρά αρνητικά στο ΑΕΠ και αυξάνει τις κατά κεφαλήν εκπομπές CO<sub>2</sub>. Η μελέτη των Burakov & Bass (2019) για τη Ρωσία, την περίοδο 1996–2018, καταλήγει στο συμπέρασμα ότι ενώ η αύξηση της διαφθοράς προκαλεί αύξηση των κατά κεφαλήν εκπομπών CO<sub>2</sub> τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια, η μείωση της διαφθοράς δεν οδηγεί αντίστοιχα σε μείωση των εκπομπών.

Οι Sekrafi & Sghaier (2018b) εξετάζουν πάνελ 13 χωρών της περιοχής Μέσης Ανατολής και της Βόρειας Αφρικής (MENA), την περίοδο 1984–2012, και επισημαίνουν ότι ο περιορισμός της διαφθοράς επηρεάζει άμεσα την κατανάλωση ενέργειας, την οικονομική μεγέθυνση και την ποιότητα του περιβάλλοντος. Ωστόσο, διαπιστώνουν και έμμεσες σχέσεις: η διαφθορά επηρεάζει την οικονομική μεγέθυνση μέσω της κατανάλωσης ενέργειας και των εκπομπών CO<sub>2</sub>, την περιβαλλοντική ποιότητα μέσω της οικονομικής μεγέθυνσης, και την κατανάλωση ενέργειας μέσω των εκπομπών CO<sub>2</sub> και της οικονομικής μεγέθυνσης. Σε άλλη μελέτη των Sekrafi & Sghaier (2018a) για την Τυνησία, διαπιστώνεται ότι παρόλο που η μείωση της διαφθοράς συμβάλει στη μείωση των εκπομπών CO<sub>2</sub>, η ταυτόχρονη οικονομική μεγέθυνση μπορεί να εξουδετερώσει αυτό το όφελος.

Πέρα από τις εκπομπές CO<sub>2</sub> υπάρχουν μελέτες που εξετάζουν τη σχέση διαφθοράς–περιβάλλοντος χρησιμοποιώντας ευρύτερους δείκτες περιβαλλοντικής επίπτωσης. Οι Lisciandra & Migliardo (2017), χρησιμοποιώντας τον Δείκτη Περιβαλλοντικών Επιδόσεων (Environmental Performance Index – EPI), σε δείγμα 153 χωρών για την περίοδο 2002–2012, διαπιστώνουν ότι η διαφθορά επηρεάζει αρνητικά την συνολική περιβαλλοντική επίδοση, χωρίς ωστόσο να λαμβάνεται υπόψη η αύξηση του πληθυσμού. Οι Tawiah et al. (2023) χρησιμοποιούν τον Δείκτη Παραγωγικότητας του Περιβάλλοντος και των Πόρων (Environmental and Resource Productivity Indicator) και καταλήγουν σε παρόμοια αποτελέσματα, ακόμα και όταν ενσωματώνεται η επίδραση του πληθυσμού. Τέλος, οι Zhou et al. (2020), με τη χρήση του δείκτη αέριων ρύπων PM<sub>2.5</sub>, διαπιστώνουν ότι η εκστρατεία

κατά της διαφθοράς στην Κίνα το 2013 είχε ως αποτέλεσμα τη μείωση της ατμοσφαιρικής ρύπανσης κατά περίπου 20%.

Οι παραπάνω μελέτες καταδεικνύουν ότι η διαφθορά επιδρά πολυεπίπεδα και με σύνθετους μηχανισμούς στην περιβαλλοντική υποβάθμιση, επιβεβαιώνοντας την ανάγκη για περαιτέρω εμπειρική διερεύνηση των αιτιακών σχέσεων.

## 2.2 Οικονομική μεγέθυνση και περιβάλλον

Η σχέση μεταξύ οικονομικής μεγέθυνσης και περιβαλλοντικής υποβάθμισης έχει διερευνηθεί εκτενώς στο πλαίσιο της ΕΚC, η οποία περιγράφει τη σχέση μεταξύ κατά κεφαλήν ΑΕΠ και κατά κεφαλήν ρύπανσης ως μια αντεστραμμένη καμπύλη U: στα πρώτα στάδια οικονομικής μεγέθυνσης, η αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ συνοδεύεται από εντατικότερη χρήση φυσικών πόρων και αυξημένη περιβαλλοντική επιβάρυνση. Ωστόσο, μετά από ένα σημείο καμπής, η περαιτέρω οικονομική μεγέθυνση οδηγεί σε μείωση των κατά κεφαλήν ρύπων, καθώς βελτιώνονται οι τεχνολογίες, μεγαλώνει η περιβαλλοντική ευαισθητοποίηση και εντείνονται οι ρυθμιστικές παρεμβάσεις.

Παρά την ευρεία χρήση της ΕΚC, τα εμπειρικά ευρήματα παραμένουν αντικρουόμενα και δεν υπάρχει συναίνεση στη βιβλιογραφία ως προς την καθολική της ισχύ (Stern, 2004, Altıntaş and Kassouri, 2020, AlKhars et al., 2022, Naveed et al., 2022). Ορισμένες μελέτες επιβεβαιώνουν την ύπαρξη της ΕΚC (π.χ. Dasgupta et al., 2002, Baloch et al., 2018, Villanthenkodath and Arakkal, 2020, Khan et al., 2022), ενώ άλλες διαπιστώνουν μια απλή θετική γραμμική συσχέτιση μεταξύ μεγέθυνσης και ρύπανσης χωρίς ενδείξεις αντιστροφής της τάσης (Ali et al., 2017, Hasanov et al., 2019, Minlah and Zhang, 2021). Επιπλέον, κάποιες μελέτες καταγράφουν την εμφάνιση δεύτερου σημείου καμπής σε πολύ υψηλά επίπεδα εισοδήματος, γεγονός που οδηγεί σε καμπύλη με σχήμα N, αντί για την κλασική αντεστραμμένη U, υποδεικνύοντας ότι η ρύπανση μπορεί να αυξάνεται ξανά σε πολύ ανεπτυγμένες οικονομίες (Wang et al., 2024).

Σε πολλές εμπειρικές μελέτες που βασίζονται σε πάνελ χωρών, η υπόθεση της καμπύλης ΕΚC φαίνεται ότι δεν ισχύει για όλες τις χώρες (Acaravci and Ozturk, 2010). Επιπλέον, η ύπαρξη της ΕΚC ή το σημείο καμπής της φαίνεται να εξαρτάται από κρίσιμους παράγοντες, όπως η τεχνολογική πρόοδος και η χρήση ανανεώσιμων πηγών ενέργειας (ΑΠΕ). Ενδεικτικά, οι Al-Mulali et al. (2016) μελετώντας επτά μεγάλες γεωγραφικές περιοχές, για την περίοδο 1980–2010, επιβεβαιώνουν την ύπαρξη ΕΚC σε πέντε από αυτές. Αντίθετα, στην Υποσαχάρια Αφρική και στις χώρες της Μέσης Ανατολής και Βόρειας Αφρικής, όπου η διείσδυση των ΑΠΕ παραμένει περιορισμένη και τα ορυκτά καύσιμα συνεχίζουν να κυριαρχούν στο ενεργειακό μείγμα, η ΕΚC δεν τεκμηριώνεται.

Παρότι η υπόθεση της ΕΚC προσφέρει ένα χρήσιμο θεωρητικό πλαίσιο για τη μελέτη της σχέσης οικονομίας – περιβάλλοντος, η πληθώρα των αντικρουόμενων εμπειρικών αποτελεσμάτων καταδεικνύει την ανάγκη εμπλουτισμού της με επιπλέον προσδιοριστικούς παράγοντες (Rahman et al., 2021). Για παράδειγμα, η ΕΚC δεν λαμβάνει υπόψη το διεθνές εμπόριο το οποίο στρεβλώνει τη σύνδεση μεταξύ κατανάλωσης και περιβαλλοντικών επιπτώσεων, με αποτέλεσμα ανεπτυγμένες χώρες να εμφανίζουν χαμηλές εκπομπές λόγω εξαγωγής ρυπογόνων δραστηριοτήτων, ενώ η κατανάλωσή τους έχει υψηλό περιβαλλοντικό αποτύπωμα. Το αντίστροφο ισχύει για αναπτυσσόμενες χώρες που παράγουν ρυπογόνα αγαθά για εξαγωγή (Leal & Marques, 2022).

Πλέον, το ενδιαφέρον της ακαδημαϊκής κοινότητας έχει στραφεί στον εντοπισμό εκείνων των παραγόντων που μπορούν να συμβάλουν στη μείωση της περιβαλλοντικής υποβάθμισης χωρίς να θυσιάζεται η οικονομική ευημερία. Η οικονομική μεγέθυνση αποτελεί βασική συνιστώσα στην ανάλυση της ανθρώπινης επίδρασης στο περιβάλλον, καθώς συνοδεύεται συνήθως από αυξημένη κατανάλωση ενέργειας και κατ' επέκταση από υψηλότερες εκπομπές αέριων ρύπων.

Σύμφωνα με τους Yang et al. (2022), τόσο η εντατικοποίηση της εκμετάλλευσης φυσικών πόρων όσο και η αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ, επιδεινώνουν το οικολογικό αποτύπωμα, ενώ αντίθετα, η ενίσχυση της χρήσης ΑΠΕ συμβάλει στη μείωσή του. Οι Hasanov et al. (2019) δείχνουν ότι στο Καζακστάν η οικονομική μεγέθυνση οδηγεί σε αύξηση των εκπομπών CO<sub>2</sub>, με την εισοδηματική ελαστικότητα των εκπομπών να προσεγγίζει τη μονάδα.

Αντίστοιχα ευρήματα παρουσιάζουν οι Georgescu et al. (2024), οι οποίοι εξετάζουν τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ εκπομπών CO<sub>2</sub>, ΑΕΠ, αστικοποίησης και χρήσης ΑΠΕ σε χώρες της Σκανδιναβίας και της Νοτιοανατολικής Ευρώπης, συμπεριλαμβανομένης της Ελλάδας. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι, ανεξαρτήτως γεωγραφικής περιοχής, η αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ συνοδεύεται από αύξηση των κατά κεφαλήν εκπομπών CO<sub>2</sub>. Παρόμοια είναι τα ευρήματα των Onofrei et al. (2022), οι οποίοι αναλύουν τη δυναμική σχέση μεταξύ κατά κεφαλήν ΑΕΠ και εκπομπών CO<sub>2</sub> σε ευρωπαϊκά κράτη. Σύμφωνα με τη μελέτη τους, η αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ ασκεί σημαντική μακροχρόνια επίδραση στις κατά κεφαλήν εκπομπές CO<sub>2</sub>, ωστόσο υπογραμμίζεται ότι η οικονομική μεγέθυνση μπορεί να επιτευχθεί χωρίς περαιτέρω περιβαλλοντική υποβάθμιση, υπό την προϋπόθεση ότι υιοθετούνται κατάλληλες περιβαλλοντικές πολιτικές.

Στο πλαίσιο της σύγχρονης συζήτησης για τη βιωσιμότητα, διατυπώνεται πλέον η άποψη ότι η συνολική περιβαλλοντική επιβάρυνση από την οικονομική δραστηριότητα έχει ήδη υπερβεί τα ασφαλή όρια του πλανήτη. Η επιστημονική κοινότητα εκφράζει πλέον αμφιβολίες σχετικά με το κατά πόσο είναι βιώσιμη η περαιτέρω οικονομική μεγέθυνση (Rockström et al., 2023), ενώ παράλληλα πληθαίνουν οι φωνές που υποστηρίζουν ότι η διατήρηση του υφιστάμενου τρόπου μεγέθυνσης ενδέχεται να απειλήσει μακροπρόθεσμα την επιβίωση της ανθρωπότητας (Lianos & Pseiridis, 2016, 2021, Daly, 2019, Rees, 2023). Συνεπώς, ακόμη και εάν οι κατά κεφαλήν περιβαλλοντικές επιπτώσεις μειώνονται σε υψηλότερα επίπεδα εισοδήματος, όπως υποστηρίζει η ΕΚΚ, αυτό δεν σημαίνει απαραίτητα ότι η συνολική οικονομική μεγέθυνση μπορεί να συνεχιστεί χωρίς περαιτέρω επιβάρυνση του περιβάλλοντος.

## 2.3 Εισοδηματική ανισότητα και περιβάλλον

Η διεθνής βιβλιογραφία αναδεικνύει την ύπαρξη ισχυρής συσχέτισης μεταξύ εισοδηματικής ανισότητας και περιβαλλοντικής υποβάθμισης. Ωστόσο, παραμένει ανοικτό το ερώτημα αν η εισοδηματική ανισότητα επιδεινώνει ή αντίθετα περιορίζει την περιβαλλοντική υποβάθμιση, καθώς δεν έχει ακόμα διαμορφωθεί ευρεία ερευνητική συναίνεση (βλ. Berthe & Elie, 2015, για σχετική επισκόπηση). Η αβεβαιότητα αυτή οφείλεται, εν μέρει, στη δυσκολία απομόνωσης και ερμηνείας των πολυάριθμων παραγόντων που επηρεάζουν τόσο την εισοδηματική ανισότητα όσο και τα περιβαλλοντικά μεγέθη (Drupp et al., 2024).

Μια βασική προσέγγιση υποστηρίζει ότι η εισοδηματική ανισότητα επιδεινώνει την περιβαλλοντική υποβάθμιση και η βιώσιμη ανάπτυξη μπορεί να επιτευχθεί μόνο όταν

συνοδεύεται από περιβαλλοντική προστασία και μια πιο ισόρροπη κατανομή του εισοδήματος (Khan et al., 2022). Ενδεικτικά, οι Boyce (1994) και οι Torras & Boyce (1998) υποστηρίζουν ότι η αύξηση της εισοδηματικής ανισότητας συμβάλει στην αύξηση εκπομπών CO<sub>2</sub>, καθώς η ποιότητα του περιβάλλοντος, ως δημόσιο αγαθό, δεν προστατεύεται αποτελεσματικά από την αγορά. Το πρόβλημα εντείνεται όταν η οικονομική ισχύς συγκεντρώνεται στα χέρια μίας μειοψηφίας, η οποία έχει περιορισμένα κίνητρα να επενδύσει στην προστασία του περιβάλλοντος. Παράλληλα, οι Baiocchi et al. (2010) επισημαίνουν ότι τα νοικοκυριά με υψηλότερα εισοδήματα επιδεικνύουν μια πιο επιβαρυντική για το περιβάλλον καταναλωτική συμπεριφορά, γεγονός που ενισχύει το επιχειρήμα ότι η μείωση της εισοδηματικής ανισότητας μπορεί να λειτουργήσει θετικά για την προστασία του περιβάλλοντος.

