

Д-р Б. Венкатрая\*

## ИМА ЛИ ДОКАЗАТЕЛСТВА, ПОДКРЕПЯЩИ ХИПОТЕЗАТА НА ЕКОЛОГИЧНАТА КРИВА НА КУЗНЕЦ ЗА КИТАЙ? ТЕСТВАНЕ НА ГРАНИЦИТЕ С ARDL

Направен е опит за емпирично изследване на връзката между замърсяването на околната среда, икономическия растеж и търговската отвореност на Китай. Изследването използва модифицирана екологична крива на Кузнец като теоретична рамка и проучва дали Китай показва съпоставими с нея резултати чрез тестване на границите с помощта на авторегресионен модел с разпределителен лаг (ARDL). За да се отчете въздействието на икономическия растеж и международната търговия върху емисиите на въглероден диоксид в Китай, традиционният модел емисии-доходи е оценен с променливи като БВП на човек от населението, БВП на човек от населението на квадрат и търговска отвореност с годишни данни за периода 1971-2014 г. Резултатите показват, че емисиите на CO<sub>2</sub> в страната са силно еластични спрямо равнището на доходите, а стимулираният от повишаването на доходите растеж над определено ниво води до по-чиста и по-малко замърсена околна среда. Установява се също, че в дългосрочен план растежът, стимулиран от търговията, причинява повече замърсяване на околната среда. Емпиричните доказателства от изследването потвърждават хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай в дългосрочен план. Резултатите имат съществено значение за политиката в страната – те показват, че трябва да се наблегне на насърчаването на онези политически мерки, които ще позволят намаляване на емисиите, свързани с икономическия растеж, стимулиран от търговията.

*Ключови думи:* екологична крива на Кузнец; икономически растеж; замърсяване на околната среда; CO<sub>2</sub>; БВП; ARDL; Китай

JEL: Q56; C02

Ръстът на населението, неефективните технологии, лошото управление, некачественото здравеопазване, ниските доходи на човек от населението и бедността са общи икономически проблеми, засягащи по-слабо развитите държави. В този контекст тези страни трябва да разработят политики за постигане на бързо социално и икономическо развитие и по-висок растеж (Popp, 2010). Действията, свързани с това, обаче създават притеснения по въпроса дали не стига до пренебрегване на екологичните измерения за сметка на икономическия растеж (Vascom, 2016). Голяма част от икономическите придобивки, натрупани от развития свят след индустриалната революция от XVIII век под формата на увеличаване на богатството, доходите, жизнения стандарт и подобряване на здравните услуги, са постигнати на цената на влошаването на околната среда. Натискът върху нея е стимулиран от прекомерната ѝ експлоатация, което пре-

---

\* Институт за развитие на мениджмънта SDM (SDMIMD), Майсур, Индия, venkatraja@sdmimd.ac.in

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

дизвиква изчерпване на ресурсите и създава екологични проблеми, произтичащи от натрупването на CO<sub>2</sub> и парникови газове в атмосферата, от замърсяването и от разрушаването на редица екосистеми. По пътя към осъществяването на индустриално развитие са били използвани без ограничения изкопаеми горива, суровини, пластмаси и химикали (пестициди, ДДТ и др.), които се смятат за сериозни замърсители (WCED, 1987). Така липсата на развитие, от една страна, и процесът на икономически растеж, от друга, се отразяват негативно върху на околната среда.

Според данни от World Development Indicators глобалните емисии на въглероден диоксид (CO<sub>2</sub>) са се увеличили от 4 метрични тона на човек от населението през 1970 г. до 5 метрични тона през 2014 г. Същевременно бързо расте и глобалната икономика – БВП на човек от населението се увеличава съответно от 5199 до 10 159 USD. Khokhar (2017) изчислява, че от 1990 г. до 2013 г. глобалните емисии на CO<sub>2</sub> са се повишили с 60%, което (при наличието и на други парникови газове) води до покачване на средната температура в света с 0,8°C. Според Междуправителствената експертна група по изменението на климата (Intergovernmental Panel on Climate Change, 2014) изгарянето на изкопаеми горива е допринесло за 78% от емисиите на CO<sub>2</sub> в общите парниковите газове през периода 1970-2010 г.

През последните десетилетия се появяват значителен брой изследвания, посветени на връзката между емисиите CO<sub>2</sub> и темпа на влошаване на околната среда (Chng, 2019) – някои от тях свързват влошаването на околната среда с икономическия растеж на страната, докато други не откриват доказателства в това отношение. Независимо от нарастващия брой изследвания в тази област изводът, че икономическите дейности, водещи до икономически растеж, предизвикват влошаване на околната среда чрез емисии CO<sub>2</sub>, остава непотвърден, тъй като всяко проучване прилага различна стратегия, различен метод и различен набор от данни (Chng, 2019).

От края на 70-те години на миналия век икономиката на Китай започва да расте бързо, като през 2018 г. заема второ място в света по показателя „съвкупен БВП“. Според доклади на Световната банка през 1980 г. страната е седмата по големина икономика с БВП от 305,35 млрд. USD (за сравнение в САЩ БВП е 2,86 трилиона USD). След като стартира пазарните реформи през 1978 г., азиатският гигант отчита 10% средногодишен икономически растеж (Investopedia, 2020). През 2018 г. американската икономика нараства до 20,58 трилиона USD в номинално изражение, а китайската – до 14,14 трилиона USD (IMF, 2018). БВП на човек от населението в Китай се увеличава от 118 USD през 1971 г. до 7651 USD през 2014 г.

Трябва да се отбележи обаче, че паралелно с това в страната се наблюдава сериозно влошаване на околната среда. Изследване на Kan et al. (2012) установява, че в 17% от китайските градове качеството на въздуха е много под националните стандарти, а за урбанизираните региони този дял е 75% (Shao et al., 2006). Още по-тревожен е фактът, че от 1971 г. до 2014 г. емисиите на CO<sub>2</sub>

на човек от населението са се увеличили с над 86%. Всичко това поражда въпроса за връзката между доходите и емисиите в Китай, който обуславя и основната цел на представеното изследване – да се проучи дали икономическият растеж допринася за влошаването на околната среда в страната и дали връзката доходи – емисии отговаря на хипотезата на екологичната крива на Кузнец (ЕКС). Или с други думи, да се установи дали може да се твърди, че в ранните етапи на икономическия растеж в Китай замърсяването на околната среда се увеличава заедно с покачването на доходите, а след като се достигне определено ниво на растеж, се случва обратното – нарастването на доходите води до намаляване на замърсяването.

### Противоречия в теорията

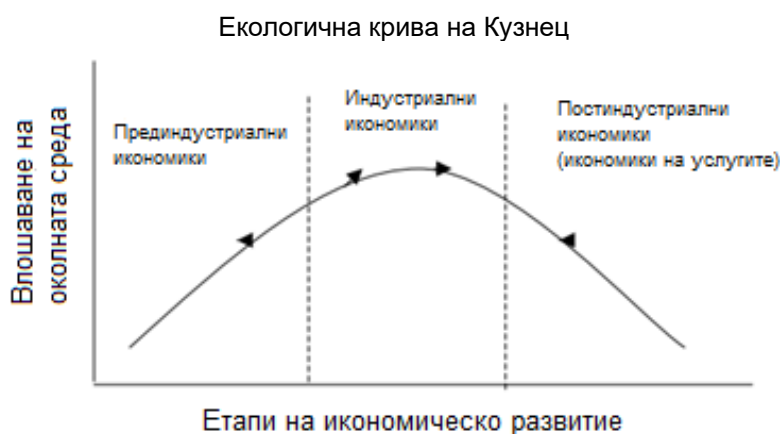
През 1955 г. Саймън Кузнец, руско-американски учен, работещ в областта на икономиката на развитието, изследва връзката на икономическия растеж по отношение на дохода на човек от населението с неравенството на доходите, използвайки данни на три индустриализирани страни – САЩ, Великобритания и Германия (Kuznets, 1955). Той стига до заключението, че когато икономиката тръгне по своя път на развитие, неравенството в доходите първоначално ще се увеличи, а впоследствие постепенно ще намалее, след като икономиката достигне определен етап на развитие. Това дава основания на Кузнец да изведе хипотезата, че неравенството в доходите има обърната U-образна форма, ако се съпостави с нарастването на доходите. По-късно Grossman и Krueger (1991) за първи път откриват връзка между икономическия растеж и влошаването на околната среда, като установяват, че и при тези показатели се наблюдава обърната U-образна крива, идентична с кривата на Кузнец. Авторите получават кривата, анализирайки връзката между БВП на човек от населението и много източници на замърсяване въз основа на данни, събрани от 42 държави. Тази крива е позната като „екологичната крива на Кузнец“. Според хипотезата на ЕКС околната среда първоначално се влошава с растежа на икономиката, а когато икономиката нарасне отвъд определено ниво, вредите за околната среда започват да намаляват.

