

МОДЕЛИРАНЕ НА НЕСИГУРНОСТТА ПО ВРЕМЕ НА COVID-19 КРИЗАТА

Гл. ас. д-р Вениамин Годоров, vntodorov@ue-varna.bg
Катедра „Обща икономическа теория“
Икономически университет - Варна

Резюме: Студията изследва равнищата и динамиката на несигурността като фундаментален елемент на макроикономическата среда по време на COVID-19 кризата. Фокусът е върху моделирането на несигурността на базата на пазарния подход за квантифицирането ѝ. Процесът на моделиране има като резултат изчисляването на показатели, чрез които се извършва сравнителна емпирична оценка. Сравнителният анализ включва икономиките на ЕС и САЩ, като се реализира на две нива, които вървят паралелно и се допълват. Първото обхваща съпоставяне на отделните периоди за конкретната икономика. Резултатите показват подобни тенденции в ЕС и в САЩ. И за трите дефинирани периода последователността на промените не се различава в двете икономики. Второто ниво включва сравнителен анализ на едни и същи периоди между различните икономики. Сериозно сходство се открива в конкретните равнища на несигурността. През първите два периода разликите дори не са статистически значими. През третия период обаче е налице по-голямо различие, което се характеризира със статистическа значимост.

Ключови думи: несигурност, бизнес цикъл, COVID-19

JEL: C22, C52, D80, E32, F44

MODELLING UNCERTAINTY DURING THE COVID-19 CRISIS

**Head Assist. Prof. Veniamin Todorov, PhD, vntodorov@ue-varna.bg
Department of General Economic Theory
University of Economics – Varna**

Abstract: The study analyses the levels and the dynamics of uncertainty as a fundamental element of the macroeconomic environment during the COVID-19 crisis. The focus is on the modelling of uncertainty on the basis of the market approach for quantifying it. The process of modelling results in the calculation of indicators through which a comparative empirical evaluation is done. In terms of the economies included, the comparative analysis encompasses the EU and the United States. The analysis is conducted on two levels that go side by side and complement each other. The first one consists of comparing the periods for the concrete economy. The results show similar trends for the EU and for the United States. For the three periods, defined in the study, the sequence of the changes does not differ for the two economies. The second level includes a comparative analysis of the same periods between the economies. The results exhibit a considerable similarity in the levels of uncertainty. For the first two periods the differences are not even statistically significant. For the third period, however, there is a greater difference which is characterized by statistical significance.

Key words: uncertainty, business cycle, COVID-19

JEL: C22, C52, D80, E32, F44

МОДЕЛИРАНЕ НА НЕСИГУРНОСТТА ПО ВРЕМЕ НА COVID-19 ЕКЗОГЕННИЯ ШОК

Гл. ас. д-р Вениамин Тодоров, vntodorov@ue-varna.bg
Катедра „Обща икономическа теория“
Икономически университет – Варна

Въведение

Теорията за бизнес цикъла заема централно място в макроикономическия анализ. Самото формиране на макроикономиката като наука се реализира на базата на теорията за деловия цикъл и паричната теория (Blanchard, 2000, р. 1376; Dimand, 2008, р. 236). През годините акцентът по отношение на детерминантите на цикличните краткосрочни колебания от типа $Y_{i,t} - Y_{i,t}^{LTT}$ (т.е. на краткосрочните отклонения на фактическата краткосрочна величина $Y_{i,t}$ от дългосрочния тренд на макроикономическата активност $Y_{i,t}^{LTT}$) е върху факторите на макроикономическата система и тези на макроикономическата политика като част от таксономията на флукуационните фактори. Проявлението на COVID-19 кризата показва голямото значение на третия вид детерминанти – екзогенните шокове. На тях са посветени много по-малко изследвания (Leduc & Liu, 2016; Gagnon & López-Salido, 2020).

От особено значение за по-доброто разбиране и анализиране на влиянието на екзогенните шокове е изследването на връзката им с фундаменталните икономически условия и най-вече с два фундаментални аспекта на средата – несигурността и информацията. Те се открояват и утвърждават във времето като в станалата общоприет стандарт класификация, Journal of Economic Literature (JEL,) е обособен раздел „D8“ под наименование „Информация, знание и несигурност“ (Information, Knowledge, and Uncertainty). Тези два аспекта вече са и стандартна дисциплина в университетското образование по икономика. Тя е под наименованието „Икономикс на несигурността и информацията“¹ или „Икономикс на несигурността и асиметричната информация“². По нея вече са написани учебници като този на Jean-Jacques Laffont, издание на MIT Press³, този на Jack Hirshleifer и John G. Riley, издание на Cambridge University Press⁴, и др.

Несигурността в хода на деловия цикъл привлича още по-силно вниманието в последните петнадесет години. В това отношение голямо е значението на изследване на Bloom (2009), което дава импулс за нова вълна от публикации. През десетилетията се води дискусия относно дефиницията на несигурността (Тодоров, 2022а).

Обект на изследване в студията е именно несигурността като фундаментална характеристика на макроикономическата среда. Разглеждането ѝ следва съвременния подход, който е описан от Bloom по следния начин: „Frank Knight

¹ Виж например дисциплината в Yale University: <https://economics.yale.edu/undergraduate/courses/411/202103> [Последен достъп: 14.06.2023].

² Виж например дисциплината в Stockholm University: <https://www.su.se/english/search-courses-and-programmes/ec2110-1.411937> [Последен достъп: 14.06.2023].

³ <https://www.amazon.com/Economics-Uncertainty-Information-MIT-Press/dp/0262121360> [Последен достъп: 14.06.2023].

⁴ <https://www.cambridge.org/core/books/abs/analytics-of-uncertainty-and-information/introduction-the-economics-of-uncertainty-and-information/2558278930F47A5D1D0AB6ED07E28A8C> [Последен достъп: 14.06.2023].

(1921), известният чикагски икономист, създава модерната дефиниция за несигурност. В началото Knight дефинира свързаната с несигурността концепция за риск, която, според него, описва известно вероятно разпределение на съвкупност от събития. В тази статия ще използвам единна концепция за несигурност, но тя стандартно ще включва смесица от риск и несигурност.“ (Bloom, 2014, p. 154).

Посоченият подход се застъпва в множество съвременни публикации (Caldara et al., 2016; Nam et al., 2021; Bianchi, et al., 2017; Cho et al., 2021; Baker et al., 2020a; 2020b; Baker et al., 2015; Bloom, 2014; Bloom et al., 2012; Jurado et al., 2015; Śmiech et al., 2021; Gilchrist et al., 2014; Atkinson et al., 2020; Christiano et al., 2014; Bachmann et al., 2013; Fajgelbaum et al., 2014; Orlik & Veldkamp, 2014; Cascaldi-Garcia & Galvao et al., 2021; Arellano et al., 2012; Popescu & Smets, 2010; Beakaert et al., 2013).

Конкретният предмет на изследване е изменението на несигурността на макроравнище по време на COVID-19 кризата. Повечето публикации по отношение на несигурността са на микроравнище. В същото време, изключително важна част от обяснението на динамиката на стопанската дейност е проявлението на този ключов елемент от фундаменталните икономически условия на макроравнище. Настоящото изследване хвърля повече светлина върху връзката между проявлението на екзогенните шокове като детерминанти на бизнес цикъла и равнището на несигурност на макроикономическо равнище. COVID-19 пандемията е най-яркият съвременен пример за подобен екзогенен шок. Този тип детерминанти традиционно са свързани с големи промени в равнищата на несигурност, като причината е, че традиционно тяхното възникване е силно неочаквано (Тодоров, 2022b). Проявлението им и ефектите от тях не са включени в очакванията на икономическите субекти. Така непредвидимостта и неопределеността на средата са още по-големи, поставяйки сериозни предизвикателства, особено в случаите, когато шоковете са негативни. COVID-19 кризата ясно показва това – голямата изненада и непредсказуемостта като резултат от разгръщащото се разпространение на SARS-CoV-2 вируса, както и от прилагането на ограничителни мерки, въведени за овладяването на здравната ситуация (Тодоров, 2022c).