Εμπειρικά δεδομένα ενισχύουν αυτή την άποψη, όπως για παράδειγμα η μελέτη των Baloch et al. (2018) στο Πακιστάν, την περίοδο 1966–2011, οι οποίοι εντοπίζουν μία θετική συσχέτιση μεταξύ εισοδηματικής ανισότητας και εκπομπών CO<sub>2</sub>, τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μακροπρόθεσμα. Σε παρόμοια ευρήματα καταλήγουν και άλλοι ερευνητές που μελέτησαν αναπτυσσόμενες χώρες (Ekeocha, 2021; Yang et al., 2022). Αντίστοιχα, ο Andersson (2023) αναλύοντας δεδομένα για τις Η.Π.Α., την περίοδο 1929–2019, διαπιστώνει ότι ο περιορισμός της εισοδηματικής ανισότητας συνοδεύεται από μείωση των αέριων ρύπων, ενώ η διεύρυνσή της επιτείνει την περιβαλλοντική επιβάρυνση.

Ωστόσο, στη διεθνή βιβλιογραφία υπάρχουν εμπειρικά ευρήματα που δείχνουν ότι η εισοδηματική ανισότητα μπορεί να συνδέεται και με χαμηλότερη κατά κεφαλήν περιβαλλοντική επιβάρυνση. Οι Scruggs (1998) και Heerink et al. (2001) υποστηρίζουν ότι τα άτομα με υψηλότερα εισοδήματα διαθέτουν τόσο την οικονομική δυνατότητα όσο και την απαιτούμενη περιβαλλοντική ευαισθησία ώστε να στηρίξουν αυστηρότερες περιβαλλοντικές ρυθμίσεις. Σε παρόμοια εμπειρικά ευρήματα καταλήγει και η μελέτη του Ali (2023) για χώρες μεσαίου εισοδήματος. Παράλληλα, η μελέτη των Demir et al. (2019) για την Τουρκία καταγράφει αρνητική συσχέτιση μεταξύ εισοδηματικής ανισότητας και εκπομπών CO<sub>2</sub> για την περίοδο 1963–2011, δείχνοντας ότι η αύξηση της εισοδηματικής ανισότητας συνοδεύεται από μείωση των εκπομπών CO<sub>2</sub>.

Μία άλλη προσέγγιση στη διεθνή βιβλιογραφία αναδεικνύει ότι η φύση της σχέσης μεταξύ εισοδηματικής ανισότητας και περιβαλλοντικής επιβάρυνσης διαφοροποιείται ανάλογα με το επίπεδο του κατά κεφαλήν εισοδήματος μιας χώρας. Οι Grunewald et al. (2017) δείχνουν ότι, σε χώρες υψηλού εισοδήματος, η μείωση της εισοδηματικής ανισότητας συνδέεται με αύξηση της περιβαλλοντικής επιβάρυνσης. Αντίθετα, σε χώρες χαμηλού και μεσαίου εισοδήματος, η εισοδηματική ανισότητα σχετίζεται με χαμηλότερες εκπομπές CO<sub>2</sub>. Αυτή η διαφοροποίηση ερμηνεύεται από το γεγονός ότι στις φτωχότερες χώρες μεγάλο μέρος του πληθυσμού διαβιώνει σε συνθήκες εκτός της «οικονομίας του άνθρακα», ενώ τα ανώτερα εισοδηματικά στρώματα εμφανίζουν χαμηλότερη οριακή ροπή για εκπομπές σε σύγκριση με τα μεσαία, τα οποία αρχίζουν να ενσωματώνονται σε πιο ενεργοβόρες καταναλωτικές πρακτικές.

Παρόμοια ευρήματα παρουσιάζουν οι Rojas-Vallejos & Lastuka (2020), οι οποίοι αναλύουν δεδομένα από ένα ευρύ φάσμα χωρών από όλες τις εισοδηματικές κατηγορίες της Παγκόσμιας Τράπεζας, για την περίοδο 1961–2010, και εντοπίζουν γενικά μία αρνητική σχέση μεταξύ ανισότητας και περιβαλλοντικής επιβάρυνσης. Ωστόσο, επισημαίνουν ότι αυτή η συσχέτιση παραμένει έντονα αρνητική μόνο μέχρι το επίπεδο των 15.000\$ κατά κεφαλήν ΑΕΠ (σε σταθερές τιμές του 2011). Πέρα από αυτό το όριο, η σχέση αντιστρέφεται και γίνεται ελαφρώς θετική.

Τέλος, υπάρχουν και μελέτες που δεν εντοπίζουν συστηματική συσχέτιση μεταξύ εισοδηματικής ανισότητας και περιβαλλοντικής υποβάθμισης. Οι Khan & Yahong (2021) εξετάζοντας την περίπτωση του Πακιστάν, την περίοδο 1971–2015, δεν εντοπίζουν κάποια βραχυχρόνια συσχέτιση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Αντίστοιχα, οι Burakov & Bass (2019) διαπιστώνουν ότι στη Ρωσία η εισοδηματική ανισότητα δεν αποτελεί στατιστικά σημαντικό παράγοντα για την υποβάθμιση του περιβάλλοντος.

Η μείωση της εισοδηματικής ανισότητας αποτελεί διαχρονικό κοινωνικό στόχο. Ωστόσο, η επίδρασή της στην περιβαλλοντική υποβάθμιση είναι καθοριστικής σημασίας για τον σχεδιασμό αποτελεσματικών πολιτικών. Αν η εισοδηματική ανισότητα αυξάνει την περιβαλλοντική υποβάθμιση, τότε η μείωσή της είναι διπλά ωφέλιμη, καθώς ενισχύει τόσο την κοινωνική δικαιοσύνη όσο και την περιβαλλοντική βιωσιμότητα. Αντίθετα, αν η εισοδηματική ανισότητα μειώνει την περιβαλλοντική υποβάθμιση, τότε οι περιβαλλοντικές πολιτικές οφείλουν να σχεδιάζονται έτσι ώστε τα θετικά τους αποτελέσματα να αντισταθμίζουν τις αρνητικές επιπτώσεις που συνεπάγεται η μείωση της ανισότητας. Η κατανόηση της σχέσης εισοδηματικής ανισότητας – περιβάλλοντος είναι απαραίτητη σε επίπεδο χωρών για τη διαμόρφωση πολιτικών που να προάγουν τόσο την κοινωνική όσο και την περιβαλλοντική βιωσιμότητα.

### 3. Ανάλυση των μεγεθών στην Ελλάδα

Η Ελλάδα, ως κράτος-μέλος της ΕΕ, έχει κυρώσει τη Συμφωνία του Παρισιού και συμμετέχει στις ετήσιες διασκέψεις των Ηνωμένων Εθνών<sup>6</sup> για το κλίμα. Σύμφωνα με τον Διεθνή Οργανισμό Ενέργειας (IEA), η χώρα έχει σημειώσει σημαντική πρόοδο στη μείωση της εξάρτησής της από τον λιγνίτη. Παράλληλα, οι ανανεώσιμες πηγές ενέργειας καλύπτουν πλέον το 20% της συνολικής ενεργειακής κατανάλωσης. Η πτώση της ζήτησης για ενέργεια έχει επίσης συμβάλει στη μείωση των εκπομπών αερίων του θερμοκηπίου, αν και αυτό αποδίδεται σε μεγάλο βαθμό στην παρατεταμένη οικονομική κρίση (2009–2017) και στην πανδημία COVID19 (IMF, 2022).

Οι εκπομπές αερίων του θερμοκηπίου από τα κράτη της ΕΕ αντιστοιχούν στο 6,7% των παγκόσμιων εκπομπών, ενώ για το 2022 οι κατά κεφαλήν εκπομπές CO<sub>2</sub> ανήλθαν στους 6,32 τόνους/άτομο, έναντι 9,03 τόνων/άτομο το 1990. Η Ελλάδα, το 2022, συγκαταλέγεται μεταξύ των χωρών της ΕΕ με τη μεγαλύτερη αύξηση κατά κεφαλήν εκπομπών 3,4% σε σχέση με το 2021 (6,88 έναντι 5,14 τόνου/άτομο) (Crippa et al., 2023).

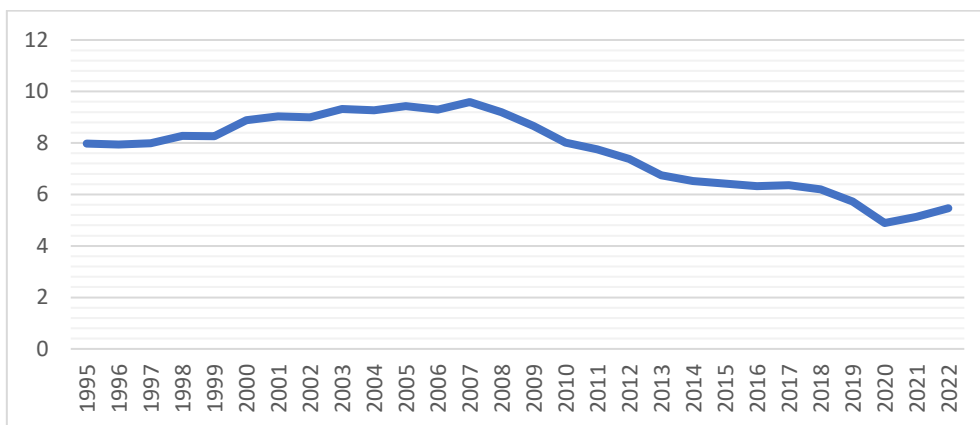
Παρά την πρόοδο που έχει σημειώσει η Ελλάδα στον περιορισμό των περιβαλλοντικών της επιπτώσεων, οι προκλήσεις παραμένουν σημαντικές. Οι συνολικές εκπομπές CO<sub>2</sub> της χώρας μειώθηκαν από 82,3 εκατομμύρια τόνους το 2010 σε 72,1 εκατομμύρια τόνους το 2022 (Eurostat, 2023), αλλά το ενεργειακό μείγμα εξακολουθεί να βασίζεται σε μεγάλο βαθμό στον άνθρακα. Το κόστος προσαρμογής στην κλιματική αλλαγή εκτιμάται σε 1,5% του ΑΕΠ ετησίως για την περίοδο 2025–2050, με το σωρευτικό κόστος να εκτιμάται στα 123 δις ευρώ (σε τιμές του 2008) έως το 2100 (Bank of Greece, 2016). Τα ακραία καιρικά φαινόμενα, που εντείνονται λόγω της υπερθέρμανσης του πλανήτη, καθιστούν τη χώρα

---

<sup>6</sup> [www.consilium.europa.eu/en/policies/paris-agreement-climate](http://www.consilium.europa.eu/en/policies/paris-agreement-climate). Επικεφαλής της αντιπροσωπείας της ΕΕ είναι η Ευρωπαϊκή Επιτροπή και η Προεδρία του Συμβουλίου.

ιδιαίτερα ευάλωτη, κυρίως λόγω της εκτεταμένης ακτογραμμής της που είναι η τρίτη μεγαλύτερη στην Ευρώπη (IEA, 2023).

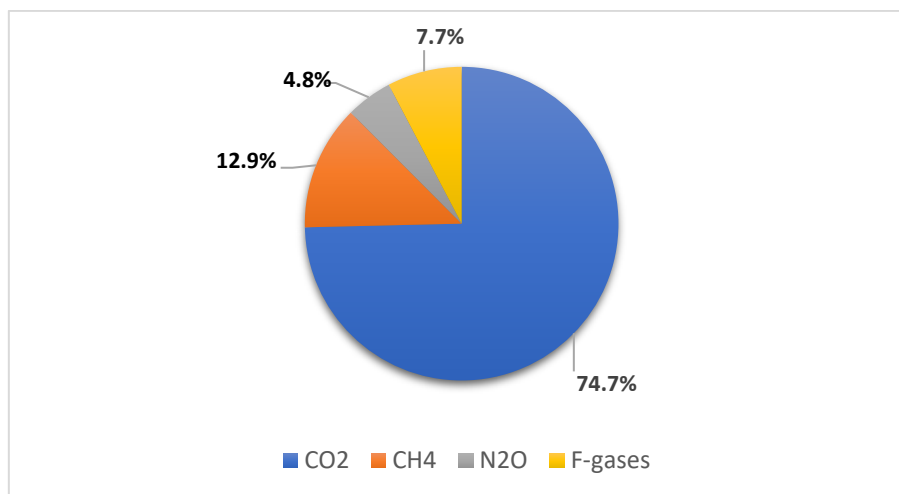
**Γράφημα 1:** Εκπομπές CO<sub>2</sub> (σε τόνους/άτομο), Ελλάδα, 1995–2022<sup>7</sup>



Πηγή: World Bank, World Development indicators

Η κύρια πηγή εκπομπών αερίων του θερμοκηπίου στην Ελλάδα είναι η χρήση ορυκτών καυσίμων για την παραγωγή ενέργειας και τις μεταφορές. Όπως και σε παγκόσμιο επίπεδο, οι εκπομπές CO<sub>2</sub> αντιπροσωπεύουν το μεγαλύτερο ποσοστό των συνολικών εκπομπών. Το 2022, το CO<sub>2</sub> αντιστοιχούσε στο 74,7% των εκπομπών (Γράφημα 2), ενώ το μεθάνιο CH<sub>4</sub> ακολουθούσε με 12,9% (Crippa et al., 2023).