ЕКС допуска, че постигането на икономически растеж обикновено е свързано с по-голямо производство и потребление на промишлени стоки, което от своя страна предполага да се прави компромис с качеството на околната среда. В началната фаза на растежа различни проекти предизвикват нарастващи щети върху околната среда, но след като се достигне до определено ниво на икономически прогрес и успоредно с навлизането в икономиката на секторите, ориентирани към услугите, приоритетът на хората обикновено се прехвърля към опазването на околната среда и екологичните щети намаляват. Panayotou (1993) илюстрира графично хипотезата за ЕКС (вж. фиг. 1). Други изследователи (например Shafik and Bandyopadhyay, 1992; Selden and Song, 1994) потвърждават неговия извод, че връзката икономически растеж – качество на околната среда не е еднозначна в различните етапи от развитието на иконо-

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

миката, а напротив, когато дадена държава достигне определено ниво на доходи, се очаква тази връзка да се промени от положителна към отрицателна. Техните аргументи са, че при по-високо ниво на доходи хората търсят и могат да си си позволят повече инфраструктура, която е по-ефективна и е насочена към по-чиста околна среда. Според Beckerman (1992) в дългосрочен план неизбежният начин за подобряване на качеството на околната среда е свързан с нарастване на богатството в икономиката. В допълнение Barlett (1994) твърди, че екологичните щети могат да бъдат контролирани и от правителството чрез строго екологично регулиране, макар че подобни мерки водят до известен спад на икономическия растеж (цит. в Panayotou et al., 1999).

Фигура 1



Източник: Panayotou, 1993.

Някои теории поставят под съмнение тенденциите, които се отнасят до качеството на околната среда и икономическия растеж, свързани с ЕКС. Теорията за границите (Argow et al., 1996) определя връзката икономика – околна среда, като отчита, че екологичните щети могат да достигнат праг, над който производството е толкова силно засегнато, че икономиката се свива (Meadows et al., 2004). Теорията за новата токсичност на Stern (2004) и Davidson (2000) не приема хипотезата на ЕКС, че съществува преломен момент по отношение на качеството на околната среда. Според нея щетите върху околната среда продължават да се увеличават и докато икономиките растат. Аргументите са, че с икономическия растеж новите замърсители, заместващи съществуващите, стават повече. Stern (2004) предлага и модела „надпревара към дъното“ – той смята, че първоначално международната конкуренция води до увеличаване на екологичните щети, докато се достигне точката, в която развитите страни започват да намаляват въздействието си върху околната среда и да възлагат замърсяващи дейности на по-бедните държави.

Както се вижда от изложените теории, връзката между качеството на околната среда и икономическия растеж е сложна и многоизмерна, като същевременно липсват убедителни доказателства, които да могат да покажат нейната форма.

### Емпирични доказателства

Първите доказателства за съществуването на връзка от типа на ЕКС между влошаването на околната среда и икономическото развитие са представени от Grossman и Krueger (1991), които изследват въздействието на търговското споразумение между САЩ, Канада и Мексико NAFTA върху околната среда. Авторите установяват, че макар замърсяването да се увеличава в началните години на икономически растеж, след като се достигне определено ниво на доходи на човек от населението, хората са склонни да бъдат по-екологични и по този начин нивото на замърсяване намалява с по-нататъшното повишаване на доходите им. Grossman и Krueger (1991) тестват ЕКС за серен диоксид в 42 страни, за тъмна материя в 19 страни и за суспендирани частици в 29 държави за 1977, 1982 и 1988 г. Резултатите от тези тестове показват, че в случая на серния диоксид и на тъмната материя хипотезата на ЕКС не може да бъде потвърдена, но са намерени доказателства, че тя действа по отношение на суспендираните частици.

Shafiq и Bandyopadhyay (1992) изучават моделите на трансформация в околната среда за 149 страни с различни нива на доходи за периода от 1960 до 1990 г. и откриват, че първоначално емисиите се увеличават, а след това намаляват, когато доходът на човек от населението нараства. Тази разработка е използвана от Световната банка като основа, върху която да се изследва връзката между околната среда и икономическия растеж. Наличието на обърнатата U-образна връзка между околната среда и доходите се потвърждава и от проучване на Panayotou (1993), свързано със зависимостта между обезлесяването и нарастването на доходите.

Selden и Song (1994) изследват международни панелни данни за 130 държави за периода между 1951 и 1986 г. Те проучват четири замърсителя – емисии на CO<sub>2</sub>, SO<sub>2</sub>, NO<sub>2</sub> и суспендирани частици, и при всички тях установяват съществуването на обърнатата U-образна връзка по отношение на БВП на човек от населението. Moontan и Ungich (1997) не намират доказателства, подкрепящи ЕКС. Според тяхното проучване емисиите на CO<sub>2</sub> на човек от населението и БВП на човек от населението в 16 развити страни от ОИСР не показват обърнатата U-образна връзка. Анализът на Roca et al. (2001) относно зависимостта между икономическия растеж и 6 замърсителя в Испания не подкрепя хипотезата на ЕКС при 5 замърсителя, като единственото изключение е SO<sub>2</sub>. До подобен извод стигат и Harbaugh et al. (2000). Friedl и Gelzner (2003) разглеждат случая на Австрия, използвайки CO<sub>2</sub> и БВП за периода 1960-1990 г., но също не намират доказателства в полза на хипотезата на ЕКС.

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

Kahuthu (2006) изследва връзката между икономическия растеж и влошаването на околната среда и потвърждава съществуването на екологичната крива на Кузнец. Проучването показва, че когато националната икономика се интегрира в световната с нарастващи темпове в началния етап, влошаването на околната среда се увеличава бързо, но качеството ѝ се подобрява, след като се достигне определено ниво на глобална интеграция. Изследване на Tamazian и Rao (2010) установява, че икономическото развитие води до по-ниско качество на околната среда, но това влошаване намалява с повишаване на нивото на развитие, като се вземат предвид финансовите и институционалните променливи.

Хипотезата за ЕКС е емпирично проучена и от Narayan и Narayan (2010), които използват данни за 43 развиващи се страни, но намират доказателства в нейна подкрепа само в 35% от тях. Тези държави отчитат по-ниски нива на емисии в дългосрочен план спрямо резултатите в краткосрочна перспектива. Общият анализ на панелни данни на Datta (2013) не открива доказателства, потвърждаващи хипотезата на ЕКС, а по-скоро установява, че в повечето от включените в проучването държави връзката е с N-образна форма. Изследването оценява два различни модела, като и при двата зависима променлива е екологичният натиск, а дескриптивните променливи са различни. В първия модел дескриптивната променлива е БВП, а във втория – индексът на баланс на развитие (Development Balance Index, DBI). Magazzino (2015) анализира връзката между икономическия растеж, използването на енергия и емисиите на CO<sub>2</sub> в Израел през периода 1971-2006 г. Тестът за каузалност установява, че реалният БВП причинява повишено използване на енергия и на емисии на CO<sub>2</sub>, но въпреки това декомпозицията на вариациите на прогнозната грешка не могат да подкрепят предположението, че емисиите на въглероден диоксид са свързани с БВП.

Shahbaz et al. (2015) достигат до емпирични доказателства, поддържащи хипотезата на ЕКС. Те проучват Португалия чрез тестване на граници с помощта на авторегресионен модел с разпределителен лаг (ARDL) за периода от 1971 до 2008 г. Авторите разширяват традиционния модел емисии – доходи, като за изследваните емисии използват показателите „потребление на енергия“, „урбанизация“ и „отвореност на търговията“. Резултатът показва, че всички променливи са с очакваните знаци с изключение на отвореността на търговията. Nicholas и Ozturk (2015) разглеждат връзката доход – емисии в 14 азиатски държави въз основа на данни за периода 1990-2011 г. и също откриват доказателства в полза на хипотезата на ЕКС. Техният модел включва емисии на CO<sub>2</sub>, БВП на човек от населението, гъстота на населението, дялове на селското стопанство и на промишлеността в БВП, както и четири показателя за качество на институциите.