Целта на изследването е, чрез моделирането на несигурността по време на COVID-19 кризата да се изведат особеностите в равнището и динамиката на тази фундаментална характеристика на макроикономическата среда в икономиките на ЕС и САЩ.

За да се постигне това, се поставят следните задачи:

Първата е да се определят рамките на влияние на COVID-19 пандемията, което да даде границите за изследването на несигурността по отношение на екзогенното въздействие на пандемията. Основното тук е времето дефиниране на изследването. При него трябва да се вземат предвид и двата аспекта на влиянието, които могат да се представят по следния начин.

- 1) Здравният пандемичен ефект върху макроикономическата активност.
- 2) Въведените ограничителни мерки за овладяване на здравната криза.

Втората задача е квантифицирането на характеристиките на несигурността на базата на основните съвременни методи за това, като е необходимо прилагането на конкретен подход за съставяне на числовите измерители. Това квантифициране трябва да бъде адекватно за характеризиране на макроикономическата система, а не само да остане на фирмено или отраслово равнище. Исторически несигурността се включва в анализа първо на

микроравнище. Пренасянето му на равнище макроикономическа система се осъществява сравнително бавно и трудно, основно поради предизвикателствата пред извеждането на конкретна макро оценка на несигурността – едно е да се признае, че тя има влияние, а съвсем друго да се квантифицират измеренията ѝ.

Третата задача е дефинирането на конкретна методология и показатели, чрез които да се осъществи анализа.

Четвъртата е реализирането на сравнителен анализ, покриващ ключови икономики в световното стопанство, а именно – тези на ЕС и САЩ. Сравнението трябва да обхваща специфичните периоди в рамките на цялостния времеви отрязък, анализиран в изследването. С оглед на задълбочаването на сравнителния анализ е целесъобразно той да се реализира на две нива, които да вървят паралелно и да се допълват, изграждайки цялостната картина. Те са следните.

1. Сравнителен анализ между отделните периоди за конкретната икономика.
2. Сравнителен анализ за едни и същи периоди между различните икономики.

Петата задача е идентифицирането и анализирането на два аспекта в сравнителен план.

1. Характеристиките на несигурността по отношение на величината на нейното равнище.
2. Динамиката в изменението на равнището на несигурност.

Данните, използвани в изследването, са в съответствие с метода за квантифициране на несигурността. В студията се използва пазарният подход на базата на индекси, отразяващи оценките на пазарните участници – SVOE Volatility Index и EURO STOXX 50 Volatility Index. Данните са официални и публично достъпни.

Ако информационната база за несигурността продължава да се развива с темповете от последните няколко години, по всички личи, че в много близко бъдеще ще бъде възможен по-детайлен анализ. Към настоящия момент обаче ограниченията са свързани с това, което е налично като измерители. От тази гледна точка страновият обхват на изследването включва посочените икономики на ЕС и САЩ.

1. Дефиниране на времевите граници на изследването

Много важен етап от анализа е първоначалното дефиниране на времевите граници, т.е. периодите, които да бъдат включени в изследването, като по този начин се реализира задача едно. Необходимо е това да се направи спрямо конкретни измерители.

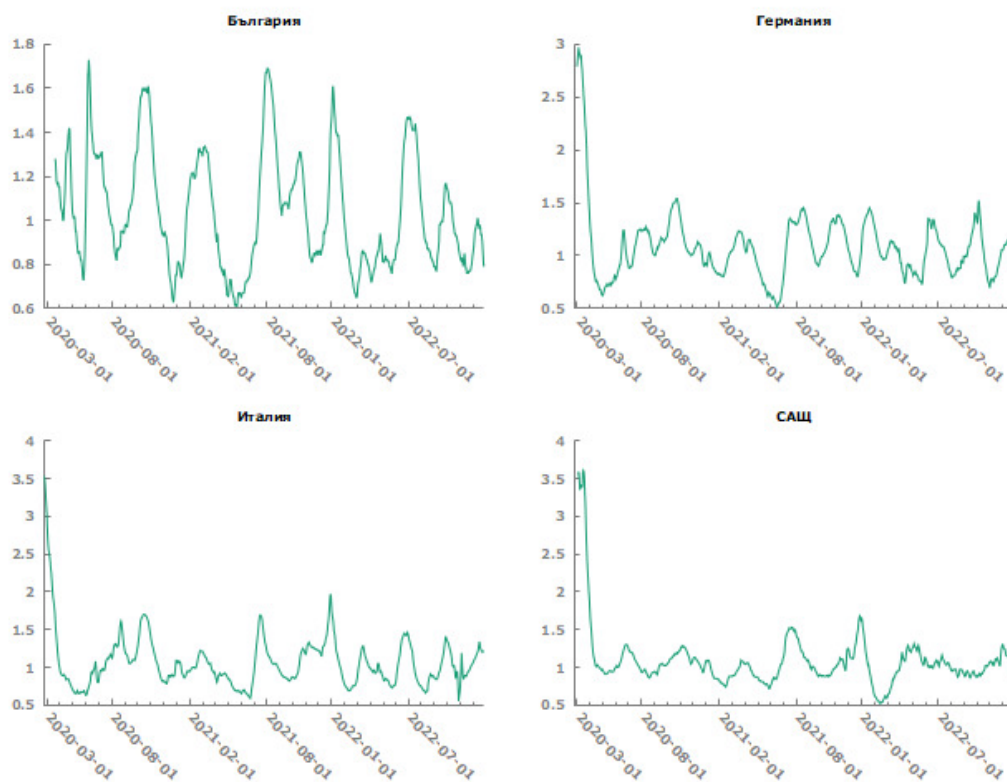
Първият аспект, посочен по-горе, е разпространението на пандемията.

Индикатор в това отношение е броят на новозаразените лица като пряк показател за увеличаването на мащаба на здравната криза. Според данните на Центъра за системна наука и инженерство при Университета Джон Хопкинс, в ЕС и САЩ най-голям е броят за първите три тримесечия на 2022 г., когато заразените основно са с варианта „делта“. Този показател обаче е недостатъчен за целите на времево дефиниране, защото дава представа само за новите случаи, но не и за други важни аспекти като сериозността на заболяването например. Показателен в това отношение е фактът, че вариантът „делта“ протича по-леко в сравнение с предходните.

Във връзка с мащаба и бързината на разпространението друг индикатор е „ефективното репродуктивно число“ (R -число), което показва базисния процес,

резултат от който са останалите здравни ефекти. Поради тази причина то е база за моделите за оценка на разпространението, измервайки средния брой нови заразявания, които се предизвикват от един индивид. Величината може да се състави и ако се използва т. нар. „secondary attack rate“ („заболеваемост сред контактните“, „вторична заболеваемост“), т.е. делът на лицата, които са инфекциозно повлияни сред контактните.

Тук значение има базовото репродуктивно число на патогена, поведението на населението, нивото на създадения имунитет и др. Граничната стойност е 1. Ако стойността на R-числото е под единица, това показва затихващ процес на разпространение. Обратно, стойност над едно свидетелства за разрастваща се зараза.