**Γράφημα 2:** Σύνθεση αερίων θερμοκηπίου στην Ελλάδα, 2022



Πηγή: Crippa et al. (2023)

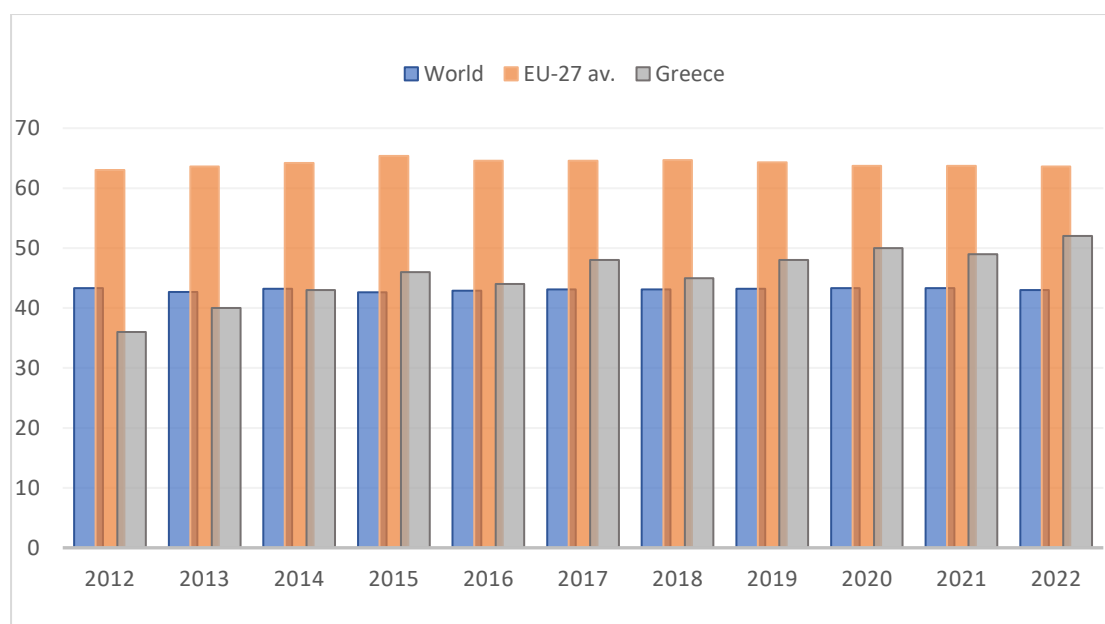
<sup>7</sup> Στα γραφήματα και στους πίνακες το διακριτικό των δεκαδικών ψηφίων που χρησιμοποιείται είναι η τελεία (.) αντί του κόμματος, ακολουθώντας την αγγλόφωνη βιβλιογραφία.

Οι εκπομπές CO<sub>2</sub> αποτελούν συνολικό δείκτη περιβαλλοντικής πίεσης, καθώς αντανάκλουν την κατανάλωση ενέργειας και τη σχετική οικονομική δραστηριότητα (Galli et al., 2012). Συνεπώς, επιλέγονται στην παρούσα μελέτη ως δείκτης περιβαλλοντικής επίπτωσης.

Η διαφθορά ορίζεται ως «η κατάχρηση της εξουσίας για ιδιωτικό όφελος» (Transparency International). Ο CPI αξιολογεί σε ετήσια βάση 180 χώρες σε κλίμακα 0 (υψηλή διαφθορά) έως 100 (καθόλου διαφθορά), στηριζόμενος στις αντιλήψεις εμπειρογνομόνων και διεθνών οργανισμών για το μέγεθος της διαφθοράς στον δημόσιο τομέα. Ο Δείκτης χρησιμοποιείται ευρέως στη διεθνή βιβλιογραφία για τη μελέτη του φαινομένου της διαφθοράς και της σύνδεσής της με τις αρνητικές περιβαλλοντικές επιπτώσεις (Burakov & Bass, 2019, Spyromitros & Panagiotidis, 2022). Στην παρούσα μελέτη, ο CPI επιλέγεται ως δείκτης θεσμικής ποιότητας, με αναμενόμενη αρνητική επίδραση στην περιβαλλοντική επίδοση.

Σύμφωνα με τις ετήσιες αναφορές του CPI από το 2012–2022, η Ελλάδα έχει βελτιώσει σημαντικά τη θέση της, από την 94<sup>η</sup> το 2012 στην 51<sup>η</sup> το 2022. Η πρόοδος που σημειώθηκε το 2015 (58<sup>η</sup> θέση) αποδίδεται στην υιοθέτηση πολιτικών κατά της διαφθοράς, αλλά και στους περιορισμούς στην κίνηση κεφαλαίων (capital controls) λόγω οικονομικής κρίσης, που περιόρισαν τη δυνατότητα δωροδοκιών. Ωστόσο, τα έτη 2016 και 2018, παρατηρείται υποχώρηση στην 69<sup>η</sup> θέση. Η βαθμολογία της Ελλάδας παραμένει χαμηλότερη από τον μέσο όρο της ΕΕ και είναι από τις χαμηλότερες μεταξύ των κρατών–μελών (Transparency International).

**Γράφημα 3: Δείκτης Αντίληψης της Διαφθοράς, Ελλάδα, ΕΕ(27), Παγκόσμιος Μ.Ο., 2012–2022**



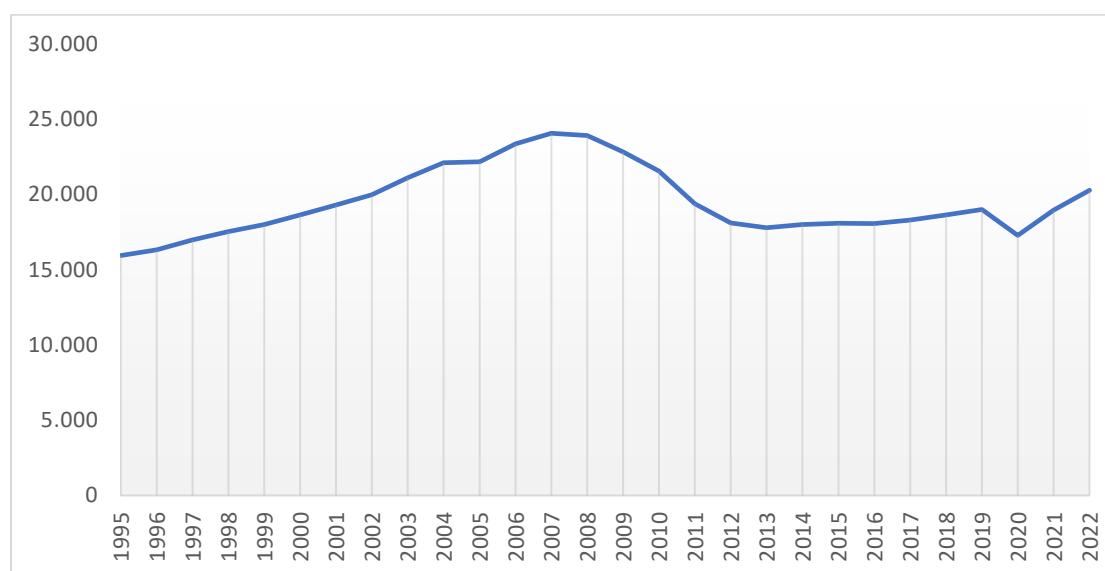
Πηγή: *Transparency International*

Σύμφωνα με τη βιβλιογραφία (Baloch et al., 2018, Khan et al., 2022), η επίδραση της οικονομικής μεγέθυνσης στην περιβαλλοντική υποβάθμιση μιας χώρας εξαρτάται από τη θέση της χώρας στον οικονομικό κύκλο και τις εκάστοτε επικρατούσες οικονομικές συνθήκες κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Η εξέλιξη του κατά κεφαλήν ΑΕΠ στην Ελλάδα, κατά

την περίοδο 1995–2022, αποτυπώνεται στο Γράφημα 4 και εξετάζεται ως προσδιοριστικός παράγοντας των εκπομπών CO<sub>2</sub>.

Η περίοδος 1995–2007 χαρακτηρίζεται από ισχυρή οικονομική μεγέθυνση, κυρίως λόγω της ένταξης της χώρας στην Ευρωζώνη και της εισροής ευρωπαϊκών κονδυλίων, με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ να ξεπερνά τα €24.000 το 2007 (Oltheten et al., 2013). Η παγκόσμια οικονομική κρίση του 2008 ανακόπτει αυτή την πορεία. Τα δομικά προβλήματα της ελληνικής οικονομίας (υψηλά δημοσιονομικά ελλείμματα, δημόσιο χρέος, χαμηλή ανταγωνιστικότητα), οδήγησαν σε δημοσιονομική κρίση και παρατεταμένη ύφεση, με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ να μειώνεται κατά 26% το 2013, σε σχέση με το 2007 (OECD, 2024). Την αναιμική ανάκαμψη της περιόδου 2013–2019 (λόγω της ευρωζωνικής κρίσης χρέους και της συσταλτικής δημοσιονομικής πολιτικής), διαδέχθηκε η πανδημική κρίση, η οποία οδήγησε σε μείωση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ το 2020 σε επίπεδο χαμηλότερο από αυτό του 2013. Η ελληνική οικονομία από το 2021 επανέρχεται σε θετική τροχιά με το κατά κεφαλήν ΑΕΠ να προσεγγίζει τα επίπεδα του 2002.

**Γράφημα 4:** Εξέλιξη κατά κεφαλήν ΑΕΠ στην Ελλάδα 1995–2022  
(σε σταθερά δολάρια ΗΠΑ του 2015)

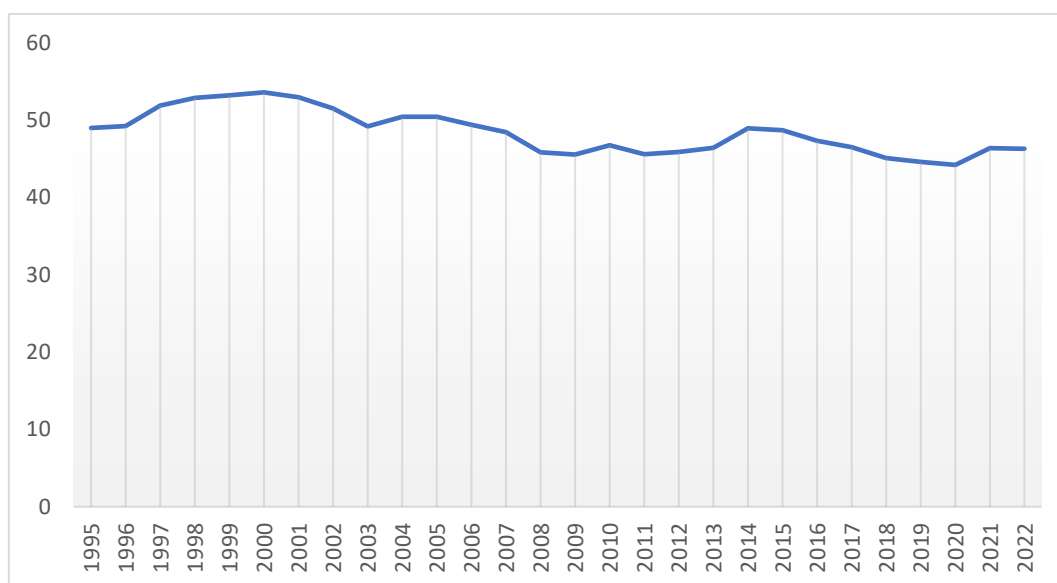


Πηγή: World Bank, World Development Indicators

Η εισοδηματική ανισότητα αποτελεί επίσης βασικό προσδιοριστικό παράγοντα αρνητικών περιβαλλοντικών επιπτώσεων, σύμφωνα με τη βιβλιογραφία (βλέπε π.χ. Magnani, 2000, Torras & Boyce, 1998). Η παρούσα μελέτη για τη μέτρηση της εισοδηματικής ανισότητας χρησιμοποιεί τον συντελεστή Gini, ο οποίος μετρά την απόκλιση της κατανομής εισοδήματος από την απόλυτη ισότητα. Η τιμή κυμαίνεται από 0 (τέλεια ισότητα) έως 1 (πλήρης ανισότητα) (βλέπε π.χ. Hassel, 2023).

Το Γράφημα 5 παρουσιάζει την εξέλιξη της εισοδηματικής ανισότητας στην Ελλάδα την περίοδο 1995–2022. Η εισοδηματική ανισότητα στην Ελλάδα παρουσιάζει μία σαφώς πτωτική τάση, με την τιμή του συντελεστή Gini να μειώνεται από 0,54 το 2000 σε 0,46 το 2022. Εξαιρεση αποτελεί η περίοδος 2013–2016, όταν τα δημοσιονομικά μέτρα λιτότητας που επιβλήθηκαν (μείωση μισθών και συντάξεων) επηρέασαν κυρίως τα χαμηλότερα εισοδηματικά στρώματα (Tsitouras & Papapanagos, 2025).

**Γράφημα 5: Gini index, Ελλάδα, 1995–2022**

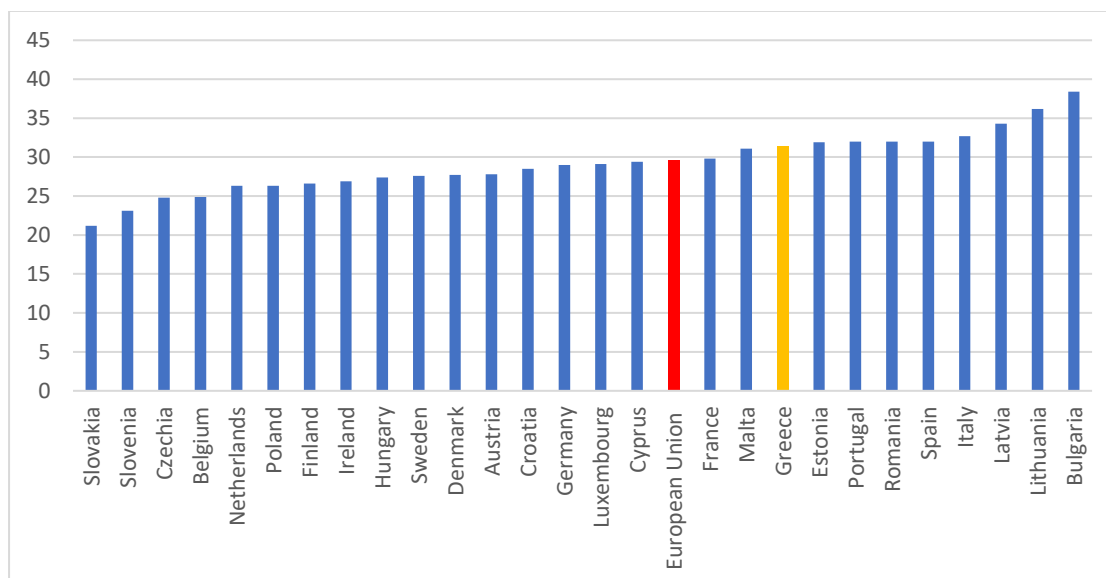


Πηγή: World Inequality Database.

Ο υπολογισμός του δείκτη γίνεται με μεικτά (προ φόρων) εισοδήματα.  
Απόλυτη ανισότητα = 100.