Изследвайки релевантността на хипотезата на ЕКС в контекста на Бразилия, Zambrano-Monserrate et al. (2016) оценяват ARDL модел на връзката между емисиите на CO<sub>2</sub>, икономическия растеж, потреблението на енергия и

производство на електроенергия от възобновяеми източници в страната на базата на годишните данни за периода 1971-2011 г. Авторите установяват наличието на обърната U-образна връзка между емисиите на CO<sub>2</sub> и икономическия растеж в дългосрочен аспект, потвърждаваща валидността на ЕКС, докато в краткосрочен план не са намерени доказателства за това. Alam et al. (2016) разглеждат въпроса дали доходите, потреблението на енергия и увеличаването на населението оказват въздействие върху емисиите на CO<sub>2</sub> в краткосрочна и дългосрочна перспектива, използвайки данни за Индия, Индонезия, Китай и Бразилия. Резултатите от ARDL теста за граници сочат, че в Бразилия, Китай и Индонезия има аргументи в подкрепа на хипотезата на ЕКС. Това означава, че емисиите на CO<sub>2</sub> ще започнат да спадат при покачване на доходите, след като се достигне конкретно ниво. Според данните за Индия обаче между емисиите на CO<sub>2</sub> и доходите има положителна връзка през целия изследван период, което е знак, че увеличението на доходите през това време няма да намали емисиите на CO<sub>2</sub>, т.е. че тази хипотеза не може да се докаже.

Azam и Khan (2016) проучват ЕКС за Танзания, Гватемала, Китай и САЩ, които са съответно държава с ниски доходи, с ниски средни доходи, с високи средни доходи и с високи доходи. Те разглеждат емисиите на въглероден диоксид като зависима променлива, а доходите, доходите на квадрат, потреблението на енергия, урбанизацията и търговската отвореност като регресори. Моделът е тестван чрез оценка на коинтеграция на Йохансен и тест на обикновените най-малки квадрати, като са използвани данни за периода 1975-2014 г. Резултатът потвърждава хипотезата на ЕКС при страните с ниски и с ниски средни доходи (Танзания и Гватемала), но я отхвърля при тези с високи средни и с високи доходи (Китай и САЩ). Waluyo и Terawaki (2016) изследват зависимостта между икономическото развитие и обезлесяването в Индонезия, прилагайки ARDL тест за граници, който свидетелства за наличието на дългосрочната обърната U-образна връзка между променливите – с други думи, когато икономиката започне да расте, темпът на обезлесяване се повишава и започва да намалява след достигането на определен праг. За разлика от тези резултати Adu и Denkyirah (2017) стигат до извода, че икономическият растеж има отрицателен ефект върху емисиите CO<sub>2</sub> в краткосрочен план, но погледнато дългосрочно, няма значително намаление на замърсяването, което не съответства на хипотезата на ЕКС).

Изследвайки връзката между икономическия растеж и влошаването на околната среда на базата на данни за Еквадор, Alvarado и Toledo (2017) установяват наличието на обратна връзка между реалния БВП и растителната покривка. Това предполага, че дейностите, свързани с по-високото икономическо развитие, причиняват по-сериозно увреждане на околната среда. Валидността на ЕКС е анализирана и от Mrabet и Alsamara (2017). Въз основа на годишни данни за периода 1980-2011 г. за Катар авторите разработват два модела с различни екологични показатели, които използват като зависими променливи. Единият модел приема като зависима променлива въглеродния диоксид, а

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

другият – екологичния отпечатък (EF). Регресорите и в двата модела са реалният БВП (RGDP), RGDP на квадрат, потреблението на енергия, финансовото развитие и търговската отвореност. Резултатите от оценката на ARDL модела са разделени по отношение на приемането на хипотезата на ЕКС – при използването на емисиите CO<sub>2</sub> обърнатата U-образна хипотеза не се валидира, но е потвърдена, когато като зависима променлива се използва екологичният отпечатък.

Според проучване на Gambo (2018) за Малайзия отрицателният ефект на растежа върху околната среда спада в дългосрочен план и по този начин потвърждава съществуването на ЕКС. В изследване на страните от Г-7 Raza и Shah (2018) отчитат смесени резултати за въздействието на търговията, икономическия растеж и възобновяемата енергия върху влошаването на околната среда. Авторите стигат до заключението, че в дългосрочен план икономическият растеж и търговията увеличават емисиите на CO<sub>2</sub>, а потреблението на възобновяема енергия ги намалява. Нееднозначни са и резултатите от изследването на Balcilar et al. (2019), обхващащо същата група държави, като за повечето от тях хипотезата на ЕКС е отхвърлена. За някои страни резултатът е или S-образна, или N-образна крива, а за други е установена неутрална връзка между икономическия растеж и качеството на околната среда. Gokmenoglu et al. (2019) потвърждават хипотезата на ЕКС, свързана с обезлесяването. Проучване върху 12 източноафрикански държави на Sisay и Baláz (2019) намира крива във формата на камбана и стига до извода, че икономическият растеж не причинява влошаване на околната среда.

Изследванията, фокусирани върху Китай също не дават еднопосочни доказателства относно хипотезата на ЕКС. George (2003) открива аргументи в нейна подкрепа, като констатира, че важен фактор, свързан със замърсяването, е търговията. Luo et al. (2014) анализират въпроса дали икономическото развитие оказва влияние върху замърсяването на въздуха. Те проучват 31 столици на провинции в Китай, използвайки данни от 2003 до 2012 г., и достигат до смесени резултати. В няколко случая връзката е квадратична, в други е отрицателна, но все пак има случаи, в които се наблюдава и обърнатата U-образна връзка.

Zheng et al. (2015) изследват замърсяването на околната среда в 111 китайски града, класифицирани в пет различни клъстера. Авторите констатира, че в един от клъстерите има взаимовръзка между икономиката и замърсяването, а в друга част от тях теорията за ЕКС се потвърждава. Zhou et al. (2019) проучват връзката доходи – емисии за 7 речни басейнови региона и намират доказателства в подкрепа на ЕКС, установявайки, че тези региони са преминали точката на поврат и че при по-нататъшното им развитие емисиите намаляват.

### **Спецификация на модела**

За да се докаже връзка между доходите и емисиите, тук е модифициран моделът на ЕКС, който е представен в обща форма в уравнение (1). Предполага се, че БВП на човек от населението (GDP), БВП на човек от населението на



квадрат ( $GDP^2$ ) и търговската отвореност ( $TO$ ) са очакваните детерминанти на емисиите на въглероден диоксид ( $CO_2$ ) в Китай.

$$CO_2 = f(GDP, GDP^2, TO) \quad (1)$$

Логаритмичната линейна спецификация осигурява по-подходящи и ефективни резултати в сравнение с простата линейна спецификация. Освен това логаритмичната форма на променливите дава възможност да се изведе директно еластичността, което позволява тълкуване (Shahbaz et al., 2015). Следователно общата линейна спецификация на уравнение (1) се преобразува в логаритмичен линейен модел, представен в уравнение (2).

$$\log CO_2 = \beta_1 + \beta_2 \log GDP + \beta_3 \log GDP^2 + \beta_4 \log TO + \mu, \quad (2)$$

където  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  и  $\beta_4$  са коефициентите на еластичност, които трябва да бъдат оценени, а  $\beta_1$  и  $\mu$  обозначават съответно индикатори за константа и грешка.

Моделът приема въглеродния диоксид ( $CO_2$ ) като изразител на влошаването на околната среда, тъй като той има най-голям дял в общите парникови газове и следователно най-добре отразява нейното замърсяване. Изборът му като мярка за замърсяването на околната среда е обусловен и от някои предишни разработки (вж. например Schmalensee et al., 1998; Panayotou et al., 1999).