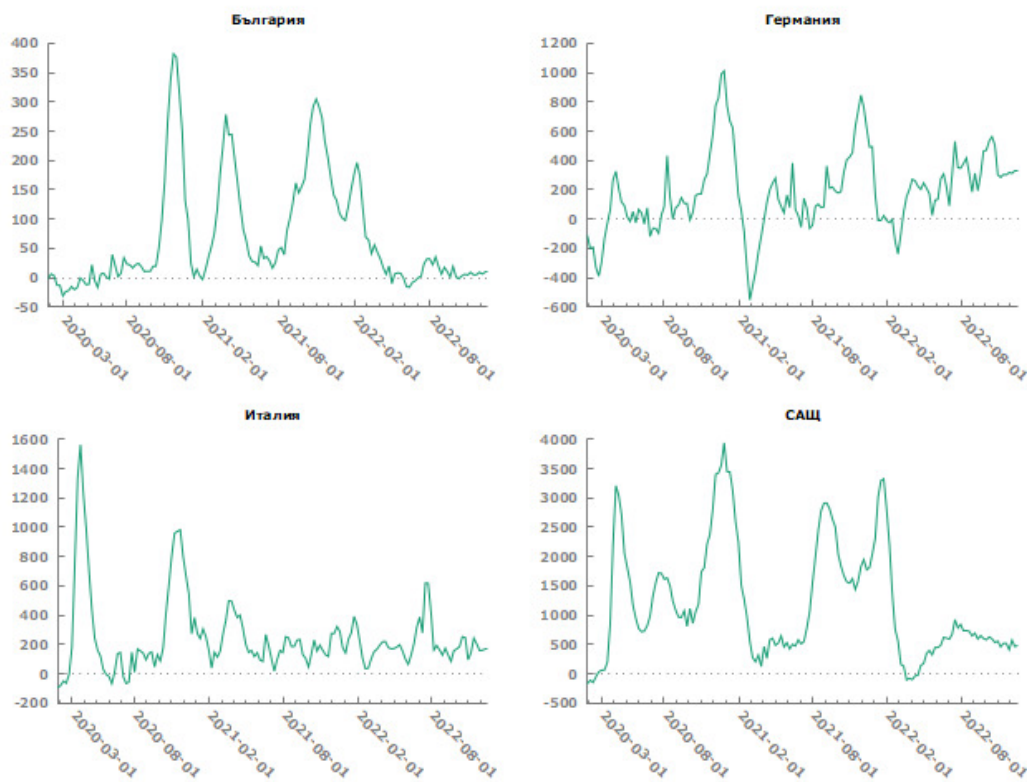


Фигура 1. R-число за избрани икономики от 24.02.2020 до 27.12.2022 г.

Източник: База данни на Arroyo-Marioli et al. (2021)

Дневните данни на фиг. 1 показват, че разпространението е най-силно в периода от втората половина на февруари до края на април 2020 г. След това се вижда сравнително константна волатилност около граничната стойност в диапазон 0,5-1,5, т.е. с периоди на затихване и усилване на пандемичното разпространение, което е валидно включително за 2022 г.

За да се проследи сериозността на заболяването, може да се използва друг показател. Такъв е дневният брой на починалите лица, но съществува и по-добър индикатор – свръхсмъртността. Тя е мярка за разликата между текущите стойности за смъртността и стойностите, считани за нормални на базата на историческите величини.



Фигура 2. Оценки за дневната свръхсмъртност като брой лица за избрани икономики от 27.01.2020 до 19.12.2022 г.

Източник: База данни на the Economist

Фиг. 2 позволява да се проследи сериозността на COVID-19 инфекцията – пандемията е с голям принос за увеличаването на смъртността над традиционната за страните, т.е. при равни други условия влиянието на коронавируса е значително. За последното тримесечие на 2022 г. се вижда намаляване на стойностите.

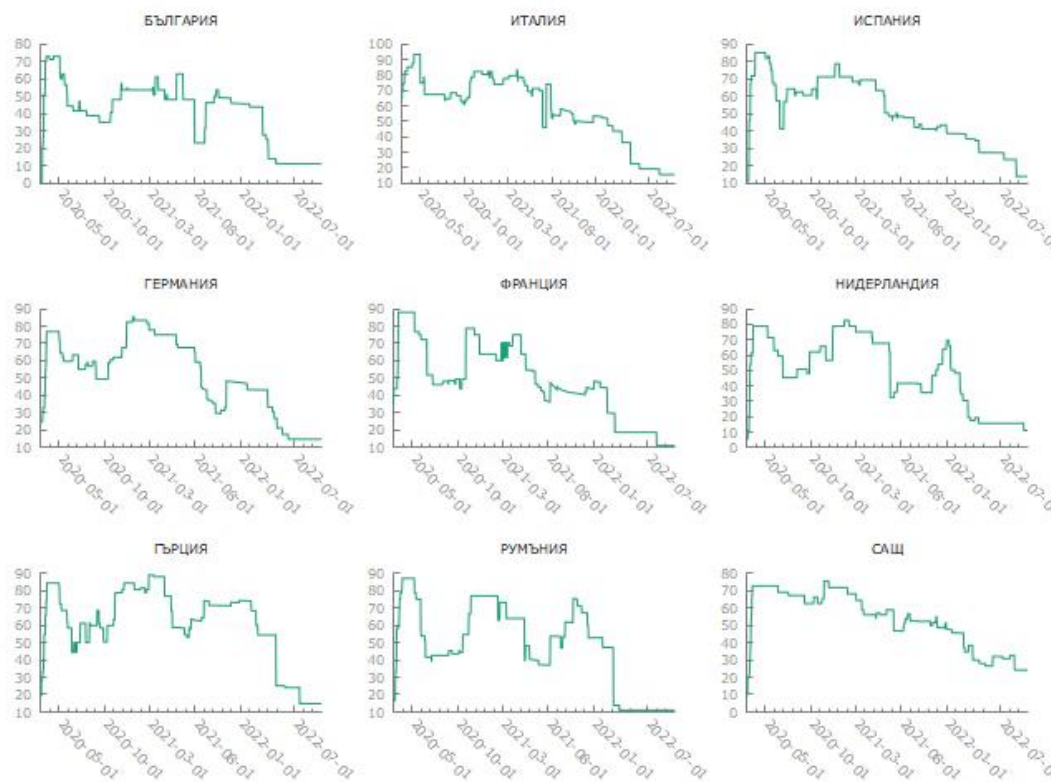
Вторият аспект на влиянието на пандемията е отражението на рестриктивните мерки, въведени с цел управлението и ограничаването на здравната криза.

За да се измери строгостта им, в Оксфордския университет е създаден специален Индекс на строгостта на COVID-19 мерките (COVID-19 Stringency Index). Данните са дневни, като стойностите варират в диапазона от 0 до 100 (Hale et al., 2021). Нулевата стойност показва липса на ограничителни мерки. Колкото величината е по-близо до 100, толкова по-строги мерки индикира индексът. Той има широк обхват и обобщава 9 измерителя:

- 1) затваряне на училища;
- 2) затваряне на работни места;
- 3) отменяне на публични събития;
- 4) ограничения пред събиранията на обществени места;
- 5) спиране на обществения транспорт;
- 6) изисквания за оставане вкъщи;
- 7) публични информационни кампании;
- 8) ограничения за движението на хора в страната;
- 9) ограничения за пътувания през граница.

За всеки от посочените измерители се съставя дневна стойност, а крайният индекс се изчислява като средна от деветте.

COVID-19 Stringency Index отчита и връзката с ваксинационния процес, вземайки предвид спецификата в някои страни – различната строгост на мерките спрямо лицата получили ваксинация и тези, които не са ваксинирани. Тази особеност се отразява чрез съставянето на показатели за ваксинираните и за неваксинираните, като обобщаващият индекс в подобни случаи е претеглена средна с тегла в зависимост от дела на ваксинираните и неваксинираните лица.



Фигура 3. Индекс на строгостта на COVID-19 мерките (COVID-19 Stringency Index) за избрани страни за периода 01.03.2020-30.09.2022 г.

Източник: The Oxford Coronavirus Government Response Tracker – вж. Hale et al. (2021)

Фиг. 3 показва строгостта на мерките в САЩ и в ключови европейски страни. Вижда се, че строгостта не е ограничена единствено до началото на пандемията. Дори има случаи като Германия, където от 16 декември 2020 до 19 март 2021 г. мерките са още по-ограничаващи отколкото през март и април 2020 г. Вижда се, че до втората половина на 2022 г. мерките се запазват строги в отделните страни. Към края на третото тримесечие на 2022 г. се отчита ясна тенденция за намаляване или почти пълно елиминиране на ограниченията.