Παρά την πτωτική της τάση, η εισοδηματική ανισότητα στην Ελλάδα εξακολουθεί να υπερβαίνει τον ευρωπαϊκό μέσο όρο (Γράφημα 6). Το 2022, το πλουσιότερο 10% του ελληνικού πληθυσμού είχε 8,5 φορές μεγαλύτερο εισόδημα από το 50% του φτωχότερου μισού του πληθυσμού (WID, 2024).

**Γράφημα 6: Gini index, ΕΕ(27), 2022**



Πηγή: Eurostat, 2025.

Ο υπολογισμός γίνεται με διαθέσιμα εισοδήματα. Απόλυτη ανισότητα = 100.

## 4. Δεδομένα και μεθοδολογία

### 4.1 Εξειδίκευση του υποδείγματος στην Ελλάδα

Στην παρούσα έρευνα, εξετάζεται η επίδραση της διαφθοράς, της οικονομικής μεγέθυνσης και της εισοδηματικής ανισότητας στις εκπομπές διοξειδίου του άνθρακα στην Ελλάδα κατά την περίοδο 1995–2022. Ο Πίνακας 1 παρουσιάζει τις μεταβλητές που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση, καθώς και τις πηγές προέλευσης των δεδομένων των αντίστοιχων χρονοσειρών.

**Πίνακας 1:** Περιγραφή μεταβλητών και πηγές δεδομένων

Μεταβλητή	Περιγραφή	Πηγή
<b>CO<sub>2</sub></b>	Εκπομπές CO <sub>2</sub> ανά άτομο (t CO <sub>2</sub> /άτομο)	World Bank, World Development Indicators <sup>8</sup>
<b>CPI</b>	Δείκτης Αντίληψης Διαφθοράς (βαθμολογία)	Transparency International <sup>9</sup>
<b>GDP</b>	Κατά κεφαλήν ΑΕΠ (constant 2015 US\$)	World Bank, World Development Indicators
<b>GINI</b>	Δείκτης εισοδηματικής ανισότητας Gini (%)	World Inequality Database <sup>10</sup>

Η μεθοδολογική προσέγγιση που ακολουθείται στην παρούσα μελέτη είναι παρόμοια με εκείνη των Baek & Gweisah (2013) και Khan & Yahong (2021). Ο περιορισμένος αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος κατέστησε αναγκαίο τον περιορισμό της χρήσης πρόσθετων ερμηνευτικών μεταβλητών, ώστε να διατηρηθούν επαρκείς βαθμοί ελευθερίας στο υπόδειγμα. Τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των μεταβλητών παρουσιάζονται στον Πίνακα 2.

**Πίνακας 2:** Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία

	lnCO <sub>2</sub>	lnCPI	lnGDP	lnGINI
Mean	2.019	3.791	9.871	3.879
Median	2.077	3.795	9.841	3.883
Maximum	2.260	3.979	10.088	3.982
Minimum	1.587	3.526	9.677	3.789
Std. Dev.	0.201	0.117	0.115	0.057
Skewness	-0.634	-0.630	0.440	0.300
Kurtosis	2.216	2.742	2.199	1.916
Observations	28	28	28	28

<sup>8</sup> <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#>

<sup>9</sup> <https://www.transparency.org/en/cpi/2024>

<sup>10</sup> <https://wid.world/data/>

Η μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις εκπομπές CO<sub>2</sub> και τους προσδιοριστικούς παράγοντες που εξετάζονται στην παρούσα έρευνα περιγράφονται από το ακόλουθο λογαριθμικό υπόδειγμα:

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln CPI_t + \beta_2 GDP_t + \beta_3 GINI_t + u_t \quad (1)$$

Όπου:

$CO_{2t}$  οι εκπομπές CO<sub>2</sub>/άτομο,  
 $CPI_t$  ο Δείκτης Αντίληψης της Διαφθοράς,  
 $GDP_t$  το κατά κεφαλήν ΑΕΠ,  
 $GINI_t$  ο Συντελεστής GINI,  
 $u_t$  ο διαταρακτικός όρος.

Όσον αφορά στα προσδοκώμενα πρόσημα των συντελεστών του υποδείγματος (1):

- Ο συντελεστής του Δείκτη Αντίληψης της Διαφθοράς αναμένεται αρνητικός, εφόσον η μείωση της διαφθοράς συμβάλλει στην προστασία του περιβάλλοντος.
- Ο συντελεστής του κατά κεφαλήν ΑΕΠ αναμένεται θετικός ή αρνητικός, ανάλογα με το αν η οικονομική μεγέθυνση οδηγεί σε αύξηση ή περιορισμό των εκπομπών CO<sub>2</sub>, αντίστοιχα.
- Ο συντελεστής του Δείκτη GINI αναμένεται θετικός ή αρνητικός, ανάλογα με το αν η μείωση της εισοδηματικής ανισότητας στην Ελλάδα συμβάλλει στην αύξηση ή μείωση των περιβαλλοντικών επιπτώσεων, αντίστοιχα.

## 4.2 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας

Στην οικονομετρική ανάλυση με χρονοσειρές, είναι απαραίτητο να διαπιστωθεί αν οι χρονοσειρές είναι στάσιμες ή μη, προκειμένου να αποφευχθεί η περίπτωση της φαινομενικής (νόθας) παλινδρόμησης. Η στασιμότητα των χρονοσειρών ελέγχεται μέσω των Ελέγχων Μοναδιαίας Ρίζας, οι οποίοι ταυτόχρονα προσδιορίζουν τον βαθμό ολοκλήρωσης (order of integration) των μεταβλητών (Wooldridge, 2016).

Η επιλογή της κατάλληλης μεθόδου για την ανάλυση χρονολογικών σειρών αποτελεί το πιο σημαντικό στάδιο της διαδικασίας, καθώς η εφαρμογή ακατάλληλων μεθόδων μπορεί να οδηγήσει σε μεροληπτικές και αναξιόπιστες εκτιμήσεις. Κατά κύριο λόγο, η επιλογή της μεθόδου βασίζεται στα αποτελέσματα των Ελέγχων Μοναδιαίας Ρίζας, οι οποίοι διαπιστώνουν αν οι μεταβλητές είναι στάσιμες (Shrestha & Bhatta, 2018). Στην εμπειρική έρευνα χρησιμοποιούνται συχνά περισσότεροι από ένας Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας, ώστε να ενισχυθεί η εγκυρότητα των αποτελεσμάτων (Nkoro & Uko, 2016). Στην παρούσα μελέτη, εφαρμόζονται ο Επαυξημένος Έλεγχος Dickey–Fuller (Augmented Dickey–Fuller, ADF) και ο Έλεγχος Phillips–Perron (PP).

Ο έλεγχος ADF προτάθηκε από τους Dickey & Fuller (1981) και βασίζεται στο εξής υπόδειγμα:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Όπου:

$\Delta y_t$ : η πρώτη διαφορά της μεταβλητής  $y$ ,

$\Theta = \rho - 1$ , όπου  $\rho$  είναι ο συντελεστής της  $y_{t-1}$ ,  
 $\Delta y_{t-i}$ : υστερημένες διαφορές της μεταβλητής  $y$ .

Η εξίσωση μπορεί να περιλαμβάνει και σταθερό όρο και/ή μεταβλητή χρονικής τάσης. Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου ADF είναι:

$H_0: \theta = 0$  (υπάρχει μοναδιαία ρίζα),

ενώ η εναλλακτική υπόθεση είναι:

$H_1: \theta < 0$  (η χρονοσειρά είναι στάσιμη).

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων  $k$  που θα συμπεριληφθούν στην εξίσωση (2), επιλέγεται είτε από τη συχνότητα των δεδομένων<sup>11</sup> (Wooldridge, 2016) είτε με τη χρήση πληροφοριακών κριτηρίων, όπως το κριτήριο Akaike (AIC) ή το κριτήριο Schwarz (SC). Από την άλλη, ο έλεγχος Phillips & Perron (1988) υιοθετεί διαφορετική προσέγγιση για τη διόρθωση της αυτοσυσχέτισης και της ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα. Ο έλεγχος PP τροποποιεί τον τρόπο υπολογισμού των στατιστικών  $t$  ή  $F$  του συντελεστή της χρονικής υστέρησης στην εξίσωση (2), διατηρώντας ωστόσο την ίδια μηδενική υπόθεση και τις ίδιες κρίσιμες τιμές με τον έλεγχο Dickey–Fuller (Shrestha & Bhatta, 2018).

## 4.3 Η μέθοδος ελέγχου ορίων ARDL

Η παλινδρόμηση σε πρώτες διαφορές μη στάσιμων χρονοσειρών οδηγεί στην απώλεια της μακροχρόνιας πληροφόρησης. Το πρόβλημα αυτό αντιμετωπίζεται εφόσον οι υπό εξέταση μεταβλητές εμφανίζουν συνολοκλήρωση (Wooldridge, 2016). Στην εμπειρική ανάλυση χρησιμοποιούνται ευρέως οι μέθοδοι συνολοκλήρωσης των Johansen (1988) και Johansen & Juselius (1990), καθώς και η μέθοδος Engle & Granger (1987). Ωστόσο, βασική προϋπόθεση για την εφαρμογή των παραπάνω μεθόδων είναι οι μεταβλητές να είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης.

Οι Pesaran & Shin (1999) πρότειναν την εκτίμηση ενός υποδείγματος Αυτοπαλινδρόμησης Κατανεμημένης Υστέρησης (Autoregressive Distributed Lag – ARDL) για τον έλεγχο ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης. Η μέθοδος ARDL μπορεί να εφαρμοστεί όταν, οι μεταβλητές είναι είτε στάσιμες  $I(0)$ , είτε ολοκληρωμένες πρώτης τάξης  $I(1)$  είτε συνδυασμός αυτών, υπό την προϋπόθεση ότι καμία μεταβλητή δεν είναι ολοκληρωμένη δεύτερης τάξης  $I(2)$ . Επιπλέον, η μέθοδος αυτή παρέχει συνεπείς εκτιμήσεις των μακροχρόνιων συντελεστών και έγκυρες  $t$ -στατιστικές, ακόμη και όταν το υπόδειγμα περιλαμβάνει ενδογενείς ανεξάρτητες μεταβλητές (Pesaran et al., 2001). Σε σύγκριση με άλλες μεθόδους συνολοκλήρωσης, η ARDL θεωρείται πιο κατάλληλη για δείγματα μικρού μεγέθους (Narayan & Smyth, 2005). Για τους παραπάνω λόγους, στην παρούσα εμπειρική μελέτη επιλέχθηκε η μέθοδος ARDL, λόγω των πλεονεκτημάτων που παρουσιάζει έναντι άλλων προσεγγίσεων συνολοκλήρωσης.

Για την εφαρμογή του ελέγχου ορίων, σύμφωνα με τους Pesaran et al., (2001), η εξίσωση (1) μετασχηματίζεται σε υπόδειγμα τύπου ARDL:

---

<sup>11</sup> Ετήσια: 1–2 υστερήσεις, Μηνιαία: έως 12 υστερήσεις.

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_{2t} = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{3i} \Delta \ln GDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^q \beta_{4i} \Delta \ln GINI_{t-i} + \lambda_1 \ln CO_{2t-1} + \lambda_2 \ln CPI_{t-1} + \lambda_3 \ln GDP_{t-1} \\ & + \lambda_4 \ln GINI_{t-1} + u_{1t} \end{aligned} \quad (3)$$

Όπου:

$\Delta$ : ο τελεστής των πρώτων διαφορών των μεταβλητών,  
 $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}, \beta_{4i}$ : οι βραχυχρόνιοι συντελεστές,  
 $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ : οι συντελεστές για τη μακροχρόνια δυναμική των μεταβλητών,  
 $p$ : αριθμός χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής  
 $q$ : αριθμός χρονικών υστερήσεων των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Με βάση την εξίσωση (3) ο έλεγχος ορίων πραγματοποιείται υπό τη μηδενική υπόθεση:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0 \text{ (μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης),}$$

έναντι της εναλλακτικής

$$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq 0 \text{ (ύπαρξη συνολοκλήρωσης).}$$

Ο έλεγχος ορίων βασίζεται στην F-στατιστική, η οποία συγκρίνεται με δύο σύνολα ορίων: το κάτω όριο,  $I(0)$ , και το άνω όριο,  $I(1)$ . Αν η υπολογισθείσα F-στατιστική υπερβαίνει το άνω όριο, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και επιβεβαιώνεται η ύπαρξη συνολοκλήρωσης. Αντίθετα, αν είναι μικρότερη από το κάτω όριο, τότε απορρίπτεται η  $H_0$  και εκτιμώνται μόνο οι βραχυχρόνιοι συντελεστές. Σε περίπτωση που η F-στατιστική είναι μεταξύ των δύο ορίων δεν μπορούν να εξαχθούν ασφαλή συμπεράσματα για την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα στις μεταβλητές.

Εφόσον διαπιστωθεί συνολοκλήρωση εφαρμόζεται το Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος (Error Correction Model, ECM), το οποίο επιτρέπει τη μελέτη της βραχυχρόνιας δυναμικής μεταξύ των μεταβλητών (Wooldridge, 2016) και περιγράφεται από την εξίσωση (4):

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_{2t} = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{3i} \Delta \ln GDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^q \beta_{4i} \Delta \ln GINI_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

Όπου  $ECT_{t-1}$  είναι ο όρος διόρθωσης σφάλματος και ο συντελεστής  $\theta$  εκφράζει την ταχύτητα προσαρμογής των μεταβλητών προς τη μακροχρόνια ισορροπία έπειτα από μία βραχυχρόνια διαταραχή. Η ύπαρξη μακροχρόνιας αιτιώδους σχέσης μεταξύ των μεταβλητών, εξετάζεται μέσω της t-στατιστικής της υστέρησης  $ECT$ . Η βραχυχρόνια αιτιώδης σχέση ελέγχεται με τη χρήση του ελέγχου Wald ή της F-στατιστικής στις πρώτες διαφορές των παλινδρομητών (Acaravci & Ozturk, 2010).