За целите на нашето изследване са събрани и разгледани емисиите на  $CO_2$  на човек от населението. Икономическият растеж се измерва с два показателя – БВП на човек от населението ( $GDP$ ) и  $BVP$  на човек от населението на квадрат ( $GDP^2$ ), които формират дескриптивните променливи на модела. Някои предходни проучвания (Shahbaz et al., 2015; Chang, 2019; Zambrano-Monserrate et al., 2016) също приемат тези индикатори като най-добрите налични за измерване на икономическия растеж в краткосрочен и дългосрочен план. БВП на човек от населението се измерва в щатски долари при постоянни цени за 2010 г., като е оценено неговото въздействие върху нивото на емисиите на  $CO_2$ . Това отразява допускането, че докато икономиката разширява експлоатацията на ресурсите, има тенденция околната среда да се влошава по-бързо. БВП на човек от населението на квадрат представлява прогнозирания икономически растеж на страната. Според литературата, след като доходите ( $GDP^2$ ) достигнат определено по-високо ниво, по-нататъшното им нарастване би довело до намаляване на нивата на емисиите, което може да се обясни с промените в поведението и ефекта на технологиите (Everett et al., 2010). Затова за коефициента на нелинейния изразител на БВП или прогнозирания брутен вътрешен продукт (т.е.  $GDP^2$ ) се предвижда отрицателен знак.

След прегледа на литературата търговската отвореност е определена като един от потенциалните причинители на замърсяване. Josic et al. (2016) и Chang (2019) измерват търговската отвореност като съотношение между сумата на стойността на износа и вноса към БВП. Същата методика за оценка е използвана и в нашето проучване. Въз основа на литературата се предвижда търгов-

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

ската отвореност да има различно въздействие върху нивата на замърсяване на околната среда в зависимост от икономическия растеж, който страната е достигнала. За да постигнат по-чиста околна среда, развитите държави пренасочват производствата с висока степен на замърсяване към изостанали икономики и внасят продукти от такива икономики. Освен това развитите страни имат строги политики за вноса на продукти, които съдържат замърсители. Следователно при тях коефициентът на търговската отвореност се очаква да е с отрицателен знак. Същевременно развиващите се страни не могат да намерят по-бедни държави, в които да изнесат производства с високо замърсяване (Grossman and Kruger, 1995) и разчитат повече на търговията, за да генерират по-нататъшен растеж. Разглеждайки случая с Китай голяма част от икономическия му растеж през последните десетилетия се дължи главно на насърчаването на износа на преработени продукти. Следователно за развиващите се икономики, вкл. Китай, се предвижда положителен коефициент на търговска отвореност.

В представеното изследване са използвани годишни данни за периода 1971-2014 г. от World Development Indicators.

Ако от уравнението (2) се изключи ТО, може да се очаква един от следните пет потенциални резултата (Stern, 2003; Dinda, 2004; Josic et al., 2016 и Chang, 2019) (вж. табл.1):

- когато  $\beta_2 = \beta_3 = 0$ , не съществува връзка между БВП на човек от населението и емисиите на CO<sub>2</sub>;
- когато  $\beta_2 > 0$  и  $\beta_3 = 0$ , между променливите има линейна връзка, което показва, че повишаването на БВП на човек от населението причинява увеличаване на емисиите на CO<sub>2</sub>;
- когато  $\beta_2 < 0$  и  $\beta_3 = 0$ , е налице монотонна обратна връзка между променливите, което предполага, че нарастването на БВП на човек от населението води до намаляване на емисиите;
- когато  $\beta_2 < 0$  и  $\beta_3 > 0$ , се предвижда U-образна връзка между променливите.
- когато  $\beta_2 > 0$  и  $\beta_3 < 0$ , съществува обърната U-образна връзка между променливите, която потвърждава хипотезата на ЕКС.

Таблица 1

Обобщение на оценката на модела

Модел: $\log CO_2 = \beta_1 + \beta_2 \log GDP + \beta_3 \log GDP^2 + \beta_4 \log TO + \mu$		
Променлива	Абревиатура	Очакван знак на коефициента
<i>Зависима променлива</i>		
Емисии въглероден двуокис на човек от населението	CO <sub>2</sub>	
<i>Независими променливи</i>		
БВП на човек	GDP	+
БВП на човек на квадрат	GDP <sup>2</sup>	-
Отвореност на търговията	ТО	+

## Методология за оценка

За да бъдат анализирани резултатите по отношение на данните за Китай, е модифициран подходът за тестване на границите с авторегресионен модел с разпределителен лаг (ARDL) (Pesaran and Shin, 1995). Този модифициран подход е използван и в няколко предходни проучвания, тъй като той има две основни предимства в сравнение с други съществуващи техники. Според Pesaran (1997) и Narayan (2005) едно от тях е, че ARDL тества връзката между променливите на различни нива, независимо от това дали регресорите са изцяло неинтегрирани –  $I(0)$ , изцяло интегрирани при първа разлика –  $I(1)$ , или са комбинация от двете, като единственото ограничение е да не са интегрирани при втора разлика –  $I(2)$ . В повечето случаи обаче данните за времевите редици са стационарни, поне в  $I(1)$ . За да се спази статистическото изискване никоя от използваните тук променливи да не е  $I(2)$ , в изследването е направен текст за единичен корен, като е приложен модифициран тест на Dickey-Fuller (ADF).

Друго предимство е, че получените с ARDL резултати са по-точни и по-малко изкривени. Narayan (2005) обяснява това с аргумента, че *първо*, ARDL може да бъде приложен за изследвания, включващи малка извадка (като представеното тук, което обхваща извадка от 44 години). Pesaran и Shin (1999) също установяват, че дългосрочните коефициенти в малки извадки са консистентни при оценка с ARDL. *Второ*, този подход оценява дългосрочните и краткосрочните компоненти на модела едновременно, премахвайки проблемите с пропуснати променливи и автокорелация. *Трето*, за разлика от коинтеграционния подход на Йохансен, методът ARDL разграничава зависимите и независимите променливи.

Неограниченият модел на ARDL е оценен и е представен в уравнение (3), съответстващо на уравнение (2).

$$\begin{aligned} \Delta \ln(CO_2)_t = & \beta_1 + \beta_2 \ln GDP_t - 1 + \beta_3 \ln GDP^2_t - 1 + \beta_4 \ln TO_t - 1 \\ & + \sum_{k=1}^n \beta_{5k} \Delta \ln(CO_2)_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{6k} \Delta \ln(GDP)_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^n \beta_{7k} \Delta \ln(GDP)^2_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{8k} \Delta \ln(TO)_{t-k} + \mu, \end{aligned} \quad (3)$$

където  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  и  $\beta_4$  показват на динамика в дългосрочен план;  $\beta_{5k}$ ,  $\beta_{6k}$ ,  $\beta_{7k}$  и  $\beta_{8k}$  – динамиката на корекцията на грешки в краткосрочен план;  $\beta_1$  е константа, а  $\mu$  обозначава грешката.

Дългосрочната връзка между променливите се проверява чрез ARDL, където нулевата хипотеза е, че  $\beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ , което означава, че няма коинтеграция. Алтернативната хипотеза, представяща коинтеграцията, е, че

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

$\beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$ . За проверка на хипотезата е приложено тестване на границите. Съгласно този метод изчислената стойност на F-статистиката се сравнява с ниска и с висока критична граница. Тук са използвани критериите за граници, предложени от Narayan (2005), които са по-удобни и по-добри за малки извадки от 31 до 80 наблюдения. Когато изчислената стойност на F-статистиката е по-малка от долната критична граница, нулевата хипотеза не може да бъде отхвърлена, а ако е по-голяма от горната критична граница, хипотезата се отхвърля.

Изборът на оптимална дължина на лага в изследването е ръководен от най-често използваните информационни критерии – тези на Schwarz (SC).

След установяването на дългосрочна коинтеграция краткосрочното поведение на променливите е изследвано чрез оценка на векторен модел за корекция на грешки (ECM), представен в уравнение (4).

$$\begin{aligned} \Delta \ln(CO_2)_t = & \beta_1 + \sum_{k=1}^n \beta_{2k} \Delta \ln(CO_2)_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{3k} \Delta \ln(GDP)_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^n \beta_{4k} \Delta \ln(GDP)^2_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{5k} \Delta \ln(TO)_{t-k} \\ & + y * ECT_{t-1} + \mu \end{aligned} \quad (4)$$

където коефициентът ( $y$ ) за коригиране на грешки (ECT) изчислява скоростта, с която променливите се приспособяват към равновесното ниво в дългосрочен план. В нашето проучване се очаква  $y$  да бъде отрицателен и статистически значим.

Приложимостта на модела е проверена чрез диагностични тестове като теста за серийна корелация на Breusch-Godfrey, кумулативната сума (CUSUM) и кумулативната сума на квадрат (CUSUMSQ).