Вземайки предвид разгледаните измерители, свързани с COVID-19 пандемията, за целите на настоящото изследване е целесъобразно времевите рамки да бъдат поставени от февруари (и особено втората половина на месеца) до третото тримесечие на 2022 г. В този времеви отрязък могат да се разграничат следните периоди.

Първият е от февруари до края на първата половина на 2020 г., когато се усеща първоначалното въздействие на SARS-CoV-2 пандемията. Изненадата от

проявлението на кризата по това време е най-голяма, защото това е първият „сблъсък“ с нея. В рамките на този период времето до април има специално място.

Вторият период е от втората половина на 2020 г. до края на 2021 г. Това е времето на надежда за ограничаване на пандемията, но в същото време включва посрещане на поне две нови вълни от заболявания.

Третият период е през първите три тримесечия на 2022 г. От една страна, това е времето на сериозната заболяемост с варианта „делта“. От друга страна, още през първото тримесечие на годината започва да се усеща допълнителното негативно влияние, идващо от друг екзогенен фактор – военният конфликт в Украйна.

2. Методология на моделирането

2.1. Иконометрично филтриране

След извеждането на изследователските и времевите граници на изследването, необходимо е да се дефинират останалите методологични аспекти на емпиричното изследване, които са свързани с моделирането на данните.

При характеризирането на несигурността ще се изчислят различни показатели, чрез които да се извърши сравнителната емпирична оценка. Промените в несигурността могат да бъдат внезапни и краткотрайни. Това е с пълна сила валидно при изчисления, свързани с несигурността по време на криза. Във фокуса на настоящото изследване е цялостна оценка на периодите, а не моментни сравнения. Последните имат своето място, особено когато се изследва несигурността сама по себе си. Тук обаче тя се разглежда във връзка с бизнес цикъла и поради това периодните ѝ измерения са водещите. Нещо повече, идеята е да се даде оценка на тенденциите, а не да се изследват моментни проявления.

С оглед на това е необходимо да се вземе предвид проблемът с чувствителността на показателите към стойността на значения, представляващи големи статистически отклонения (outliers). Това може да изкриви резултатите и те да не отразяват коректно действителността за изследвания период и/или да не отразяват добре тенденциите, които трябва да се характеризират и сравнят.

Поради това, динамиката на несигурността ще се моделира, така че да представя тенденциите във динамичните редове, формирани чрез пазарния подход. Както проф. Дейвид Стивън Полок подчертава в публикацията си „Иконометрични филтри“ – филтрирането на данни е „често прилагано от иконометриците“, когато се изследват аспекти на бизнес цикъла (Pollock, 2016, p. 1). Получените стойности ще са база за последващите показатели.

За целта ще се използва **моделът на Лорънс Кристиано и Тери Фицджералд (CF)**. С времето той се утвърждава като един от водещите в областта, а според статистиката на Google Scholar статията им Christiano & Fitzgerald (2003) е цитирана 2617 пъти. Трендовият компонент в него може да бъде детерминистичен или стохастичен. Стационарният цикличен компонент е на базата на стохастични цикли със зададени периоди. Той се изчислява като първа стъпка, а трендът е въз основа на разликата между динамичния ред (y_t) и цикличния компонент (c_t), който се извежда по следния начин.

$$c_t = \beta_0 y_t + \sum_{j=1}^{T-t-1} \beta_j y_{t+j} + \beta_{T-t}^* y_T + \sum_{j=1}^{t-2} \beta_j y_{t-j} + \beta_{t-1}^* y_1$$

По този начин се минимизира средноквадратичната грешка между филтрираните редове и идеален лентов филтър, който съвършено разделя компонентите, дължащи се на стохастичен цикъл. Идеалният филтър при безкраен ред би имал вида посочен по-долу.

$$c_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \beta_j y_{t-j}$$

Редовете в практиката обаче са крайни. В CF уравнението $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots$ са теглата от идеалния филтър.

Специфичните CF тегла са β_{T-t}^* и β_{t-1}^* , които в случая с нестационарност на динамичния ред се дефинират по следния начин за всички значения между първото и последното (т.е. T).

$$\beta_{T-t}^* = -\frac{1}{2}\beta_0 - \sum_{j=1}^{T-t-1} \beta_j$$

$$\beta_{t-1}^* = -\frac{1}{2}\beta_0 - \sum_{j=1}^{t-2} \beta_j$$

За първото (c_1) и последното значение (c_T) дефинициите са различни. Те имат следния вид.

$$c_1 = \frac{1}{2}\beta_0 y_1 + \sum_{j=1}^{T-2} \beta_j y_{t+1} + \beta_{T-t}^* y_T$$

$$c_T = \frac{1}{2}\beta_0 y_T + \sum_{j=1}^{T-2} \beta_j y_{t-1} + \beta_{T-t}^* y_1$$

Ако данните са стационарни, теглата се приравняват на теглата на идеалния лентов филтър, $\beta_j^* = \beta_j$.

Съществуват две ограничения, които Christiano & Fitzgerald (2003) посочват.

- Първо, моделът дава линейно филтриране.
- Второ, y_t следва процес на случайно блуждаене, т.е. $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, където остатъците са независими и идентично разпределени ($\varepsilon_t \sim i.i.d.$) с математическо очакване равно на нула и крайна дисперсия. Те дават механизъм за премахване на отклонението (drift) при наличие на такова, за да може моделът им да е коректен при данни, съдържащи случайно блуждаене с отклонение.

Трендовите стойности, изчислени чрез този модел, отгук нататък в студията ще се наричат Кристиано-Фитцджералд стойности и ще бъдат означавани като CF стойности. Във формулите, свързани с показателите за несигурността, ще бъде използван горен индекс CF .

2.2. Тестване за единичен корен

Вижда се че, за да се приложи коректно CF моделът на иконометричен филтър, е необходимо да се знае дали значенията на динамичните редове са стационарни или нестационарни. Тук актуален става проблемът с присъствието на единичен корен.

Може например да се вземе случаят за $AR(1)$ процес, в който е налице стохастичен тренд и динамичният ред следва процес на случайно блуждаене от типа $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$, т.е. стойността за период t отразява величината през предходния период плюс грешката (която е ε_t i.i.d. $\sim N(0, \sigma^2)$). Това може да се преобразува като $Y_t = \sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_t + Y_0$. Ако Y_0 се приеме за нула (в безкрайното минало), то математическото очакване ще бъде нула, което е стъпка в посока на стационарността. В същото време обаче дисперсията на Y_t ще се получи $t\sigma^2$, а ковариацията между Y_t и Y_{t-1} при $Y_0 = 0$ ще бъде $(t-j)\sigma^2$. Вижда се, че и дисперсията, и ковариацията са функция на времето и следователно няма да са константа, т.е. е налице единичен корен и данните са нестационарни.

За да се провери за наличието на единичен корен в данните, ще се използва иконометричен тест. Това, което Дейвид Дики и Уейн Фулър предлагат, е трансформацията на уравнението $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$, изваждайки Y_{t-1} от двете страни и получавайки $\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t = \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$. Ако ϕ е равно на 1, то β_1 ще бъде нула, целият компонент $\beta_1 Y_{t-1}$ ще изчезне и ще остане само грешката. Налице ще бъде случайно блуждаене, защото $\phi = 1$ означава, че първоначалното уравнение е същото, като това коментирано в предходния абзац. В този случай ще има единичен корен, защото, както стана ясно по-горе, условията за стационарност няма да бъдат изпълнени.