## 5. Εμπειρική ανάλυση

### 5.1 Εκτίμηση υποδείγματος

Η μέθοδος ARDL δεν απαιτεί προκαταρκτικό έλεγχο στασιμότητας για την εφαρμογή της, καθώς είναι κατάλληλη όταν οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες είτε της τάξης  $I(0)$ , είτε  $I(1)$  είτε πρόκειται για συνδυασμό αυτών. Ωστόσο, για να διασφαλιστεί ότι καμία μεταβλητή δεν είναι ολοκληρωμένη τάξης  $I(2)$  ή υψηλότερης, γεγονός που θα καθιστούσε τη μέθοδο μη εφαρμόσιμη (Baek & Gweisah, 2013), διενεργήθηκαν έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας Augmented Dickey–Fuller (ADF) και Phillips–Perron (PP). Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα 3 και υποδεικνύουν ότι τόσο η εξαρτημένη μεταβλητή όσο και οι ανεξάρτητες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης.

**Πίνακας 3:** Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας

Variable	Augmented (ADF)	Dickey–Fuller	Phillips–Perron (PP)	
	Constant	Constant & trend	Constant	Constant & trend
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
<b>At Level</b>				
lnCO <sub>2</sub>	0.362	-1.763	0.142	-1.769
lnCPI	-1.963	-1.928	-2.229	-2.196
lnGDP	-2.125	-2.098	-1.948	-1.854
lnGINI	-1.090	-2.454	-1.240	-2.594
<b>At First Difference</b>				
d(lnCO <sub>2</sub> )	-3.221**	-3.399*	-3.243**	-3.195
d(lnCPI)	-5.180***	-5.168***	-5.197***	-5.458***
d(lnGDP)	-3.145**	-3.112	-3.145**	-3.112
d(lnGINI)	-3.976***	-3.902**	-3.977***	-3.908**

Σημ.: (\*\*\*) , (\*\*), (\*) αντιστοιχούν σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, και 10%. Το μήκος των χρονικών υστερήσεων καθορίστηκε βάση του κριτηρίου Schwarz (SIC). Μηδενική υπόθεση  $H_0$ : υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

Δεδομένου ότι καμία μεταβλητή της εξίσωσης (3) δεν είναι  $I(2)$ , μπορούμε να εφαρμόσουμε τον έλεγχο ορίων ARDL. Ο προσδιορισμός του κατάλληλου μήκους υστέρησης είναι κρίσιμος για την αξιοπιστία του υποδείγματος και πραγματοποιείται βάσει πληροφοριακών κριτηρίων. Όπως φαίνεται στον Πίνακα 4, το κριτήριο Schwarz (SC) προκρίνει ως βέλτιστο το υπόδειγμα με υστέρηση lag=1.

**Πίνακας 4:** Κριτήρια επιλογής βέλτιστης υστέρησης

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	108.71	NA	3.73e-09	-8.0545	-7.8610	-7.9988
1	208.15	160.63*	6.21e-12*	-14.473*	-13.505*	-14.194*
2	221.81	17.87	8.21e-12	-14.293	-12.551	-13.792

Σημ.: \*Υποδεικνύει το μήκος υστέρησης που επιλέγεται βάσει του αντίστοιχου κριτηρίου.

Η τιμή της F-στατιστικής για το υπόδειγμα ARDL (1,2,0,1) είναι 14,520, σημαντικά υψηλότερη από την κρίσιμη τιμή του άνω ορίου  $I(1)$  σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1% (Πίνακας 5). Επομένως, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση για τη μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης, επιβεβαιώνοντας την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Οι κρίσιμες τιμές των ορίων, όπως προτείνεται στη σχετική βιβλιογραφία (Acaravci & Ozturk, 2010, Baek & Gweisah, 2013, Baloch et al., 2018), αντλήθηκαν από τον Narayan (2005), καθώς θεωρούνται καταλληλότερες για μικρά δείγματα σε σύγκριση με τις κρίσιμες τιμές των Pesaran et al. (2001), οι οποίες βασίζονται σε δείγματα με μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων.

**Πίνακας 5:** Έλεγχος ορίων ARDL

Υπόδειγμα	$CO_2 = f(CPI_t, GDP_t, GINI_t)$	
<b>Selected Model</b>	<b>ARDL(1,2,0,1)</b>	
<b>F-statistic</b>	14.520***	
<b>Significance level</b>	Lower Bounds $I(0)$	Upper Bounds $I(1)$
<b>1%</b>	5.666	6.988
<b>5%</b>	4.048	5.090
<b>10%</b>	3.378	4.274

Σημ.: (\*\*\*) αντιστοιχεί σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.  
Κρίσιμες τιμές από Narayan (2005).

Στον Πίνακα 6 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της βραχυχρόνιας εκτίμησης. Ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος ( $ECT_{t-1}$ ) είναι -0,744 και είναι στατιστικά σημαντικός στο 1%, γεγονός που υποδηλώνει ταχεία προσαρμογή των μεταβλητών προς τη μακροχρόνια ισορροπία. Αυτό σημαίνει ότι οι βραχυχρόνιες διαταραχές εξαλείφονται σε διάστημα περίπου 1,25 ετών. Η χρήση των μεταβλητών σε λογαριθμική μορφή επιτρέπει την ερμηνεία των συντελεστών του υποδείγματος στη μακροχρόνια περίοδο ως ελαστικότητες. Οι μεταβλητές  $CPI$  και  $CPI_{t-2}$  είναι στατιστικά σημαντικές στο 10%, ενώ οι  $GDP$  και  $GINI_{t-1}$  είναι στατιστικά σημαντικές στο 1%, επιβεβαιώνοντας ότι οι μεταβλητές αυτές ασκούν καθοριστική επίδραση στις εκπομπές  $CO_2$ , ακόμη και στη βραχυχρόνια περίοδο.

**Πίνακας 6:** Βραχυπρόθεσμη εκτίμηση υποδείγματος ARDL

Selected Model ARDL (1,2,0,1)				
Dependent variable	$\Delta \ln CO_2(t)$			
Short-run regressors				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\Delta \ln CO_2(t-1)$	0.256	0.153	1.669	0.113
$\Delta \ln CPI$	-0.175**	0.097	-1.798	0.090
$\Delta \ln CPI_{t-1}$	-0.001	0.111	-0.006	0.996
$\Delta \ln CPI_{t-2}$	-0.168**	0.083	-2.031	0.058
$\Delta \ln GDP$	0.645***	0.117	5.521	0.000
$\Delta \ln GINI$	-0.064	0.326	-0.198	0.846
$\Delta \ln GINI_{t-1}$	0.757***	0.260	2.913	0.010
Coint. Eq.				
@TREND	-0.744***	0.079	-9.470	0.000
C	-0.013	0.004	-3.188	0.005
C	-6.086	1.107	-5.499	0.000

Σημ.: (\*\*\*) (\*\*), (\*) αντιστοιχούν σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, και 10%.  
 $\Delta$ : πρώτες διαφορές των μεταβλητών.

Στον Πίνακα 7 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της μακροχρόνιας εκτίμησης. Ο συντελεστής της μεταβλητής *CPI* αναδεικνύεται στατιστικά σημαντικός όχι μόνο στη βραχυχρόνια αλλά και στη μακροχρόνια περίοδο. Συγκεκριμένα, η μείωση της διαφθοράς κατά 1% οδηγεί, σε μακροχρόνιο ορίζοντα, σε μείωση των εκπομπών  $CO_2$  κατά 0,34 εκατοστιαίες μονάδες, γεγονός που αναδεικνύει τη διαφθορά ως έναν από τους βασικούς προσδιοριστικούς παράγοντες της έντασης των περιβαλλοντικών ρυθμίσεων. Μία πιθανή ερμηνεία της αρνητικής επίδρασης της διαφθοράς στην περιβαλλοντική ποιότητα είναι ότι η διαφθορά οδηγεί σε χαλάρωση της εφαρμογής και εποπτείας των περιβαλλοντικών κανονισμών (Chen et al., 2018). Συνεπώς, η αποτελεσματικότητα της περιβαλλοντικής πολιτικής εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από τη θεσμική ακεραιότητα και τη διαφάνεια. Η καταπολέμηση της διαφθοράς αναδεικνύεται ως κρίσιμη προϋπόθεση για την επιτυχή υλοποίηση δράσεων για την αντιμετώπιση της κλιματικής αλλαγής. Αντίστοιχα ευρήματα παρουσιάζει και η μελέτη των Burakov & Bass (2019).

Η μεταβλητή *GDP*, που αποτυπώνει το κατά κεφαλήν ΑΕΠ, είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1% και φέρει θετικό πρόσημο. Συγκεκριμένα, αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ κατά 1% συνεπάγεται αύξηση των κατά κεφαλήν εκπομπών  $CO_2$  κατά 0,645 εκατοστιαίες μονάδες σε μακροχρόνια βάση. Κατά την περίοδο 1995–2007, η μέση ετήσια αύξηση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ κατά 4,6%, συνοδεύτηκε από αύξηση των κατά κεφαλήν εκπομπών  $CO_2$  κατά περίπου 1,7% ετησίως, γεγονός που αποτυπώνει ότι η οικονομική μεγέθυνση στην Ελλάδα γίνεται με τρόπο που επιβαρύνει το περιβάλλον. Το αποτέλεσμα αυτό εναρμονίζεται με τα αποτελέσματα άλλων εμπειρικών μελετών σε ανεπτυγμένες οικονομίες, όπου η διατήρηση του βιοτικού επιπέδου και η επιτάχυνση της οικονομικής μεγέθυνσης, ενισχύουν τη ζήτηση μη φιλικών προς το περιβάλλον μορφών ενέργειας και την αύξηση

των κατά κεφαλήν ρύπων (βλέπε π.χ. Georgescu et al., 2024, Hasanov et al., 2019, Shahbaz et al., 2013).

**Πίνακας 7: Μακροπρόθεσμη εκτίμηση υποδείγματος ARDL**

Selected Model		ARDL (1,2,0,1)		
Dependent Variable	lnCO <sub>2</sub>			
<b>Long-run Regressors</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
lnCPI	-0.344***	0.105	-3.275	0.004
lnGDP	0.645***	0.117	5.521	0.000
lnGINI	0.692***	0.231	3.002	0.008
@TREND	-0.013	0.004	-3.188	0.005
<b>Statistics</b>				
R-squared	0.813			
Adjusted R-squared	0.724			
S.E. of regression	0.027			
F-statistic	9.216			
<b>Diagnostic tests</b>				
Serial correlation				
Breusch–Godfrey (LM Test)		$\chi^2 = 1.064 (0.587)$		
Heteroskedasticity				
Breusch–Pagan–Godfrey		$\chi^2 = 9.830 (0.277)$		
ARCH		$\chi^2 = 0.519 (0.471)$		
Normality				
Jarque Berra		JB =3.026 (0.220)		
Model Stability				
CUSUM		ΕΝΤΟΣ ΟΡΙΩΝ		
CUSUMSQ		ΕΝΤΟΣ ΟΡΙΩΝ		
Ramsey–Reset		-6.5137 (0.5042)		1.0215 (0.5414)

Σημ.: (\*\*\*) (\*\*), (\*) αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, και 10%.

Οι τιμές p-value παρουσιάζονται εντός παρενθέσεων.

Επιπλέον, η μεταβλητή *GINI* που χρησιμοποιείται ως δείκτης μέτρησης της εισοδηματικής ανισότητας είναι επίσης στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1% και έχει θετικό πρόσημο. Αύξηση της εισοδηματικής ανισότητας κατά 1% εκτιμάται ότι αυξάνει τις εκπομπές CO<sub>2</sub> κατά 0,69%. Η σχέση αυτή μπορεί να ερμηνευτεί από την επίδραση της εισοδηματικής ανισότητας στη διαμόρφωση των καταναλωτικών και επενδυτικών προτύπων. Υψηλότερα επίπεδα εισοδήματος οδηγούν σε αυξημένη κατανάλωση προϊόντων και υπηρεσιών με υψηλό περιβαλλοντικό αποτύπωμα στο πλαίσιο ενίσχυσης ενός πολυτελούς τρόπου διαβίωσης (Andersson, 2023). Παράλληλα, η αύξηση της πολιτικής επιρροής των οικονομικά ισχυρών μπορεί να οδηγήσει σε αποδυνάμωση των περιβαλλοντικών κανονισμών,

εφόσον η λήψη αποφάσεων επηρεάζεται από ιδιοτελή συμφέροντα (Boyce, 1994). Τα ευρήματα της παρούσας έρευνας ευθυγραμμίζονται με αντίστοιχες διαπιστώσεις των Baek & Gweisah (2013), που υποστηρίζουν τον ρόλο της εισοδηματικής ανισότητας ως παράγοντα αύξησης της περιβαλλοντικής υποβάθμισης.

Στο τέλος του **Πίνακα 7** παρουσιάζονται οι διαγνωστικοί έλεγχοι του υποδείγματος. Ο έλεγχος σειριακής συσχέτισης Breusch–Godfrey (LM test), δεν υποδεικνύει την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Ο έλεγχος Jarque–Berra επιβεβαιώνει την κανονικότητα στην κατανομή των καταλοίπων (Γράφημα A.1, Παράρτημα), ενώ σύμφωνα με τους ελέγχους ετεροσκεδαστικότητας Breusch–Pagan–Godfrey και ARCH, απορρίπτεται η ύπαρξη μη σταθερής διακύμανσης στα κατάλοιπα.

Τα διαγράμματα CUSUM και CUSUMSQ (Γραφήματα A.2 και A.3, Παράρτημα), υποδεικνύουν ότι οι εκτιμήσεις των μακροχρόνιων συντελεστών είναι σταθερές, καθώς βρίσκονται εντός των κρίσιμων ορίων εμπιστοσύνης. Τέλος, εφαρμόστηκε ο έλεγχος Ramsey–Reset προκειμένου να διαπιστωθεί εάν υπάρχουν σφάλματα εξειδίκευσης στο υπόδειγμα. Τα αποτελέσματα δεν παρέχουν ενδείξεις εσφαλμένου προσδιορισμού της συναρτησιακής μορφής ή παράλειψης σημαντικών μεταβλητών, επιβεβαιώνοντας την καλή εξειδίκευση του υποδείγματος.

## 5.2 Αιτιότητα κατά Granger

Η διαπίστωση ύπαρξης συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών μέσω της μεθόδου ARDL υποδηλώνει την ύπαρξη μακροχρόνιας αιτιώδους σχέσης μεταξύ των εκπομπών CO<sub>2</sub> και των προσδιοριστικών παραγόντων: της διαφθοράς, της εισοδηματικής ανισότητας, και του κατά κεφαλήν ΑΕΠ. Ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος ( $ECT_{t-1}$ ) εμφανίζεται αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, γεγονός που επιβεβαιώνει ότι οι μεταβλητές *CPI*, *GDP*, και *GINI* επηρεάζουν τις εκπομπές CO<sub>2</sub> σε μακροχρόνιο επίπεδο.