## Резултати и анализ

Като първа стъпка, преди да започне тестването на данните от времевите редове чрез усъвършенствани техники, се прилага тест за единичен корен за проверка за стационарността на набора от данни. Ouattara (2004) твърди, че ако някоя променлива е интегрирана в  $I(2)$ , изчисляването на F-статистиката за коинтеграция става неубедително. Критичните граници на Narayan (2005), използвани тук, се основават на допускането, че променливите трябва да са стационарни в  $I(0)$  или  $I(1)$ .

За да се провери, че нито една от сериите данни не е интегрирана в  $I(2)$ , е направен тест за единичен корен, прилагащ модифициран ADF. Резултатите от теста за единичен корен са представени в табл. 2 и показват, че редовете данни са стационарни или на ниво  $I(0)$ , или при първа разлика  $I(1)$  и че нито един от редовете не е интегриран при втора разлика  $I(2)$ . Въпреки че различните набори от данни не са интегрирани в един и същ ред, те са статистически годни за оценка чрез ARDL.

Таблица 2

## Резултати от ADF тест за единичен корен

Променливи	Ред	t-статистика	Критична стойност		P-стойност	Ред на интеграция	Ниво на значимост	Решение
CO2	I(0)	0.793154	1%	-2.621185	0.8804	I(1)	10%	H0 се отхвърля
			5%	-1.948886				
			10%	-1.611932				
	I(1)	-1.704822	1%	-2.621185	0.0833			
			5%	-1.948886				
			10%	-1.611932				
GDP	I(0)	2.470576	1%	-2.628961	0.9959	I(1)	1%	H0 се отхвърля
			5%	-1.950117				
			10%	-1.611339				
	I(1)	-7.317035	1%	-2.624057	0.0000			
			5%	-1.949319				
			10%	-1.611711				
GDP <sup>2</sup>	I(0)	-4.417097	1%	-3.605593	0.0011	I(0)	1%	H0 се отхвърля
			5%	-2.936942				
			10%	-2.606857				
	I(1)	0.051377	1%	-3.596616	0.9579			
			5%	-2.933158				
			10%	-2.604867				
TO	I(0)	-1.288295	1%	-3.592462	0.6265	I(1)	1%	H0 се отхвърля
			5%	-2.931404				
			10%	-2.603944				
	I(1)	-4.806016	1%	-3.596616	0.0003			
			5%	-2.933158				
			10%	-2.604867				

Преди да се приложи тестът за граници ARDL за коинтеграция в дългосрочен план, е избрана подходяща дължина на лага (вж. табл. 3).

Таблица 3

## Критерии за дължината на лага

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-989.6276	NA	1.32e+16	48.46964	48.63682	48.53051
1	-701.3321	506.2749	2.26e+10	35.18693	36.02282	35.49132
2	-651.1053	78.40281*	4.36e+09*	33.51733*	35.02193*	34.06523*
3	-638.4302	17.31241	5.45e+09	33.67952	35.85283	34.47092

**Забележка:** \* показва реда на лага, избран според критерия LR (секвционна модифицирана тест статистика при ниво 5%); FPE е крайна грешка на предвиждането; AIC – информационни критерии на Akaike; SC – информационни критерии на Schwarz; HQ – информационни критерии на Hannan-Quinn.

Всички основни критерии, вкл. информационните критерии на Schwarz, предполагат максимален лагов ред от 2. Освен това при годишни данни, както е в нашия случай, Pesaran и Shin (1999) препоръчват да се избере лаг от максимум 2 периода. Съответно тук за оценка с модела ARDL са избрани 2 максимални реда на лаг за променливите за периода 1971-2014 г.

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

Чрез оценка на уравнение (3) е извършен ARDL тест за граници за дългосрочна коинтеграция между променливите в модел (1), като резултатите, както и критичните гранични стойности, предложени от Narayan (2005), са представени в табл. 4. Изчислената F-статистика (4,07) е по-висока от горната критична граница (3,98) при 10% ниво на значимост. Следователно нулевата хипотеза, която гласи, че променливите на модела не са коинтегрирани, не може да бъде приета. С други думи, изчислената F-статистика над горната критична граница показва, че емисиите на въглерод в Китай са свързани с доходите и търговията.

Таблица 4

F-статистика за тестване на съществуването на дългосрочна коинтеграция

Модел: $CO_2 = f(GDP, GDP^2, T_0)$			
Структура на лага: ARDL (2,2,2,2,2)			
<b>F-статистика: 4.070516</b>			
Вероятност: 0.0100			
Ниво на значимост	Критични стойности - Narayan (2005)		
	K=3; n=44		
	I(0)	I(1)	
1%	4.983	6.423	
5%	3.535	4.733	
10%	2.893	3.983	
R-квадрат	0.847130	Средно на зависимата променлива	0.157212
Коригиран R-квадрат	0.781615	Стандартно откл. на зависимата променлива	0.190524
Стандартна грешка на регресията	0.089035	Akaike критерий	-1.746792
Остатък от сумите на квадратите	0.221963	Schwarz критерий	-1.203464
Log вероятност	48.80924	Hannan-Quinn критерий	-1.548942
F- статистика	12.93020	Durbin-Watson статистика	1.827011
Вероятност (F-statistic)	0.000000		
<b>Диагностични проверки:</b>			
Breusch-Godfrey тест за серийна корелация:			
Obs*R-квадрат: 2.664559		Вероятност Chi-квадрат (2): 0.2639	
Тест за хетероскедастичност: Breusch-Pagan-Godfrey:			
Obs*R-квадрат - 8.066432		Вероятност Chi-квадрат (12) - 0.7799	
CUSUM: стабилен			
CUSUMSQ: стабилен			

Устойчивостта на резултата се проверява чрез няколко диагностични теста. Моделът е тестван за серийна корелация чрез тестове на Breusch-Godfrey и на Durbin-Watson, които показват, че прогностичният модел не съдържа серийна корелация. Тестът на Breusch-Pagan-Godfrey проверява дали моделът се сблъсква с проблем с хетероскедастичността, но според резултатите от него прогностичният модел няма подобен проблем. Тестовите CUSUM и CUSUMSQ сочат, че прогностичният модел е стабилен.

Резултатите от теста за дългосрочен план са представени в табл. 5.

Таблица 5

## Резултати за модела в дългосрочен план

Зависима променлива: $\ln CO_2$				
Променливи	Коефициент	Стандартна грешка	t-статистика	Вероятност
константа	0.907492	0.060765	14.93446	0.0000***
$\ln GDP$	0.001192	9.18E-05	12.97986	0.0000***
$\ln GDP^2$	-6.01E-08	1.17E-08	-5.13278	0.0000***
$\ln TO$	2.696706	0.316292	8.526009	0.0000***
R-квадрат	0.992253	Средно на зависимата променлива		3.038663
Коригиран R-квадрат	0.991672	Стандартно откл. на зависимата променлива		1.966727
Стандартна грешка на регресията	0.179480	Akaike критерий		-0.511003
Остатък от сумите на квадратите	1.288516	Schwarz критерий		-0.348804
Log вероятност	15.24206	Hannan-Quinn критерий		-0.450852
F-статистика	1707.763	Durbin-Watson статистика		0.397939
Вероятност (F-статистика)	0.000000			

\*\*\* Ниво на значимост 1%.

Изчислените коефициенти за всички регресори в модела са в съответствие с очакваните знаци и са статистически значими на ниво от 1%. Коефициентът на GDP е положителен, което означава, че в ранния етап на развитие, характеризиращ се с бърза индустриализация, емисиите на CO<sub>2</sub> се увеличават заедно с нарастването на БВП на човек от населението. Знакът на коефициента на GDP<sup>2</sup> е отрицателен и предполага, че с повишаване на нивото на доходите екологичните щети намаляват. С други думи, въглеродните емисии в Китай спират да са свързани с БВП на човек от населението, когато той се покачва над определено равнище. Отрицателният знак на коефициента на GDP<sup>2</sup> показва разпадането на връзката между въглеродните емисии и GDP при високо ниво на доходите на човек от населението в Китай. Доказателствата свидетелстват, че въглеродните емисии се увеличават в ранния етап на икономическото развитие и в крайна сметка намаляват над определена прагова стойност на БВП на човек от населението. Хипотезата на ЕКС се потвърждава при спазване на изискванията (Stern, 2003; Dinda, 2004; Josic et al., 2016 and Chang, 2019), при условие че  $\beta_2 > 0$  и  $\beta_3 < 0$ . Резултатите показват, че изчислените  $\beta_2 > 0$  и  $\beta_3 < 0$  и следователно връзката между дохода и емисиите е обърната U-образна крива. Това предоставя доказателства, подкрепящи хипотезата на ЕКС в контекста на Китай. Този резултат съвпада с някои от фокусираните върху страната проучвания (вж. например George, 2003; Alam et al., 2016), но е в противоречие с констатациите от други изследвания (например Azam and Khan, 2016).