В настоящото изследване се използва Augmented Dickey-Fuller тест (ADF), т.е. разширената версия, защото първоначалната, показана по-горе, отразява само наличието на $AR(1)$ процес. Интеграцията обаче може да е от по-горен ред, поради което използването на ADF теста дава по-голяма широта на тестването чрез допълнителното включване на $\sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j}$ компонента, т.е. включват се повече лагове.

Ако е налице процес на случайно блуждаене, моделът има следния вид.

$$\Delta Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Нулевата хипотеза е, че коефициентът β_1 е равен на нула, т.е. е налице единичен корен – данните са нестационарни под формата на случайно блуждаене. Алтернативната хипотеза е, че $\beta_1 < 0$, което означава стационарност на данните.

Възможно е данните да не се описват изцяло с процес на случайно блуждаене. Ето защо тестът предлага още два модела.

Когато е налице случайно блуждаене с отклонение (drift) се включва и константата β_0 , т.е. моделът ще приеме следния вид.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Нулевата хипотеза отново е, че β_1 е равен на нула (при $\beta_0 \neq 0$), като в случая наличието на единичен корен показва нестационарност под формата на случайно блуждаене около отклонението (т.е. около константата). Алтернативната хипотеза е, че $\beta_1 < 0$, което тук означава стационарност при определено равнище (level stationarity), т.е. при константна средна, която е различна от нула.

Освен това е възможно в данните да има тренд. Поради това третият модел добавя $\beta_2 t$ компонента като детерминистичен тренд.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 t + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Отново нулевата хипотеза е за β_1 равен на нула (при $\beta_0 \neq 0$), като тук единичният корен показва нестационарност, която включва тренд. Алтернативната хипотеза за $\beta_1 < 0$ дефинира тренд стационарен процес (trend-stationary process), т.е. стационарността е около тренда.

Важен въпрос, който остава да бъде решен, е изборът на оптималните лагови модели. След като в разширената версия на теста е предимство възможността за включване на интеграция от по-горен ред, то кой от различните модели с различен брой лагове да бъде избран за конкретния случай?

За да се вземе това решение, при изчисленията различните иконометрични модели ще се сравняват чрез информационния критерий на Акайке (Akaike Information Criterion, AIC), който с годините се превръща в стандарт в това отношение. Динамичните редове са достатъчно дълги, което означава, че не е нужно адаптиране на критерия. Формулирането му има следния вид за модела M_k с k на брой параметри.

$$AIC(M_k) = -2 \log L(M_k) + 2k$$

Критерият сравнява иконометричните модели, вземайки предвид разликата между удвоената стойност на броя на параметрите и удвоената логаритмична стойност на вероятността (log-likelihood). Последната е използвана като мярка за степента на съответствие на модела (goodness of fit) и на практика представлява сумата от квадратите на остатъците за модел M_k при линеен регресионен модел с Гаусова вероятност (Gaussian likelihood). Оптималният избор е моделът, който минимизира посочената разлика.

2.3. Проверка за наличие на Гаусово разпределение

Важна предпоставка за анализа е разкриването на разпределението на значенията в динамичните редове. Това, което е от значение тук, е доколко е налично Гаусово разпределение на данните с оглед на правилното използване на статистическия и иконометричен инструментариум и получаването на коректни резултати. Проверката на хипотезата за Гаусово разпределение определя цялостната посока на използваните методи и конкретизира избора на прилаганите техники.

Проверката ще се извърши чрез диагностичен формален тест. Предпочитанието към подобен тест е с оглед на ясната формализация на резултатите. Използването на техники като хистограма, квантилна диаграма, пропорционална диаграма, бокс-плот диаграма и др. разчитат на субективната преценка на изследователя.

За диагностичното тестване за Гаусово разпределение са разработени различни методи и поради това е необходимо да бъде направен избор на конкретна процедура.

Исторически първите тестове са конструирани на базата на третия и четвъртия централен момент (т.е. на основата на асиметрията и ексцеса). Такъв тип са тестовете на D'Agostino–Pearson, Jarque–Bera, Mardia's и др. Диагностичната проверка за Гаусово разпределение се развива във времето, като се усъвършенстват тестове, както за едномерно, така и за многомерно разпределение. В настоящата разработка необходимостта от тестване е за едномерно разпределение.

Една от публикациите в областта на статистическото и иконометричното тестване с най-голямо влияние е статията на Razali & Wah (2011), която според Google Scholar е цитирана 5562 пъти. Тя сравнява представянето на четирите най-прилагани тестове – тези на Shapiro–Wilk, Kolmogorov–Smirnov, Lilliefors и Anderson–Darling. Според техните изчисления Shapiro–Wilk тестът показва най-добри резултати.

Khatun (2021) сравнява редица тестове, включително Jarque–Bera, Anderson–Darling, Shapiro–Wilk, Kolmogorov–Smirnov, Cramer–Von–Mises, Shapiro–Francia, Lilliefors, Pearson Chi-Square, Mardia's, Royston, Henze-Zirkler, като за едномерни разпределения поставя като най-добри Shapiro–Wilk, Shapiro–Francia и Anderson–Darling.

С оглед на това, в настоящото изследване изборът пада върху Shapiro–Wilk теста.

2.4. Изследване на равнището чрез сравнителен анализ на централната тенденция

Имайки яснота за това дали базовата предпоставка за наличие на Гаусово разпределение е налична, може да се пристъпи към първия сравнителен аспект – равнището на несигурност. Начинът, по който ще се даде оценка на нивото, както и ще бъде съотнесено то за отделните икономики, е чрез използването на измерител за централната тенденция и по-конкретно – измерител на първия централен момент.

Като такъв ще се изчислява **непретеглената средна хронологична аритметична величина** (Гатев и Гатева, 2008, с. 302; НСИ, 2023, с.18). Стойността на несигурността, изведена на базата на конкретен метод за квантифицирането ѝ, и представена като конкретна непрекъсната стохастична величина, ще се означава с *UNC*. Средната хронологична величина за икономика *i* в период *t* ще се изчислява по следния начин.

$$\overline{UNC} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (UNC_{i,t})^{CF}$$

При калкулацията ще бъдат включвани всички хронологични значения на дадения динамичен ред за определен период. В този смисъл може да се посочи, че показателят спада към периодните средни индикатори. Тук важно изискване е отделните периодни значения във времевия ред да са с еднаква продължителност.

Недостатък на показателя е фактът, че той може да бъде изкривен от значения, които са големи статистически отклонения. Използването на *CF* стойностите обаче предотвратява този проблем.

Когато се правят странови сравнения чрез дадения подход, на базата на изчислените средни хронологични величини ще се проверява дали тази разлика е статистически значима. Това ще се реализира чрез диагностичен статистически тест, като в зависимост от данните ще бъде избран най-подходящият. За α ще се прилага стандартното равнище от 0,05.

- ❖ Първа възможност в това отношение е **t тест на Student за две независими извадки**. Ако за зависимата (тестовата) променлива е налице Гаусово разпределение⁵ за всяка група на бинарната независима (групираща) променлива, то едно от основните изисквания за приложението му е изпълнено. Освен това тя трябва да бъде представена чрез непрекъснатата скала (интервална или пропорционална/относителна, включително абсолютна), а наблюденията трябва да са независими. Отново евентуален проблем с големи статистически отклонения се избягват чрез *CF* стойностите.
- ❖ Тъй като дисперсията е необходима за t-статистиката, нужно е да няма хетерогенност между групите. За да се провери изпълнението на това условие, в изследването се прилага традиционно използваният в такива случаи **тест на Levene за хомогенност на дисперсиите**. Ако са изпълнени останалите условия за t теста, то изискванията за използването на теста на Levene също биха били покрити.
- ❖ При разпределение различно от Гаусовото ще се използва **тестът на Wilcoxon за рангова сума**. В различни източници понякога той се нарича още Mann–Whitney U тест, Wilcoxon–Mann–Whitney тест, Mann–Whitney–Wilcoxon тест⁶. При него проверката не е за разликите в средната аритметична, а за разликите в сумата на ранговете. По този начин тестът става непараметричен и има предимството да е устойчив спрямо различните разпределения. Променливите трябва да са измерени чрез интервална, пропорционална или ординална скала, наблюденията да са независими, а независимата променлива да има бинарни значения, дефиниращи групите

2.5. Изследване на динамиката в сравнителен план

Следващият изследван аспект на несигурността – динамиката на несигурността в сравнителен план, ще се анализира чрез оценка на сходството в измененията в отделните икономики. Тази оценка ще се базира на изчисляването на корелационен коефициент, като неговата стойност ще се проверява за статистическа значимост.