Η ύπαρξη βραχυχρόνιας αιτιώδους συνάφειας διερευνήθηκε μέσω του ελέγχου Wald (F-test), τα αποτελέσματα του οποίου παρουσιάζονται στον Πίνακα 8 και είναι στατιστικά σημαντική και για τις τρεις μεταβλητές. Η F-στατιστική καταδεικνύει στατιστικά σημαντική επίδραση και των τριών μεταβλητών στη μεταβολή των εκπομπών CO<sub>2</sub>, επιβεβαιώνοντας την ύπαρξη αιτιακής σχέσης και στη βραχυπρόθεσμη περίοδο.

**Πίνακας 8:** Έλεγχος Wald-test (F-statistics)

Wald Test F-statistics					
Dependent Variable	Short-run			Long-run	
	$\Delta$ CPI	$\Delta$ GDP	$\Delta$ GINI	$ECT_{t-1}$	t-statistic
$\Delta$ CO <sub>2</sub>	3.621 (0.035)**	30.478 (0.000)***	7.803 (0.004)***	-0.744	[-9.470]***

Σημ: (\*\*\*) (\*\*), (\*) αντιστοιχούν σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και 5%.

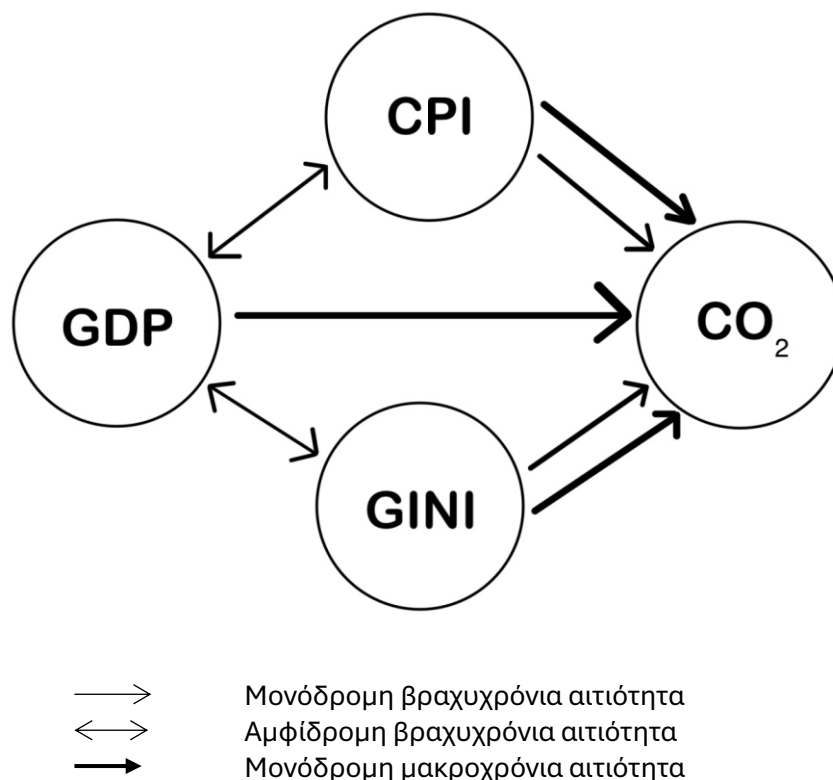
Οι τιμές p-value παρουσιάζονται εντός παρενθέσεων.

Στη συνέχεια, εφαρμόστηκε ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger σε ζεύγη μεταβλητών (Pairwise Granger Causality Test) —(Πίνακας A.1, Παράρτημα)— για να προσδιοριστεί η κατεύθυνση της αιτιώδους σχέσης. Τα αποτελέσματα δείχνουν μονόδρομη αιτιότητα από την διαφθορά και την εισοδηματική ανισότητα προς τις κατά κεφαλήν εκπομπές CO<sub>2</sub>,

επιβεβαιώνοντας ότι οι δύο αυτές μεταβλητές ασκούν καθοριστική επιρροή στην περιβαλλοντική υποβάθμιση. Συνεπώς, η εφαρμογή περιβαλλοντικών πολιτικών δεν συνεπάγεται επιδείνωση των θεσμικών ή κοινωνικών συνθηκών, στοιχείο ιδιαίτερα σημαντικό για τον σχεδιασμό μεταρρυθμίσεων με διττό —ρυθμιστικό και περιβαλλοντικό— προσανατολισμό. Τα παραπάνω ευρήματα ενισχύουν την άποψη ότι η καταπολέμηση της διαφθοράς και η μείωση της εισοδηματικής ανισότητας μπορούν να λειτουργήσουν ως συμπληρωματικά εργαλεία άσκησης πολιτικής για τον περιορισμό των κατά κεφαλήν εκπομπών CO<sub>2</sub>.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει η αμφίδρομη αιτιότητα που εντοπίζεται μεταξύ του κατά κεφαλήν ΑΕΠ (*GDP*) και των μεταβλητών *CPI* και *GINI*. Το εύρημα αυτό υποδηλώνει την πιθανότητα ύπαρξης ενδογενούς δυναμικής, μέσω της οποίας η οικονομική μεγέθυνση ενδέχεται να επηρεάζει —άμεσα ή έμμεσα— τόσο τη διαφθορά όσο και την εισοδηματική ανισότητα, με συνέπεια την αύξηση των εκπομπών CO<sub>2</sub> και πιθανή ανατροπή των ωφελειών από πολιτικές περιορισμού των θεσμικών αδυναμιών και των εισοδηματικών ανισοτήτων. Η αμφίδρομη σχέση μεταξύ της οικονομικής μεγέθυνσης και της εισοδηματικής ανισότητας τεκμηριώνεται και στην πρόσφατη μελέτη των Tsitouras & Papapanagos (2025) για την Ελλάδα, την περίοδο 1980–2021.

**Σχήμα 1:** Χαρτογράφηση Σχέσεων Αιτιότητας (σύνοψη αποτελεσμάτων Granger Causality)



## 6. Συμπεράσματα και προτεινόμενες πολιτικές

Η αντιμετώπιση της κλιματικής αλλαγής αποτελεί ζήτημα ζωτικής σημασίας για την ανθρώπινη επιβίωση και ευημερία. Η παρούσα μελέτη αναδεικνύει τον ρόλο της ποιότητας των θεσμών, της οικονομικής μεγέθυνσης και της εισοδηματικής ανισότητας στην υποβάθμιση του περιβάλλοντος, όπως αυτή αποτυπώνεται μέσω των εκπομπών CO<sub>2</sub>, σε ένα πλαίσιο ανεπτυγμένης ανοικτής οικονομίας όπως η Ελλάδα.

Τα εμπειρικά ευρήματα επιβεβαιώνουν ότι η διαφθορά, το κατά κεφαλήν ΑΕΠ και η εισοδηματική ανισότητα αποτελούν στατιστικά σημαντικούς προσδιοριστικούς παράγοντες της υποβάθμισης του περιβάλλοντος (εκπομπές CO<sub>2</sub>), τόσο στη βραχυχρόνια όσο και στη μακροχρόνια περίοδο. Επίσης, διαπιστώθηκε μονόδρομη αιτιακή σχέση από τη διαφθορά και την εισοδηματική ανισότητα προς τις κατά κεφαλήν εκπομπές CO<sub>2</sub>, γεγονός που αναδεικνύει τον κρίσιμο ρόλο θεσμικών και κοινωνικών μεταβλητών στην περιβαλλοντική πολιτική. Επιπλέον, εντοπίστηκε αμφίδρομη σχέση του κατά κεφαλήν ΑΕΠ με τη διαφθορά και την εισοδηματική ανισότητα, που υποδηλώνει ότι οι πολιτικές περιορισμού των κατά κεφαλήν εκπομπών CO<sub>2</sub> απαιτούν προσεκτικό σχεδιασμό και συντονισμό. Η έντονη θετική συσχέτιση μεταξύ του κατά κεφαλήν ΑΕΠ και των κατά κεφαλήν εκπομπών CO<sub>2</sub>, μπορεί να εξουδετερώσει τα οφέλη από θεσμικές και πολιτικές παρεμβάσεις για τον περιορισμό της διαφθοράς και της εισοδηματικής ανισότητας, εάν δεν ληφθούν υπόψη οι αλληλεπιδράσεις μεταξύ μεγέθυνσης και θεσμικών/εισοδηματικών παραμέτρων.

Ο περιορισμός της διαφθοράς σχετίζεται άμεσα με την επίτευξη του Στόχου Βιώσιμης Ανάπτυξης 16 (ΣΒΑ16: Ειρήνη, δικαιοσύνη, και ισχυρά θεσμικά πλαίσια). Δεδομένης της σχέσης της με τις περιβαλλοντικές επιπτώσεις, η μείωση της διαφθοράς μπορεί να διευκολύνει τη συμμόρφωση της Ελλάδας με τις διεθνείς συμβάσεις για το κλίμα αλλά ταυτόχρονα και την επίτευξη επιπλέον ΣΒΑ:

- ΣΒΑ 15: Ζωή στη στεριά
- ΣΒΑ 14: Ζωή κάτω από το νερό
- ΣΒΑ 13: Κλιματική δράση
- ΣΒΑ 12: Υπεύθυνη κατανάλωση και παραγωγή
- ΣΒΑ 6: Καθαρό νερό και αποχέτευση

Τέλος, θα πρέπει να αναφερθεί ότι επειδή η διαφθορά διοχετεύει πόρους σε χρήσεις που δεν ωφελούν το κοινωνικό σύνολο, ο περιορισμός της είναι ευεργετικός για την επίτευξη όλων των Στόχων Βιώσιμης Ανάπτυξης (United Nations, 2023; World Bank, 2023).

Η Ελλάδα οφείλει να προχωρήσει σε περαιτέρω θεσμικές μεταρρυθμίσεις, που θα διασφαλίζουν την πολιτική ακεραιότητα και θα ενισχύουν τη δημοκρατική διακυβέρνηση. Οι φορείς χάραξης περιβαλλοντικής πολιτικής θα πρέπει να επικεντρωθούν στη βελτίωση της ποιότητας και στην αποτελεσματική εφαρμογή των δημόσιων κανονισμών που προάγουν τη βιώσιμη ανάπτυξη. Κρίσιμης σημασίας είναι ο περιορισμός της διαφθοράς στον δημόσιο τομέα, σε συνδυασμό με την ενίσχυση και απαρέγκλιτη εφαρμογή των υφιστάμενων περιβαλλοντικών ρυθμίσεων και κανονισμών, καθώς και την εφαρμογή νέων. Παράλληλα προτείνεται η θέσπιση ενός μηχανισμού παρακολούθησης της διαφάνειας στις κρατικές προμήθειες που σχετίζονται με την πράσινη μετάβαση (π.χ. έργα ΑΠΕ, ενεργειακές ανακαινίσεις), με την υποστήριξη ψηφιακής πλατφόρμας ανοικτών δεδομένων. Οι παρεμβάσεις αυτές μπορούν να συμβάλουν ουσιαστικά στη μετάβαση προς ένα πρότυπο πιο βιώσιμης και θεσμικά ανθεκτικής οικονομικής ανάπτυξης.

Η επίτευξη «πράσινης» οικονομικής μεγέθυνσης μπορεί να υποστηριχθεί μέσω της αναδιάρθρωσης του ενεργειακού μείγματος της χώρας, με έμφαση στην ενίσχυση των Ανανεώσιμων Πηγών Ενέργειας. Παράλληλα απαιτείται η παροχή στοχευμένων επενδυτικών κινήτρων σε επιχειρήσεις που υιοθετούν τεχνολογίες και πρακτικές που μειώνουν τις ανά μονάδα περιβαλλοντικές επιβαρύνσεις της παραγωγής τους, καθώς και σε επιχειρήσεις που μειώνουν τις εξωτερικότητες που δημιουργούν άλλες επιχειρήσεις. Αυτό μπορεί να επιτευχθεί με την καθιέρωση μηχανισμού πιστοποίησης που βασίζεται σε περιβαλλοντικούς και κοινωνικούς δείκτες (π.χ., ESG). Η ενίσχυση του ρυθμιστικού πλαισίου για πράσινες επενδύσεις, που μειώνουν την κατά κεφαλήν περιβαλλοντική επιβάρυνση, σε συνδυασμό με την πρόσβαση σε χρηματοδοτικά εργαλεία και τεχνική υποστήριξη, μπορεί να επιταχύνει τη μετάβαση σε ένα μοντέλο πιο βιώσιμης παραγωγής. Επιπλέον, η ενεργοποίηση του ιδιωτικού τομέα και η ενσωμάτωση περιβαλλοντικών κριτηρίων στη διαδικασία λήψης αποφάσεων ενισχύουν τη μακροπρόθεσμη ανθεκτικότητα της οικονομίας.

Η περαιτέρω μείωση της εισοδηματικής ανισότητας στην Ελλάδα μπορεί να επιδιωχθεί μέσω της υιοθέτησης ενός «πράσινου» και προοδευτικού συστήματος φορολόγησης και επιδοτήσεων, το οποίο πέρα από την άμβλυνση των εισοδηματικών ανισοτήτων θα συμβάλει και στην περιβαλλοντική αναβάθμιση. Ένα τέτοιο σύστημα θα μπορούσε, για παράδειγμα, να περιλαμβάνει φόρους για ενεργειακή επιβάρυνση που να στοχεύουν κατά προτεραιότητα σε μεγάλες ρυπογόνες επιχειρήσεις, καθώς και επιδοτήσεις για ενεργειακή αναβάθμιση που να στοχεύουν κατά προτεραιότητα σε νοικοκυριά χαμηλού εισοδήματος.

Η προσέγγιση της παρούσας μελέτης ευθυγραμμίζεται με τις στρατηγικές κατευθύνσεις της Ευρωπαϊκής Πράσινης Συμφωνίας (European Green Deal) και την υλοποίηση των Στόχων Βιώσιμης Ανάπτυξης των Ηνωμένων Εθνών (ιδίως ΣΒΑ 13 και ΣΒΑ 16). Επιπλέον, η αξιοποίηση της μεθόδου ARDL και του ελέγχου ορίων ενισχύει την ευρωστία των αποτελεσμάτων και αναδεικνύει τη χρησιμότητα της εν λόγω μεθόδου σε εμπειρικές αναλύσεις με θεσμικές και κοινωνικές μεταβλητές και με περιορισμένο αριθμό παρατηρήσεων.