Вижда се също, че връзката на търговската отвореност с CO<sub>2</sub> е положителна и статистически значима. Това означава, че засилващата се политика за отворена търговия на Китай причинява значително влошаване на околната среда. Дългосрочният коефициент на еластичност на емисиите на CO<sub>2</sub> при отворена търговия е 2,69%, т.е. 1% увеличение на международната търговия на Китай би довело до 2,69% повишение на вътрешните нива на емисии.

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

Тествана е и краткосрочната динамика между емисиите CO<sub>2</sub> и техните регресори, а резултатите са представени в табл. 6 и 7.

Таблица 6

Динамика в краткосрочен план и модел за корекция на грешките

Зависима променлива: $\Delta \ln CO_2$					
Променливи	Код на коефициента	Коефициент	Стандартна грешка	t-статистика	Вероятност
C	C1	0.042544	0.022696	1.874474	0.0703
$\Delta \ln CO_2(-1)$	C2	1.106249	0.198964	5.560058	0.0000
$\Delta \ln CO_2(-2)$	C3	0.005767	0.25259	0.022833	0.9819
$\Delta \ln GDP(-1)$	C4	0.000184	0.000449	0.410906	0.6840
$\Delta \ln GDP(-2)$	C5	-0.000213	0.000485	-0.438786	0.6639
$\Delta \ln GDP^2(-1)$	C6	-7.72E-08	5.11E-08	-1.511954	0.1407
$\Delta \ln GDP^2(-2)$	C7	6.18E-08	5.85E-08	1.056678	0.2988
$\Delta \ln TO(-1)$	C8	-0.794069	0.688266	-1.153724	0.2574
$\Delta \ln TO(-2)$	C9	-1.425576	0.550355	-2.590285	0.0145
ECT(-1)	C10	-0.312734	0.116541	-2.683468	0.0116
R-квадрат	0.803809	Средно на зависимата променлива		0.157212	
Коригиран R-квадрат	0.746851	Стандартно отклонение на зависимата променлива		0.190524	
Стандартна грешка на регресията	0.095860	Akaike критерий		-1.643633	
Остатък от сумите на квадратите	0.284864	Schwarz критерий		-1.225688	
Log вероятност	43.69447	Hannan-Quinn критерий		-1.491440	
F-статистика	14.11217	Durbin-Watson статистика		2.050612	
Вероятност (F- статистика)	0.000000				
<b>Диагностични проверки:</b>					
Breusch-Godfrey тест за серийна корелация:					
Obs*R-квадрат:	0.582487	Вероятност Chi- квадрат (2):		0.7473	
Тест за хетероскедастичност: Breusch-Pagan-Godfrey:					
Obs*R-квадрат:	7.336728	Вероятност Chi-квадрат (9):		0.6021	
CUSUM: стабилна					
CUSUMSQ: стабилен					

Таблица 7

Резултати от F-тест за съвместно въздействие на лаговете знаци за всяка регресия върху CO<sub>2</sub> в краткосрочен план

Променливи	Хипотези	F-статистика	Вероятност
$\Delta \ln GDP(-1) + \Delta \ln GDP(-2)$	C(4)=C(5)=0	0.109185	0.8969
$\Delta \ln GDP^2(-1) + \Delta \ln GDP^2(-2)$	C(6)=C(7)=0	1.27603	0.2934
$\Delta \ln TO(-1) + \Delta \ln TO(-2)$	C(8)=C(9)=0	3.76286	0.0344**

\*\* Ниво на значимост 5%.

Оказва се, че нито първоначалният икономическия растеж (GDP), нито прогнозираният по-висок икономически растеж (GDP<sup>2</sup>) има пряко въздействие върху емисиите на въглероден диоксид. В краткосрочен план БВП на човек от населението и емисиите на CO<sub>2</sub> са свързани. От своя страна търговската отвореност има отрицателно и значимо влияние върху въглеродните емисии. Този

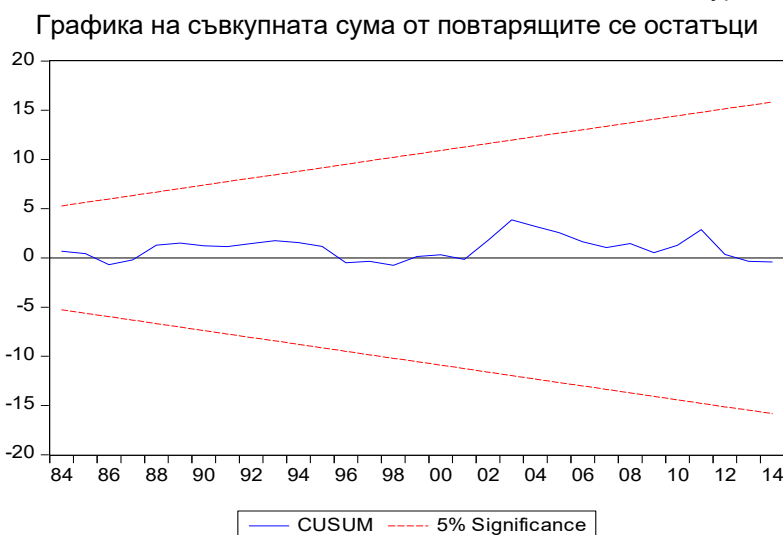


извод е обусловен от данните в табл. 7 – съвместното въздействие на лаговия индикатор за търговска отвореност върху CO<sub>2</sub> е статистически значимо. Резултатите в табл. 6 пък показват, че политиката на засилване на търговската отвореност намалява екологичното замърсяване в Китай в краткосрочен аспект. Освен това трябва да се отбележи, че съвместното въздействие на лаговите стойности на GDP и GDP<sup>2</sup> не е статистически значимо. В краткосрочен план Китай не показва никакви резултати, които могат да бъдат свързани с ЕКС, а това е в съответствие с констатациите на Zambrano-Monserrate (2016) и Saboori и Sulaiman (2013).

Позовавайки се на представените в табл. 6 резултати, се установява, че лаговата стойност на корекция на грешката (ECT) е отрицателна и статистически значима при 5% ниво на значимост. Свойствата на ECT предполагат, че отклоненията от средната стойност на емисиите на CO<sub>2</sub> се коригират с 31,27% в рамките на една година, което показва умерен процент на конвергенция към равновесие. Отрицателната и значима ECT потвърждава установената дългосрочна коинтеграция.

Надеждността на резултатите е проверена чрез няколко диагностични теста (вж. табл. 6). Чрез теста за серийна корелация на Breusch-Godfrey Serial Correlation и теста Durbin-Watson се установява, че изчисленият модел не съдържа проблем със серийната корелация. Използвайки тест на Breusch-Pagan-Godfrey се потвърждава, че моделът няма и проблеми относно хетероскедастичността. Кумулативната сума (CUSUM) и кумулативна сумата на квадрат (CUSUMSQ) попадат в границите на 5% ниво на значимост (вж. фиг. 2 и 3) и показват, че регресионният коефициент е стабилен и че съответно моделът е структурно устойчив.