За да се извърши коректно това, необходимо е да се вземат предвид разпределенията на значенията на времевите редове и по-конкретно – дали е налице Гаусово разпределение. С оглед на това ще се изчисляват два вида коефициенти. Кой от тях ще се използва, ще зависи от това кой е статистически подходящ в отделните случаи – по отношение както на разпределението, така и на останалите изисквания, които трябва да бъдат изпълнени.

- ❖ Единият показател е **корелационният коефициент на Pearson** чрез стандартизирането на ковариацията, разделяйки я на произведението на

⁵ Вариант е и наличието на разпределение, което е близко до Гаусовото, защото t тестът е устойчив на малки отклонения от него.

⁶ Тестът не трябва да се бърка със знаково-ранговия тест на Wilcoxon, който е различен и се прилага при две зависимы извадки (или като аналог на t теста на Student за една извадка), а не при независими, както е в настоящото изследване.

стандартните отклонения на двете променливи. С оглед на това е задължително да е налице функционална линейност. При него тестването за значимост е чувствително спрямо статистическото разпределение на данните (с оглед на грешките от тип I). Необходимо е и двете променливи да следват Гаусовото разпределение и да са представени чрез интервална или относителна скала при независимост на наблюденията. В този смисъл, коефициентът ще се прилага единствено ако това е изпълнено. Освен това, трябва да се обърне внимание и на характеристиките на втория централен момент, т.е. необходимо е да няма хетероскедастичност, защото хетерогенността на дисперсията би отдалечила резултатите оптимално. Друг характерен момент е чувствителността на резултата спрямо големи статистически отклонения на определени значения на реда. Използването на CF стойностите решава този проблем.

- ❖ Вторият измерител е ранговият **корелационен коефициент на Spearman**. Той проследява не линейната зависимост (както при този на Pearson), а такава, която следва монотонна функция⁷. Съставянето му следва принципа на ординалната корелация, поради което разпределение на променливите различно от Гаусовото не нарушава условията за статистическа коректност при тестването на значимостта. Ако останалите условия са изпълнени, но данните не следват Гаусовото разпределение или е налице хетероскедастичност, ще се използва именно този коефициент.

3. Квантифициране на несигурността и резултати от моделирането ѝ за икономиките на ЕС и САЩ

3.1. Квантифициране на равнището на несигурност в ЕС и САЩ

Един от подходите за квантифициране на несигурността на макроравнище, който се утвърждава във времето, е пазарният. Най-подходящ за тази цел се оказва пазарът на деривативни финансови инструменти и по-точно, този сегмент, който е свързан с пазара на акции.

Подходът се основава на извеждането на индекс, измерващ несигурността на базата на очакваната дисперсия (implied volatility) в цените на опциите върху акции⁸. Така се съставя обобщена оценка на пазарните участници, която има динамичен характер. Самото изчисляване на подобен индекс (VI) се извършва по следния начин.

$$VI_i = 100 \times \sqrt{\sigma_i^2}$$

Дисперсията е ключовият момент при съставянето на индексите от подобен тип. Тя се получава чрез следното изчисление.

⁷ Разбира се линейната зависимост е монотонна функция, но не всяка монотонна функция е линейна.

⁸ Тук трябва да се подчертае, че идеята на подобен тип индекс се основава на очакваната (implied/expected), а не на реализираната (realized) дисперсия, т.е. при него пазарните участници не гледат назад, а оценяват напред.

$$\sigma_i^2 = \frac{2}{T_i} \sum_j \frac{\Delta K_{i,j}}{K_{i,j}^2} e^{R_i T_i} M(K_{i,j}) - \frac{1}{T_i} \left[\frac{F_i}{K_{i,0}} - 1 \right]^2$$

От значение са:

- времето до изтичане на срока на валидност на опцията (T_i);
- форуърдната цена, изведена от цената на опцията, при която абсолютната разлика между пут и кол цените е най-малка (F_i);
- най-високата страйк цена под равнището на F_i ($K_{i,0}$);
- страйк цената на i -тата „извън пари“ (out-of-the-money) опция – кол опция, ако $K_i > K_0$ или пут опция, ако $K_i = K_0$ ($K_{i,j}$);
- безрисковият лихвен процент до изтичане на срока на валидност на опцията (R_i);
- средната точка на спреда между цена купува и цена продава за всяка опция със страйк цена K_i ($M(K_{i,j})$);
- спредът между страйк цените ($\Delta K_{i,j}$), който се изчислява по следния начин.

$$\Delta K_{i,j} = \frac{1}{2} (K_{i,j+1} - K_{i,j-1})$$

Чрез този механизъм на изчисление се постига сериозен обхват на търгуваните опции, като се включват както кол, така и пут опциите, включва се голям диапазон от страйк цени и се покриват различни дължини на срока на валидност на опциите.

За да се получи крайният индекс, този срок се стандартизира така, че да бъде константа – 30 дни. По този начин индексът става независим от оставащите периоди до изтичане на валидността на опциите. Извършва се линейна интерполация в традиционния ѝ вид спрямо този фиксиран срок (N_{CM}), като така се формира цялостният динамичен ред на индекса.

$$VI = 100 \times \sqrt{\left\{ T_i \sigma_i^2 \left[\frac{N_{T_{i+1}} - N_{CM}}{N_{T_{i+1}} - N_{T_{i-1}}} \right] + T_i \sigma_i^2 \left[\frac{N_{CM} - N_{T_i}}{N_{T_{i+1}} - N_{T_{i-1}}} \right] \right\}} \times \frac{N_{365}}{N_{CM}}$$

Първият индекс, който е съставен по този начин, е на основата на търговията на Чикагската борса (Chicago Board Options Exchange, CBOE) – индексът CBOE Volatility Index, станал популярен със съкращението VIX, което ще се използва и в настоящото изложение. Той се базира на S&P 500 индекса, т.е. е свързан с 500 ключови компании за американската икономика, които влизат в него.

По-късно подобен индекс е въведен и в Европа, като той се формира въз основа на търговията на Eurex Exchange – EURO STOXX 50 Volatility Index, традиционно обозначаван с VSTOXX, което ще се използва и в това изследване. VSTOXX се базира на EURO STOXX 50 индекса, като по този начин е свързан с 50 ключови компании за ЕС, които влизат в състава му.

Понеже VIX и VSTOXX се изчисляват по една и съща базова методология, това позволява директна сравнимост между тях. Това е пряк начин пазарно да се сравнят характеристиките на несигурността в американската икономика и тази на

ЕС. Допълнително предимство е това, че данните са дневни, което позволява по-детайлен анализ.

3.2. Сравнителен анализ на равнището на несигурност в ЕС и САЩ

Дефинираната по-горе методология на моделирането предполага като начало да се извърши **тестване за наличието на единичен корен** чрез Augmented Dickey-Fuller (ADF) теста.