Η παρούσα μελέτη δεν εξαντλεί το θέμα, αλλά μόνο επιχειρεί να φωτίσει ορισμένες πλευρές του. Μελλοντικές έρευνες μπορούν να επεκτείνουν το παρόν πλαίσιο ανάλυσης, αξιοποιώντας και άλλους δείκτες περιβαλλοντικών επιπτώσεων, ενσωματώνοντας μη γραμμικές σχέσεις, χωρική ετερογένεια ή διαρθρωτικές αλλαγές, ώστε να ενισχυθεί η κατανόηση των μηχανισμών που συνδέουν θεσμικούς και κοινωνικοοικονομικούς παράγοντες με την περιβαλλοντική υποβάθμιση.

## Βιβλιογραφικές αναφορές

- Acaravci, A., Ozturk, I., 2010. On the relationship between energy consumption, CO<sub>2</sub> emissions and economic growth in Europe. *Energy* 35, 5412–5420. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2010.07.009>
- Ali, G., Ashraf, A., Bashir, M.K., Cui, S., 2017. Exploring environmental Kuznets curve (EKC) in relation to green revolution: A case study of Pakistan. *Environ. Sci. Policy* 77, 166–171.
- Ali, I.M.A., 2023. Income Inequality and Environmental Degradation in Middle-Income Countries: A Test of Two Competing Hypotheses. *Soc. Indic. Res.* 166, 299–321. <https://doi.org/10.1007/s11205-023-03068-y>
- AlKhars, M.A., Alwahaishi, S., Fallatah, M.R., Kayal, A., 2022. A literature review of the Environmental Kuznets Curve in GCC for 2010–2020. *Environ. Sustain. Indic.* 14, 100181. <https://doi.org/10.1016/j.indic.2022.100181>
- Al-Mulali, U., Ozturk, I., Solarin, S.A., 2016. Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in seven regions: The role of renewable energy. *Ecol. Indic.* 67, 267–282. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2016.02.059>
- Altıntaş, H., Kassouri, Y., 2020. Is the environmental Kuznets Curve in Europe related to the per-capita ecological footprint or CO<sub>2</sub> emissions? *Ecol. Indic.* 113, 106187. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2020.106187>
- Andersson, F.N.G., 2023. Income inequality and carbon emissions in the United States 1929–2019. *Ecol. Econ.* 204, 107633. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2022.107633>
- Arminen, H., Menegaki, A.N., 2019. Corruption, climate and the energy-environment-growth nexus. *Energy Econ.* 80, 621–634. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.02.009>
- Baek, J., Gweisah, G., 2013. Does income inequality harm the environment?: Empirical evidence from the United States. *Energy Policy* 62, 1434–1437. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.097>
- Baiocchi, G., Minx, J., Hubacek, K., 2010. The Impact of Social Factors and Consumer Behavior on Carbon Dioxide Emissions in the United Kingdom. *J. Ind. Ecol.* 14, 50–72. <https://doi.org/10.1111/j.1530-9290.2009.00216.x>
- Baloch, A., Shah, S., Noor, Z., Magsi, H., 2018. The nexus between income inequality, economic growth and environmental degradation in Pakistan. *GeoJournal* 83, 207–222. <https://doi.org/10.1007/s10708-016-9766-3>
- Bank of Greece, 2016. National Climate Change Adaptation Strategy (Experts). [on line] Available at: <https://www.bankofgreece.gr/en/useful-links/search-results?term=national%20adaptation%20strategy> [accessed 16.5.2025]
- Barro, R.J., 1999. Inequality, Growth, and Investment. Working Paper Series. <https://doi.org/10.3386/w7038>
- Berthe, A., Elie, L., 2015. Mechanisms explaining the impact of economic inequality on environmental deterioration. *Ecol. Econ.* 116, 191–200. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2015.04.026>
- Boyce, J., 1994. Inequality as a Cause of Environmental Degradation. *Ecol. Econ.* 11, 169–178. [https://doi.org/10.1016/0921-8009\(94\)90198-8](https://doi.org/10.1016/0921-8009(94)90198-8)
- Burakov, D., Bass, A., 2019. Institutional determinants of environmental pollution in Russia: a non-linear ARDL approach. *Entrep. Sustain. Issues* 7, 510–524. [https://doi.org/10.9770/jesi.2019.7.1\(36\)](https://doi.org/10.9770/jesi.2019.7.1(36))
- Chen, H., Hao, Y., Li, J., Song, X., 2018. The impact of environmental regulation, shadow economy, and corruption on environmental quality: Theory and empirical evidence from China. *J. Clean. Prod.* 195, 200–214. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.05.206>
- Cole, M.A., 2007. Corruption, income and the environment: An empirical analysis. *Ecol. Econ.* 62, 637–647. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2006.08.003>
- Crippa, M., Guizzardi, D., Pagani, F., Banja, M., Muntean, M., Schaaf E., Becker, W., Monforti-Ferrario, F., Quadrelli, R., Risquez Martin, A., Taghavi-Moharamli, P., Köykkä, J., Grassi, G., Rossi, S., Brandao De Melo, J., Oom, D., Branco, A., San-Miguel, J., Vignati, E., 2023. GHG

- emissions of all world countries, Publications Office of the European Union, Luxembourg, doi:10.2760/953322, JRC134504
- Daly, H.E., 2019. Growthism: its ecological, economic and ethical limits. *Real World Econ. Rev.* 9–22.
- Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H., Wheeler, D., 2002. Confronting the Environmental Kuznets Curve. *J. Econ. Perspect.* 16, 147–168. <https://doi.org/10.1257/0895330027157>
- Demir, C., Cergibozan, R., Gök, A., 2019. Income inequality and CO<sub>2</sub> emissions: Empirical evidence from Turkey. *Energy Environ.* 30, 444–461. <https://doi.org/10.1177/0958305X18793109>
- Dickey, D., Fuller, W., 1981. The Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica* 49, 1057–72. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dinda, S., 2004. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics* 49, 431–455. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>
- Drupp, M.A., Kornek, U., Meya, J., Sager, L., 2024. The Economics of Inequality and the Environment. CESifo Work. Pap. No.11036.
- Economides, G., Papandreou, A.A., Sartzetakis, E.S., Xepapadeas, A., 2018. The economics of climate change. Bank of Greece, Athens, Greece.
- Ekeocha, D.O., 2021. Urbanization, inequality, economic development and ecological footprint: Searching for turning points and regional homogeneity in Africa. *J. Clean. Prod.* 291, 125244. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.125244>
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, 251–276.
- Europa, European Council and Council of the EU, 2025. Paris Agreem. Clim. Change. URL <https://www.consilium.europa.eu/en/policies/paris-agreement-climate/> (Accessed 3.4.2025).
- Eurostat, 2025. EU Statistics on Income and Living Conditions. [Online]. DOI:10.2908/ilc\_di12
- Galli, A., Thomas, W., Ercin, E., Knoblauch, D., Ewing, B., Stefan, G., 2012. Integrating Ecological, Carbon and Water footprint into a “Footprint Family” of indicators: Definition and role in tracking human pressure on the planet. *Ecol. Indic.* 16, 100–112. <https://doi.org/10.1016/j.econlind.2011.06.017>
- Georgescu, I.A., Oprea, S.-V., Bâra, A., 2024. Investigating the relationship between macroeconomic indicators, renewables and pollution across diverse regions in the globalization era. *Appl. Energy* 363, 123077. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2024.123077>
- Grigoli, F., 2017. A New Twist in the Link Between Inequality and Economic Development. IMF. URL <https://www.imf.org/en/Blogs/Articles/2017/05/11/a-new-twist-in-the-link-between-inequality-and-economic-development> (accessed 5.15.25).
- Grossman, G.M., Krueger, A.B., 1995. Economic Growth and the Environment. *Q. J. Econ.* 110, 353–377. <https://doi.org/10.2307/2118443>
- Grunewald, N., Klasen, S., Martínez-Zarzoso, I., Muris, C., 2017. The Trade-off Between Income Inequality and Carbon Dioxide Emissions. *Ecological Economics* 142, 249–256. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.06.034>
- Hasanov, F.J., Mikayilov, J.I., Mukhtarov, S., Suleymanov, E., 2019. Does CO<sub>2</sub> emissions–economic growth relationship reveal EKC in developing countries? Evidence from Kazakhstan. *Environ. Sci. Pollut. Res.* 26, 30229–30241. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-06166-y>
- Hasell, J., 2023. “Measuring inequality: what is the Gini coefficient?” Published online at OurWorldinData.org. Retrieved from: '<https://ourworldindata.org/what-is-the-ginicoefficient>' [Online Resource]
- Hassaballa, H., 2015. The Effect of Corruption on Carbon Dioxide Emissions in the Mena Region. *Eur. J. Sustain. Dev.* 4. <https://doi.org/10.14207/ejsd.2015.v4n2p301>
- Heerink, N., Mulatu, A., Bulte, E., 2001. Income inequality and the environment: aggregation bias in environmental Kuznets curves. *Ecol. Econ.* 38, 359–367. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(01\)00171-9](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(01)00171-9)
- IMF, 2022.GREECE SELECTED ISSUES. IMF Country report No.22/174. International Monetary Fund, Washington, DC

- International Energy Agency, (IEA), 2023. Greece 2023 Energy Policy Review, IEA Energy Policy Reviews. OECD. <https://doi.org/10.1787/c5b94b37-en>
- Johansen, S., 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *J. Econ. Dyn. Control* 12, 231–254.
- Johansen, S., Juselius, K., 1990. MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION AND INFERENCE ON COINTEGRATION — WITH APPLICATIONS TO THE DEMAND FOR MONEY. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 52, 169–210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Khan, S., Yahong, W., 2021. Symmetric and Asymmetric Impact of Poverty, Income Inequality, and Population on Carbon Emission in Pakistan: New Evidence From ARDL and NARDL Co-Integration. *Front. Environ. Sci.* 9. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2021.666362>
- Khan, S., Yahong, W., Zeeshan, A., 2022. Impact of poverty and income inequality on the ecological footprint in Asian developing economies: Assessment of Sustainable Development Goals. *Energy Rep.* 8, 670–679. <https://doi.org/10.1016/j.egy.2021.12.001>
- Kumar, A., Kalhor, M.R., Kumar, R., Bhutto, N.A., Shaikh, R., 2021. Environmental quality: examining role of financial development, institutional capacity, and corruption. *Environ. Sci. Pollut. Res.* 28, 53781–53792. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-14430-3>
- Leal, P.H., Marques, A.C., 2022. The evolution of the environmental Kuznets curve hypothesis assessment: A literature review under a critical analysis perspective. *Heliyon* 8, e11521. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e11521>
- Lianos, T.P., Pseiridis, A., 2016. Sustainable welfare and optimum population size. *Environ. Dev. Sustain.* 18, 1679–1699. <https://doi.org/10.1007/s10668-015-9711-5>
- Lianos, T.P., Pseiridis, A., 2021. Adjusting GDP for ecological deficit: the Index of Debt to the Future (IDF). *SN Bus. Econ.* 1, 42. <https://doi.org/10.1007/s43546-021-00041-0>
- Lisciandra, M., Migliardo, C., 2017. An Empirical Study of the Impact of Corruption on Environmental Performance: Evidence from Panel Data. *Environ. Resour. Econ.* 68, 297–318. <https://doi.org/10.1007/s10640-016-0019-1>
- Magnani, E., 2000. The Environmental Kuznets Curve, environmental protection policy and income distribution. *Ecological Economics*. Elsevier, vol.32(3), pages 431–443
- Minlah, M.K., Zhang, X., 2021. Testing for the existence of the Environmental Kuznets Curve (EKC) for CO<sub>2</sub> emissions in Ghana: evidence from the bootstrap rolling window Granger causality test. *Environ. Sci. Pollut. Res.* 28, 2119–2131. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10600-x>
- Narayan, P.K., 2005. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Appl. Econ.* 37, 1979–1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Narayan, P.K., Smyth, R., 2005. Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality tests. *Energy Policy* 33, 1109–1116. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2003.11.010>
- Naveed, A., Ahmad, N., FathollahZadeh Aghdam, R., Menegaki, A.N., 2022. What have we learned from Environmental Kuznets Curve hypothesis? A citation-based systematic literature review and content analysis. *Energy Strategy Rev.* 44, 100946. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2022.100946>
- Nkoro, E., Uko, A.K., 2016. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *J. Stat. Econom. Methods* 5, 1–3.
- OECD (2023), OECD Economic Surveys: Greece 2023, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/c5f11cd5-en>
- OECD (2024), Financial Literacy in Greece: Relevance, Actors and Initiatives, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/0e7d8a4e-en>
- Oltheten, E., Sougiannis, T., Travlos, N., Zarkos, S., 2013. Greece in the Eurozone: Lessons from a decade of experience. *Q. Rev. Econ. Finance* 53, 317–335. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2013.05.006>
- Onofrei, M., Vatamanu, A.-F., Cigu, E., 2022. The Relationship Between Economic Growth and CO<sub>2</sub> Emissions in EU Countries: A Cointegration Analysis. *Frontiers in Environmental Science* 10, 934885. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.934885>
- Pesaran, M.H., Shin, Y., 1999. An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, in: Strøm, S. (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*:

- The Ragnar Frisch Centennial Symposium, *Econometric Society Monographs*. Cambridge University Press, Cambridge, pp. 371–413. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J. Appl. Econom.* 16, 289–326.
- Phillips, P., Perron, P., 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Cowles Found. Yale Univ. Cowles Found. Discuss. Pap. 75, 335–46. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Rahman, M.M., Nepal, R., Alam, K., 2021. Impacts of human capital, exports, economic growth and energy consumption on CO<sub>2</sub> emissions of a cross-sectionally dependent panel: Evidence from the newly industrialized countries (NICs). *Environmental Science & Policy* 121, 24–36. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2021.03.017>
- Rees, W., 2023. Overshoot: Cognitive obsolescence and the population conundrum. *J. Popul. Sustain.* 7, 15–38. <https://doi.org/10.3197/JPS.63799953906865>
- Reichel, R., 2023. Institutional determinants of environmental performance. *Energy Econ. Lett.* 10, 69–77. <https://doi.org/10.55493/5049.v10i1.4733>
- Rockström, J., Gupta, J., Qin, D., Lade, S.J., Abrams, J.F., Andersen, L.S., Armstrong McKay, D.I., Bai, X., Bala, G., Bunn, S.E., Ciobanu, D., DeClerck, F., Ebi, K., Gifford, L., Gordon, C., Hassan, S., Kanie, N., Lenton, T.M., Loriani, S., Liverman, D.M., Mohamed, A., Nakicenovic, N., Obura, D., Ospina, D., Prodani, K., Rammelt, C., Sakschewski, B., Scholtens, J., Stewart-Koster, B., Tharammal, T., van Vuuren, D., Verburg, P.H., Winkelmann, R., Zimm, C., Bennett, E.M., Bringezu, S., Broadgate, W., Green, P.A., Huang, L., Jacobson, L., Ndehedehe, C., Pedde, S., Rocha, J., Scheffer, M., Schulte-Uebbing, L., de Vries, W., Xiao, C., Xu, C., Xu, X., Zafra-Calvo, N., Zhang, X., 2023. Safe and just Earth system boundaries. *Nature* 619, 102–111. <https://doi.org/10.1038/s41586-023-06083-8>
- Rojas-Vallejos, J., Lastuka, A., 2020. The income inequality and carbon emissions trade-off revisited. *Energy Policy* 139, 111302. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111302>
- Runar, B., Amin, K., Patrik, S., 2017. Convergence in carbon dioxide emissions and the role of growth and institutions: a parametric and non-parametric analysis. *Environ. Econ. Policy Stud.* 19, 359–390. <https://doi.org/10.1007/s10018-016-0162-5>
- Sahli, I., Rejeb, J.B., 2015. The Environmental Kuznets Curve and Corruption in the Mena Region. *Procedia - Soc. Behav. Sci., World Conference on Technology, Innovation and Entrepreneurship* 195, 1648–1657. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.06.231>
- Scruggs, L.A., 1998. Political and economic inequality and the environment. *Ecol. Econ.* 26, 259–275. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00118-3](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00118-3)
- Sekrafi, H., Sghaier, A., 2018a. The effect of corruption on carbon dioxide emissions and energy consumption in Tunisia. *PSU Res. Rev.* 2, 81–95. <https://doi.org/10.1108/PRR-11-2016-0008>
- Sekrafi, H., Sghaier, A., 2018b. Examining the Relationship Between Corruption, Economic Growth, Environmental Degradation, and Energy Consumption: a Panel Analysis in MENA Region. *J. Knowl. Econ.* 9, 963–979. <https://doi.org/10.1007/s13132-016-0384-6>
- Shahbaz, M., Kumar Tiwari, A., Nasir, M., 2013. The effects of financial development, economic growth, coal consumption and trade openness on CO<sub>2</sub> emissions in South Africa. *Energy Policy* 61, 1452–1459. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.006>
- Shrestha, M., Bhatta, G., 2018. Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *J. Finance Data Sci.* 4. <https://doi.org/10.1016/j.jfds.2017.11.001>
- Spyromitros, E., Panagiotidis, M., 2022. The impact of corruption on economic growth in developing countries and a comparative analysis of corruption measurement indicators. *Cogent Econ. Finance* 10, 2129368. <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2129368>
- Stern, D.I., 2004. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Dev.* 32, 1419–1439. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.03.004>
- Tawiah, V., Zakari, A., Alvarado, R., 2023. Effect of corruption on green growth. *Environ. Dev. Sustain.* <https://doi.org/10.1007/s10668-023-03152-w>
- Torras, M., Boyce, J.K., 1998. Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics* 25, 147–160. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00177-8](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00177-8)

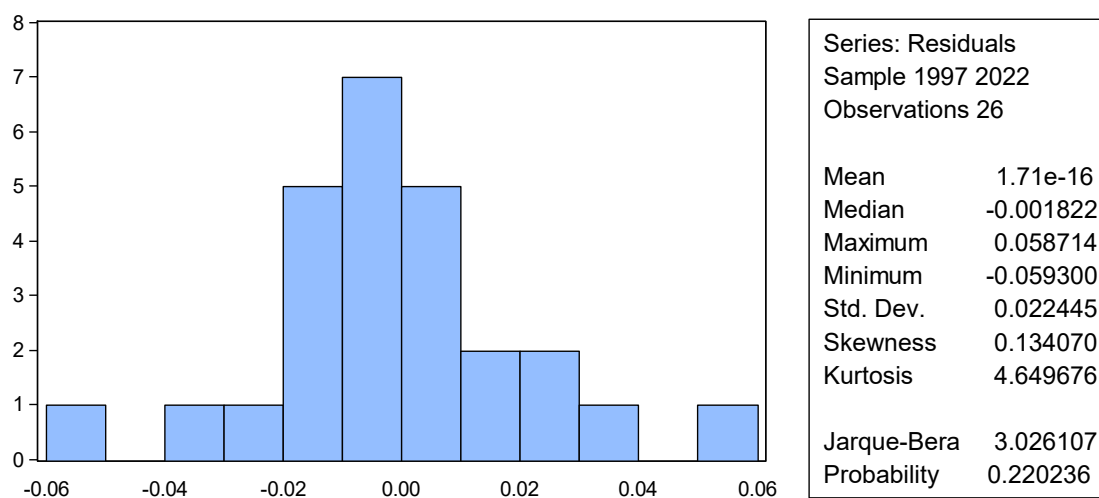
- Transparency International (TI), 2025. Corruption Perception Index, [On line], Available at: <https://www.transparency.org/en/news/cpi-2024>
- Tsitouras, A., Papapanagos, H., 2025. The relationships between economic freedom, income inequality, and economic growth: empirical evidence from an asymmetric analysis in the case of Greece. *Port. Econ. J.* <https://doi.org/10.1007/s10258-025-00269-w>
- Ugur, M., 2014. Corruption's Direct Effects on Per-Capita Income Growth: A Meta-Analysis. *J. Econ. Surv.* 28, 472–490. <https://doi.org/10.1111/joes.12035>
- United Nations (UN), 2023. Global Sustainable Development Report 2023: Times of crisis, times of change: Science for accelerating transformations to sustainable development, Independent Group of Scientists appointed by the Secretary-General. New York
- United Nations Climate Change (UNFCCC), 2025. Process and meetings, [On line], Available at : <https://unfccc.int/> [Accessed 3 April 2025]
- United Nations, 2023. Stamping out corruption can give SDGs \$3 trillion boost. U. N. URL <https://www.un.org/en/desa/stamping-out-corruption-can-give-sdgs-3-trillion-boost> (Accessed 14 May 2025).
- Villanthenkodath, M.A., Arakkal, M.F., 2020. Exploring the existence of environmental Kuznets curve in the midst of financial development, openness, and foreign direct investment in New Zealand: insights from ARDL bound test. *Environ. Sci. Pollut. Res.* 27, 36511–36527. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09664-6>
- Wang, Q., Li, Y., Li, R., 2024. Rethinking the environmental Kuznets curve hypothesis across 214 countries: the impacts of 12 economic, institutional, technological, resource, and social factors. *Humanit. Soc. Sci. Commun.* 11, 1–19. <https://doi.org/10.1057/s41599-024-02736-9>
- Wawrzyniak, D., Doryń, W., 2020. Does the quality of institutions modify the economic growth-carbon dioxide emissions nexus? Evidence from a group of emerging and developing countries. *Econ. Res.-Ekon. Istraživanja* 33, 124–144. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1708770>
- Welsch, H., 2004. Corruption, growth, and the environment: a cross-country analysis. *Environment and Development Economics* 9, 663–693. <https://doi.org/10.1017/S1355770X04001500>
- Wooldridge, J.M., 2016. Introductory Econometrics A modern Approach. In: S. Skouras, ed. 2022. Sixth American ed. Second Greek Ed. MIT Press, Cambridge, Massachusetts. Ch.18
- World Bank Group, 2022. Climate and Development: An Agenda for Action - Emerging Insights from World Bank Group 2021-22 Country Climate and Development Reports. Washington, DC:WorldBank. <http://hdl.handle.net/10986/38220> License: CC BY-NC-ND.
- World Bank, 2023. Combating Corruption. World Bank. URL <https://www.worldbank.org/en/topic/governance/brief/combating-corruption> (accessed 6 February 2024).
- World Bank, World Development Indicators, 2024. Available at <https://data-bank.worldbank.org/source/world-development-indicators#> [Accessed 10 October 2024]
- World Inequality Database (WID), 2024. Available at <https://wid.world/data/> [Accessed 10 October 2024]
- Yang, B., Ali, M., Hashmi, S.H., Jahanger, A., 2022. Do Income Inequality and Institutional Quality affect CO<sub>2</sub> Emissions in Developing Economies? *Environ. Sci. Pollut. Res.* 29, 42720–42741. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-18278-5>
- Zhang, Y.-J., Jin, Y.-L., Chevallier, J., Shen, B., 2016. The effect of corruption on carbon dioxide emissions in APEC countries: A panel quantile regression analysis. *Technol. Forecast. Soc. Change* 112, 220–227.
- Zhou, M., Wang, B., Chen, Z., 2020. Has the anti-corruption campaign decreased air pollution in China? *Energy Econ.* 91, 104878. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104878>

## Παράρτημα

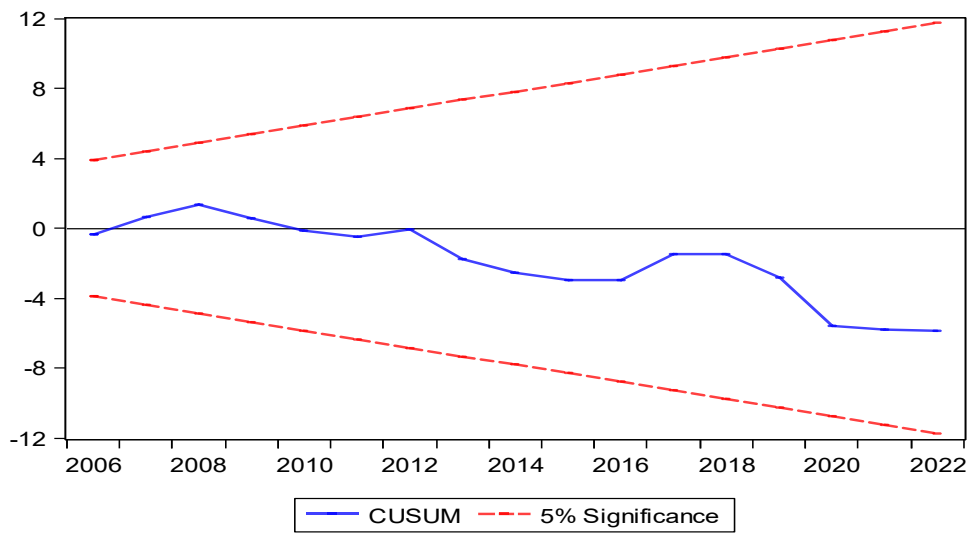
**Πίνακας Α.1:** Έλεγχος Αιτιότητας Pairwise Granger Causality

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNCPI does not Granger Cause LNCO2	27	4.849	0.038
LNCO2 does not Granger Cause LNCPI		3.162	0.088
LNGDP does not Granger Cause LNCO2	27	2.158	0.155
LNCO2 does not Granger Cause LNGDP		0.370	0.549
LNGINI does not Granger Cause LNCO2	27	18.343	0.000
LNCO2 does not Granger Cause LNGINI		0.480	0.495
LNGDP does not Granger Cause LNCPI	28	9.567	0.005
LNCPI does not Granger Cause LNGDP		7.797	0.010
LNGINI does not Granger Cause LNCPI	27	0.040	0.843
LNCPI does not Granger Cause LNGINI		0.412	0.527
LNGINI does not Granger Cause LNGDP	27	5.197	0.032
LNGDP does not Granger Cause LNGINI		6.325	0.019

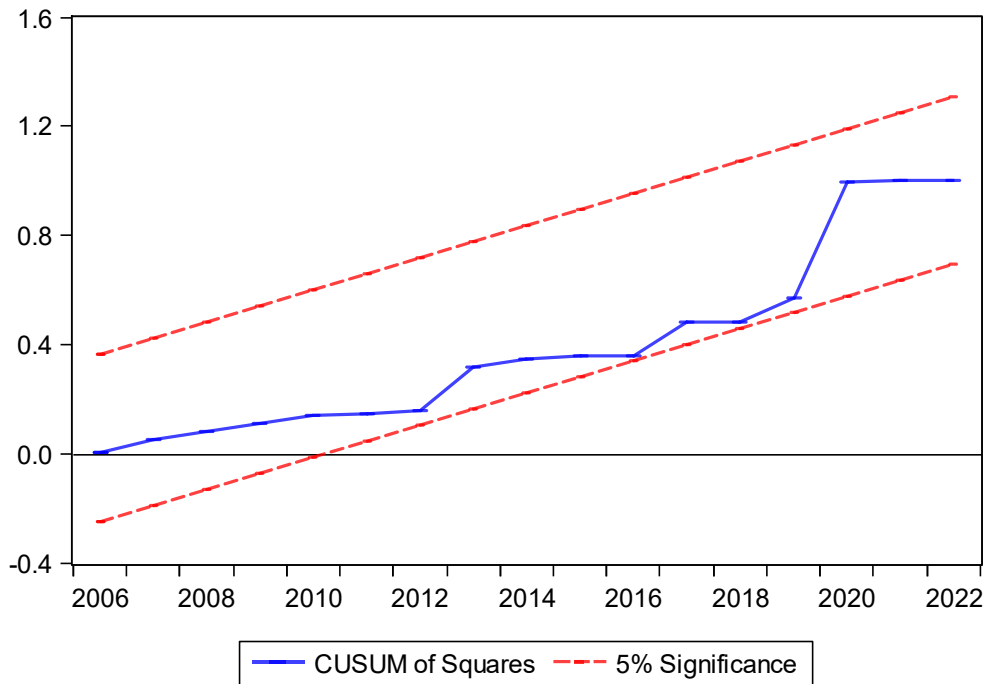
**Γράφημα Α.1:** Έλεγχος Κανονικότητας Jarque-Berra



Γράφημα Α.2 : Έλεγχος CUSUM



Γράφημα Α.3 : Έλεγχος CUSUMSQ



Κωνσταντινιά Θώδη  
Σοφία Δεληπάλλα  
Χάρρυ Παπαπανάγος  
Αναστασία Ψειρίδου



TRANSPARENCY  
INTERNATIONAL  
GREECE

the global coalition against corruption

---

Ιούλιος 2025