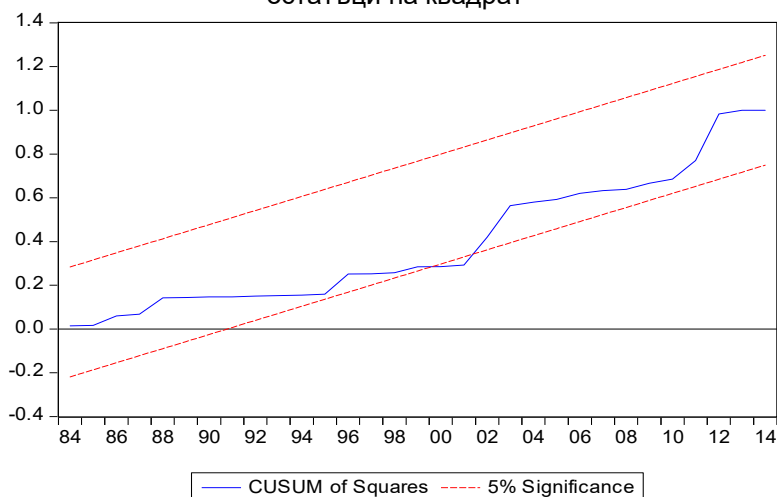
Фигура 2



Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

Фигура 3

Графика на съвкупната сума от повтарящите се остатъци на квадрат



\*

В представеното изследване хипотезата на ЕКС е тествана за китайската икономика въз основа на данни за периода 1971-2014 г. Тестът за граници ARDL идентифицира връзка в дългосрочен план между емисиите на CO<sub>2</sub>, БВП на човек от населението, както и с търговската отвореност. Резултатите показват, че в Китай емисиите на CO<sub>2</sub> се увеличават с растежа на икономиката, но в крайна сметка започват да намаляват, след като БВП на човек от населението достигне до определено прагово ниво. Очевидно е, че отвъд повратната точка с всеки напредък в икономиката замърсяването на околната среда в Китай намалява. Everett et al. (2010) обясняват тази тенденция на ЕКС с промяната в поведението и с технологичния прогрес. В ранния етап на растеж икономиката се стреми към увеличаване на производството и потреблението, независимо от начина, по който се постига. След като се достигне определено по-високо ниво на растеж обаче нуждата от потребление намалява и започва да се обръща по-голямо внимание на качеството на живот и на околната среда. Освен това, тъй като икономиката расте, технологиите се развиват и производственият процес става по-чист и по-ефективен от гледна точка на ресурсите.

С извършените в края на 70-те години на XX век икономически реформи в Китай вниманието се пренасочва от селското стопанство към индустриалното производство. Макар и да водят до значителен икономически растеж, постоянното интензивно използване на ресурси, бързата урбанизация и ускореното изграждане на инфраструктура, свързани с това, увеличават обезлесяването

и емисиите, което предизвиква влошаване на околната среда в големи мащаби. Едва през последните години, след като е постигнат относително висок растеж, Китай започва да прилага устойчиви практики. Акцентира се върху чистата и върху зелената енергия, проектират се екологични технологии за различни производствени сектори. Тези усилия изглежда постепенно водят до намаляване на нивата на емисиите с увеличаване на темпа на растеж.

Трябва да се отбележи също, че макар в краткосрочен план политиката за отваряне на търговията на Китай да не е свързана с влошаването на околната среда, в дългосрочна перспектива се установява, че емисиите на CO<sub>2</sub> се увеличават с покачването на дела на международната търговия в БВП. Няма доказателства, потвърждаващи хипотезата на кривата на Кузнец или хипотезата за „надпревара към дъното“. Това би могло да се отдаде на факта, че голяма част от растежа на Китай през последните три десетилетия е постигната чрез стимулиране на износа на производствени стоки и едва ли има държави-източници на внос, които произвеждат продукти с висока интензивност на замърсяване. В крайна сметка това води до по-голям внос на продукти с висока интензивност на замърсяване и до използването на повече ресурси, за да се увеличи износа.

От проучването могат да бъдат изведени две основни констатации. *Първо*, емисиите на CO<sub>2</sub> в Китай са силно еластични и чувствителни към нивата на доходите, а повишаването на доходите над определено ниво води до по-чиста околна среда и до по-малко замърсяване. *На второ място*, ръстът на търговията предизвиква влошаване на околната среда в дългосрочен план. Резултатите, базирани на профила на Китай, налагат да се предприемат незабавни политически действия за подобряване на екологичните стандарти. Във връзка с това може да се обмисли създаването или насърчаването на мерки, които биха позволили намаляване на емисиите от международната търговия. Производственият процес в отраслите, ориентирани към износ, трябва да стане по-чист и по-зелен. Въпреки че може да се отрази върху икономическия растеж в краткосрочен аспект, създаването и прилагането на строга политика за устойчиви практики в експортноориентираните сектори ще стимулира екологосъобразен растеж и устойчиво развитие в дългосрочен план. Мерките на политиката, свързана с опазването на околната среда, могат да бъдат насочени и към процеса на внос и към импортните продукти. Вносните изделия с висока интензивност на замърсяване трябва да бъдат проследени, а импорът им може да се намали чрез повишаване на вносните мита. Китай трябва да работи и за увеличаване на дела на по-чистата енергия като алтернатива на внасяния суров петрол.

Разбирането на проявлението на ЕКС в Китай изисква рационално разпределение на ресурсите по отношение на бюджета, насочен към различни проекти. Бюджетните средства трябва да бъдат фокусирани в онези проекти, свързани с инфраструктурата и търговията, които спомагат за опазване на околната среда. Ефективните мерки в това отношение могат да помогнат на Китай да продължи да намалява емисиите при по-нататъшно нарастване на доходите, както и да контролира емисиите, произтичащи от търговията.

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

*Използвана литература:*

Adu, D. T. & Denkyirah, E. K. (2018). Economic growth and environmental pollution in West Africa: testing the environmental Kuznets curve hypothesis. *Kasetsart Journal of Social Science*, DOI:10.1016/j.kjss.2017.12.008.

Alam, M. M., Murad, M. W., Noman, A. H. M. & Ozturk, I. (2016). Relationships among carbon emissions, economic growth, energy consumption and population growth: testing environmental Kuznets curve hypothesis for Brazil, China, India and Indonesia. *Ecological Indicators*, Vol.70, pp. 477-479.

Alvarado, R. & Toledo, E. (2017). Environmental degradation and economic growth: evidence for a developing country. *Environment, Development and Sustainability*, Vol. 19(4), pp.1205-1218.

Arrow, K., Bolin, B., Costanza, R., Dasgupta, P., Folke, C., Holling, C. S., Jansson, B. O., Levin, S., Mäler, K. G., Perings, C. & Pimental, D. (1995). Economic growth, carrying capacity and the environment. *Science*, Vol. 268, pp. 520-521.

Azam, M. & Khan, A.Q. (2016). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis: A comparative empirical study for low, lower middle, upper middle and high-income countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 63, pp. 556-567.

Babu, S. S., & Datta, S. K. (2013). The relevance of environmental Kuznets curve (EKC) in a framework of broad-based environmental degradation and modified measure of growth – a pooled data analysis. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, Vol. 20(4), pp.309-316.

Balcilar, M., Ozdemir, Z. A., Tunçsiper, B., Ozdemir, H. & Shahbaz, M. (2019). On the nexus among carbon dioxide emissions, energy consumption and economic growth in G-7 countries: new insights from the historical decomposition approach. *Environment, Development and Sustainability*, DOI:10.1007/s10668-019-00563-6.

Beckerman, W. (1992). Economic growth and the environment: whose growth? Whose environment? *World Development*, Vol. 20, pp. 481-496.

Bascom, C. R. (2016). From economic growth to sustainable development. *The Sustainability X™*, <https://sustainabilityx.co/economic-growth-to-sustainable-development-5d441e9a595e>. Accessed 4 January 2020.

Chng, Z. Y. (2019). Environmental degradation and economics growth: testing the environmental Kuznets curve hypothesis (EKC) in six ASEAN countries. *Journal of Undergraduate Research at Minnesota State University, Mankato*, 19, <https://cornerstone.lib.mnsu.edu/jur/vol19/iss1/1>. Accessed 4 January 2020.

Davidson, C. (2000). Economic growth and the environment: alternatives to the limits paradigm. *Bio Science*, Vol. 50, pp. 433-440.

Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. *Ecological Economics*, Vol. 49, pp. 431-455.

Everett, T., Ishwaran, M., Ansaloni, G. P. & Rubin, A. (2010). Economic growth and the environment. *Defra Evidence and Analysis Series. Paper 2*. MPRA Paper No. 23585, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/23585/>. Accessed 26 November 2019.

Friedl, B., Getzner, M. (2003). Determinants of CO2 emissions in a small open economy, *Ecological Economics*, Vol. 45, pp. 133-148.

Gambo, S. L. (2018). Energy used, economic growth and environmental quality in Malaysia: an application of ARDL quadratic model. *IOSR Journal of Humanities and Social Science*, Vol. 23(2), pp. 31-38.