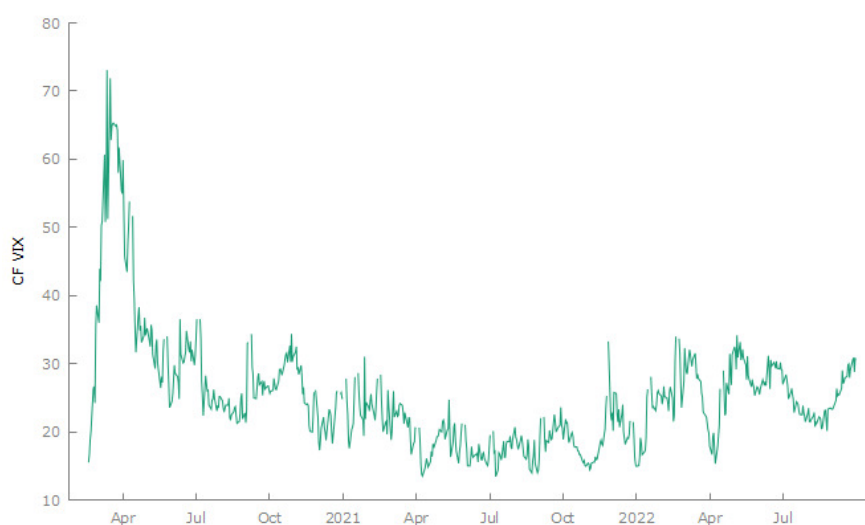
Таблица 1

Резултати от Augmented Dickey-Fuller тестове за VIX и VSTOXX индексите

	Модел	AIC лаг	Тестова статистика	P-стойност
VIX	Без константа	9	-1,10497	0,2449
	С константа	9	-3,69009	0,0043
	С константа и тренд	9	-3,84064	0,0145
VSTOXX	Без константа	9	-1,16075	0,2248
	С константа	9	-3,72370	0,0038
	С константа и тренд	9	-3,94922	0,0103

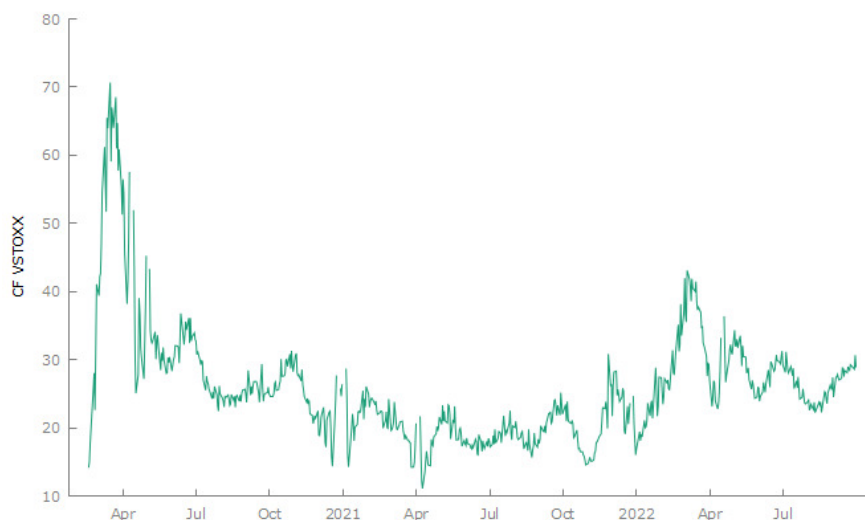
Изчисленията с моделите на ADF теста, резултатите от които са представени в таблица 1, показват различни стойности. При моделите с отклонение (drift) и тези с отклонение и тренд нулевата хипотеза за наличието на единичен корен може да се отхвърли при ниво на значимост $\alpha = 0,05$. Моделите без отклонение и тренд обаче показват, че тази хипотеза не може да бъде отхвърлена, поради което данните ще се третират като съдържащи единичен корен.

Така се пристъпва към изчислението на иконометрично филтрираните трендови стойности чрез **CF модела** за нестационарни данни. Резултатите за VIX са дадени на фиг. 4.



Фигура 4. CF стойности на CBOE Volatility Index (VIX)

Резултатите за VSTOXX са представени на фиг. 5.



Фигура 5. CF стойности на EURO STOXX 50 Volatility Index (VSTOXX)

Получените CF стойности дават възможност анализът да продължи с проверка на това дали те следват **Гаусово разпределение**.

Периодите, които се изследват, са тези, дефинирани по-рано в студията. Началото за първия период е 18.02.2020 г., защото за 16 и 17 не е налице търговия (дни от седмицата, в които по принцип не се търгува) и стойности и за двата индекса не са налице. По същата причина третият период започва от 3 януари 2022 г. По-горе беше отбелязано, че времето от втората половина на февруари до края на месец април 2020 г. представлява допълнителен интерес от гледна точка на COVID-19 шока и съответно несигурността, съдържаща се в макроикономическата среда. Поради това този подпериод ще бъде включен отделно и ще бъде допълнително характеризирани в сравнителен план.

Таблица 2

Резултати от Shapiro–Wilk тестове за CF стойностите на VIX и VSTOXX индексите

	Период	Shapiro-Wilk W	P-стойност
VIX ^{CF}	I.A: 18-02-2020 до 30-04-2020	0,97033	0,2181
	I: 18-02-2020 до 30-06-2020	0,90253	0,0000
	II: 01-07-2020 до 31-12-2021	0,96675	0,0000
	III: 03-01-2022 до 30-09-2022	0,98533	0,0429
VSTOXX ^{CF}	I.A: 18-02-2020 до 30-04-2020	0,96126	0,0944
	I: 18-02-2020 до 30-06-2020	0,89997	0,0000
	II: 01-07-2020 до 31-12-2021	0,98867	0,0043
	III: 03-01-2022 до 30-09-2022	0,94841	0,0000

Резултатите от Shapiro–Wilk тестовете за CF стойностите на VIX и VSTOXX индексите са представени в таблица 2. Вижда се, че нулевата хипотеза за наличието на Гаусово разпределение може да се отхвърли при $\alpha = 0,05$ и за трите периода, т.е. данните ще се третират в съответствие с алтернативната хипотеза. Единствено нулевата хипотеза не може бъде отхвърлена при дефинирания подпериод (I.A) и следователно CF величините при него ще се третират като следващи посоченото разпределение. Тези заключения от диагностичния тест ще бъдат взети под сериозно внимание при избора на инструментариума по-долу.

Изчисленията на средната хронологична величина във връзка с **равнището на несигурност** за всеки от периодите, включително и за подпериода I.A, водят до следните резултати за VIX.

$$(\overline{UNC}_{I.A})_{VIX}^{CF} = 45,42 > (\overline{UNC}_I)_{VIX}^{CF} = 38,77 > (\overline{UNC}_{III})_{VIX}^{CF} = 25,74 > (\overline{UNC}_{II})_{VIX}^{CF} = 21,55$$

При VSTOXX стойностите са следните.

$$(\overline{UNC}_{I.A})_{VST}^{CF} = 44,81 > (\overline{UNC}_I)_{VST}^{CF} = 39,15 > (\overline{UNC}_{III})_{VST}^{CF} = 28,09 > (\overline{UNC}_{II})_{VST}^{MA} = 21,66$$

Тенденцията, която се регистрира, е подобна за двете икономики. Най-висока несигурност е налице в началото на кризата до края на април. Първоначалният шок ефект на пандемията, неподготвеността на икономическите субекти, неяснотата по отношение на перспективите за излизане от кризата, въвеждането на ограничителни мерки за първи път – всичко това се отразява най-силно на равнището на несигурност в сравнителен план между отделните периоди и в ЕС, и в САЩ. Общо за първия период (т.е. до края на юни) несигурността е средно по-ниска и за двете икономики, но в същото време това не означава, че е ниска като абсолютна стойност – напротив, тя продължава да бъде на много високи равнища.

През втория период равнището на несигурност намалява и за ЕС, и за САЩ, до средни стойности, които са с повече от 50% по-ниски. Очевидно е, че е налице сериозна промяна в средата. Това все още са нива, по-високи от предкризисните, но спадът е сериозен. Пониженото ниво на несигурност корелира с излизането от рецесията и започването на възстановителния процес. Явно е, че са настъпили промени, които са довели до по-голяма сигурност и по-голяма стабилност на този аспект на средата.