George, E. H. (2003). Environmental Kuznets curve for sulfur: evidence using GMM estimation and random coefficient panel data models. *Environmental and Development Economics*, Vol. 8(4), pp. 581-601.

Gokmenoglu, K. K., Olasehinde-Williams, G. O. & Taspinar, N. (2019). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis: the role of deforestation. In: Shahbaz, M. & Balsalobre, D. (eds.). *Energy and environmental strategies in the era of globalization. Green Energy and Technology*, pp. 61-83, Champ: Springer.

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. *NBER working papers series*. Paper No.3914.

Grossman, G. & Kreuger, A. (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110(2), pp. 353-377

Harbaugh, W., Levinson, A. & Wilson, D. (2000). *Re-examining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve*, <https://doi.org.ezproxy.mnsu.edu/> <http://www.nber.org/papers/w7711.pdf>. Accessed 26 November 2019.

IMF (2018). *World Economic Outlook*, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2018/01/weodata>. Accessed 26 November 2019.

Intergovernmental Panel on Climate Change (2014). *Fifth Assessment Report*. Working Group III. Summary for Policymakers, [https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/02/ipcc\\_wg3\\_ar5\\_summary-for-policymakers.pdf](https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/02/ipcc_wg3_ar5_summary-for-policymakers.pdf). Accessed 5 January 2020.

Investopedia (2020), <https://www.investopedia.com/insights/worlds-top-economies/>. Accessed 5 January 2020.

Josic, H., Josic, M. & Janecic, M. (2016). Testing the environmental Kuznets curve in the case of Croatia. *Notitia - Journal for Sustainable Development*, Vol. 2.

Kahuthu, A. (2006). Economic growth and environmental degradation in a global context. *Environment, Development and Sustainability*, Vol. 8, pp. 55-68.

Kan, H., Chen, R., & Tong, S. (2012). Ambient air pollution, climate change and population health in China, *Environment International*, Vol. 42, pp. 10-19.

Khokhar, T. (2017). *Chart: CO2 emissions are unprecedented*, <http://blogs.worldbank.org/opendata/chart-co2-emissions-are-unprecedented>. Accessed 5 January 2020.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income equality. *American Economic Review*, Vol. 45(1), pp. 1-28.

Luo, Y., Chen, H., Zhu, Q., Peng, C., Yang, G., Yang, Y. & Zhang, Y. (2014). Relationship between air pollutants and economic development of the provincial capital cities in China during the past decade, *PLOS One*, Vol. 9(8), <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0104013>.

Magazzino, C. (2015). Economic growth, CO2 emissions and energy use in Israel. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, Vol. 22(1).

Meadows, D., Randers, J. & Meadows, D. (2004). *Limits to growth, the 30-year update*. London: Earthscan.

Има ли доказателства, подкрепящи хипотезата на екологичната крива на Кузнец за Китай?...

Moomaw, W. R., Unruh, G. C. (1997). Are environmental Kuznets curves misleading us? The case of CO<sub>2</sub> emissions. *Environmental and Development Economics*, Vol. 2, pp. 451-463.

Mrabet, Z. & Alsamara, M. (2017). Testing the Kuznets curve hypothesis for Qatar: a comparison between carbon dioxide and ecological footprint, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 70, pp. 1366-1375.

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37, pp. 1979-1990.

Narayan, P. K. & Narayan, S. (2010). Carbon dioxide emissions and economic growth: panel data evidence from developing countries. *Energy Policy*, 38(1), pp. 661-666.

Nicholas, A. & Ozturk, I. (2015). Testing environmental Kuznets curve hypothesis in Asian countries. *Ecological Indicators*, 52(5), pp. 16-22.

Ouattara, B. (2004). *The impact of project aid and programme aid on domestic savings: a case study of Cote d'Ivoire*. Centre for the Study of African Economies Conference on Growth, Poverty Reduction and Human Development in Africa.

Panayotou, T. (1993). *Empirical test and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development*. World Employment Research Programme. Working Paper. Geneva: International Labour Office.

Panayotou, T., Sachs, J. & Peterson, A. (1999). *Developing countries and the control of climate change: a theoretical perspective and policy implications*. CAER II Discussion Paper No. 45.

Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1995). *Autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*. University of Cambridge, Department of Economics. DAE Working Paper Series No. 9514.

Pesaran, M. H. (1997). The role of economic theory in modelling the long-run, *Economic Journal*, Vol. 107, pp. 178-191.

Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Storm, S. (ed.). *Econometrics and economic theory in the 20<sup>th</sup> century: the Ragnar Frisch centennial symposium*. Cambridge: Cambridge University Press.

Popp, D. (2010). *Economics of Environmental Policy: Lectures*.

Raza, S. A. & Shah, N. (2018). Testing environmental Kuznets curve hypothesis in G7 countries: the role of renewable energy consumption and trade. *Environmental Science and Pollution Research*, Vol. 25(27), pp. 26 965-26 977.

Roca, J., Padilla, E., Farre, M. & Galletto, V. (2001). Economic growth and atmospheric pollution in Spain: discussing the environmental Kuznets curve hypothesis. *Ecological Economics*, Vol. 39, pp. 85-99.

Saboori, B. & Sulaiman, J. (2013). Environmental degradation, economic growth and energy consumption: evidence of the environmental Kuznets curve in Malaysia. *Energy Policy*, Vol. 60, pp. 892-905.

Schmalensee, R., Stoker, T. M. & Judson, R. A. (1998). World Carbon Dioxide Emissions. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80(1), pp. 15-27.

Selden, T. M. & Song, D. (1994). Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions? *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 27, pp. 147-162.

Shafik, N. & Bandyopadhyay, S. (1992). *Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence*. Policy research working papers. No. WPS 904. World development report, Washington, DC: World Bank, [http:// documents. worldbank. org/curated/en/833431468739515725/Economic-growth-and-environmental-quality-time-series-and-cross-country-evidence](http://documents.worldbank.org/curated/en/833431468739515725/Economic-growth-and-environmental-quality-time-series-and-cross-country-evidence). Accessed 6 November 2019.

Shahbaz, M., & Dube, S., Ozturk, I. & Jalil, A. (2015). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis in Portugal. *International Journal of Energy Economics and Policy*, Vol. 5(2), pp. 475-481.

Shao, M., Tang, X., Zhang, Y. & Li, W. (2006). City clusters in China: air and surface water pollution. *Frontiers in Ecology and the Environment*, Vol. 4(7), pp. 353-361.

Sisay, D.B., & Kotosz, B. (2019). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis: an empirical study for East African countries. *International Journal of Environmental Studies*, <https://doi.org/10.1080/00207233.2019.1695445>. Accessed 6 January 2020.

Stern, D. I. (2003). *The environmental Kuznets curve*. Rensselaer Polytechnic Institute. Department of Economics, <http://isecoeco.org/pdf/stern.pdf>. Accessed 26 December 2019.

Stern, D. I. (2004). The rise and fall of the environmental Kuznets curve. *World Development*, Vol. 32(8), pp. 1419-1439.

Tamazian, A. & Rao, B. B. (2010). Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. *Energy Economics*, Vol. 32(1), pp. 137-145.

Waluyo, E. A. & Terawaki, T. (2016). Environmental Kuznets curve for deforestation in Indonesia: an ARDL bounds testing approach, *Journal of Economic Cooperation and Development*, Vol. 37(3), pp. 87-108.

WCED (1987). *Our Common Future*. Oxford: Oxford University Press.

Zambrano-Monserrate, M. A., Valverde-Bajaña, I., Aguilar-Bohórquez, J., Mendoza-Jiménez, M. (2016). Relationship between economic growth and environmental degradation: is there an environmental evidence of Kuznets curve for Brazil? *International Journal of Energy Economics and Policy*, Vol. 6(2), pp. 208-216.

Zheng, H., Huai, W. & Huang, L. (2015). Relationship between pollution and economic growth in China: empirical evidence from 111 cities. *Journal of Urban and Environmental Engineering*, Vol. 9(1), pp. 22-31.

Zhou, T., Hu, W. & Yu, S. (2019). Characterizing interactions of socioeconomic development and environmental impact at a watershed scale. *Environmental Science and Pollution Research*. 26:5680–5692, <https://doi.org/10.1007/s11356-018-3875-0>. Accessed 14 November 2019.

19.10.2020 г.