Обяснението може да се търси във влиянието на провежданата на стабилизационната фискална и парична политика, която има сериозен положителен ефект. Намаляването на неопределеността, внасянето на по-голяма предсказуемост и реалната подкрепа към домакинствата и бизнеса повишават доверието, променят очакванията и цялостно несигурността вече е на по-ниски равнища.

През третия период е налице повишение на нивата на несигурност в двете икономики. Промяната не е драстична, но изчислените стойности я показват ясно.

При сравнението за отделните периоди между ЕС и САЩ на базата на пазарния подход получените средни стойности са много близки и затова е важно разликата между тях да бъде тествана за статистическа значимост. Това се

извършва с диагностични тестове за разлика между две независими групи по начина, дефиниран по-горе.

Относно подпериода I.A Shapiro–Wilk тестът показва наличие на Гаусово разпределение. Това насочва към използването на Т теста на Student за две независими извадки. Останалите изисквания за използването му са изпълнени, остава само да се тества за хомогенност на дисперсията. Тъй като за останалите периоди CF стойностите не следват Гаусовото разпределение, за тях се прилага тестът на Wilcoxon за рангова сума. За неговото използване в случая всички условия са налице.

Таблица 3

Резултати от Т тест на Student и тестове на Wilcoxon за рангова сума на базата на CF стойностите за VIX и VSTOXX индексите

Период	Вид тест	Тестова статистика	P-стойност
I.A	Т тест	$t(101) = (45,4194 - 44,8086)/3,0064 = 0,203143$	0,8394
I	W test	W (сума на ранговете, VIX^{CF}) = 8878	0,7133
II	W test	W (сума на ранговете, VIX^{CF}) = 142555	0,2998
III	W test	W (сума на ранговете, VIX^{CF}) = 32655	0,0000

Тестът на Levene, резултатите от който са представени в таблица 3, показва, че при $\alpha = 0,05$ нулевата хипотеза за хомогенност на дисперсиите не може да бъде отхвърлена. След като има достатъчно основание да се счита, че не е налице хетерогенност на дисперсиите, може да се пристъпи към Т теста. Изчисленията, посочени в таблица 3, не дават основание нулевата хипотеза за равенство между средните да бъде отхвърлена при $\alpha = 0,05$. Така разликата в средните хронологични на трендовите стойности за подпериода I.A не е статистически значима.

Тестове на Wilcoxon за рангова сума за период I и период II водят до същото заключение. И за двата периода при $\alpha = 0,05$ нулевата хипотеза за равенство между медианите не може да бъде отхвърлена – разликите са статистически незначими.

Резултатите от Т теста и тестове на Wilcoxon за рангова сума са силно свидетелство за сходството в равнището на несигурност между икономиката на ЕС и тази на САЩ. Стойностите са толкова близки, че разликата няма статистическа значимост.

- Това означава, че от една страна, екзогенният шок има синхронизирано във времето влияние. Разпространението му води до едновременна промяна на общото ниво на несигурността и в американската икономика, и в стопанството на ЕС. Освен това силата на влиянието е подобна – изчисленията не позволяват да се направи разлика между стойностите за двете икономики.
- От друга страна, налице е спад за втория период и за двете икономики. Регистрира се сериозна промяна в нивата на несигурност, като при тази промяна също е налице сходство, а разликата в данните отново е статистически незначима. Очевидно има фактор или фактори, които са променили равнищата – отново стигаме до въздействието на

стабилизационната макроикономическа политика като детерминанта на макроикономическата активност.

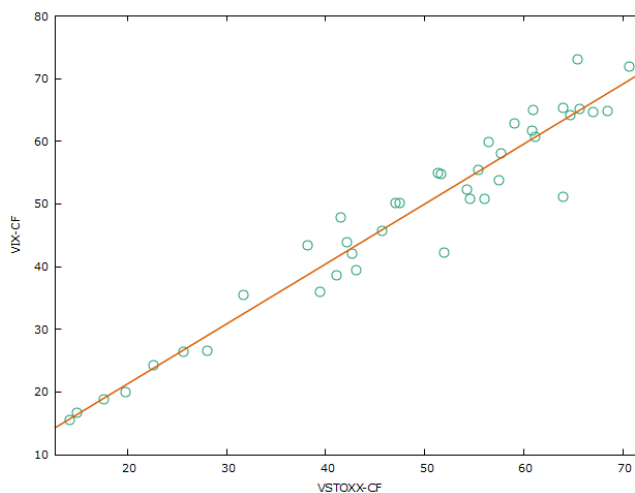
Тестът за период III има различен резултат. При същото равнище на значимост нулевата хипотеза за равенство между медианите се отхвърля. Тук разликата в средните стойности е статистически значима.

Ситуацията с повишената заболяемост и военният конфликт в Украйна са фактори, които са различни спрямо предходния период. Те повлияват и на двете икономики, повишавайки нивото на несигурност в макросредата. В същото време влиянието не е симетрично. Този извод не е изненада с оглед на географското положение на двете икономики. Несигурността се повишава в по-голяма степен със статистически значим диференциал в икономиката, която е в непосредствена близост до военните действия.

3.3. Сравнителен анализ на динамиката на несигурността в ЕС и САЩ

Следващият сравнителен аспект е динамиката в изменението на равнището на несигурността чрез използването на корелационни коефициенти за ЕС и САЩ. Това позволява да се провери доколко е налице корелационната зависимост между двете световни икономики, които представляват два от трите водещи икономически региона в световен план.

За отделните периоди е необходимо да бъде направен избор на корелационен коефициент, който да оцени сходството в динамиката на несигурността между американската икономика и икономиката на ЕС. Изчисленията на Shapiro-Wilk тестовете са полезни и в това отношение. След като само за подпериода I.A е налице Гаусово разпределение, то коефициентът на Pearson е потенциално приложим само за него, но трябва да бъдат изпълнени и останалите изисквания за прилагането му.



Фигура 6. Диаграмата на разсейване за CF стойностите на VIX и VSTOXX за подпериода I.A

Диаграмата на разсейване на фиг. 6 показва много ясна линейност в зависимостта между двете променливи. Съвсем ясно се вижда и друго – графиката съдържа класически пример за хомоскедастичност. Така зависимостта е линейна, разпределението на данните е Гаусово, липсва хетероскедастичност,

останалите условия за прилагането на коефициента на Pearson също са изпълнени, т.е. може да се пристъпи към изчисляването му.

Липсата на Гаусово разпределение за периодите I, II и III насочва към използването на ранговия корелационен коефициент на Spearman. Всички изисквания за прилагането му са налице.

Таблица 4

Корелационни зависимости за CF стойностите на VIX и VSTOXX индексите

П.	Вид корелация	Коефициент	Тестова статистика	P-стойност
I.A	Pearson	$r(VIX^{CF}; VSTOXX^{CF}) = 0,96011$	$t(49) = 24,034$	0,0000
I	Spearman	$\rho(VIX^{CF}; VSTOXX^{CF}) = 0,85646$	$t(90) = 15,740$	0,0000
II	Spearman	$\rho(VIX^{CF}; VSTOXX^{CF}) = 0,86292$	$t(375) = 33,067$	0,0000
III	Spearman	$\rho(VIX^{CF}; VSTOXX^{CF}) = 0,71793$	$t(189) = 14,179$	0,0000

Резултатите от изчисленията се съдържат в таблица 4. Стойностите за коефициентите за всички периоди са много високи. За всеки един от тях нулевата хипотеза за липса на корелационна зависимост се отхвърля при $\alpha = 0,05$, т.е. всички r и ρ коефициенти са статистически значими.

През подпериода I.A коефициентът на Pearson има изключително близка стойност до единица – още едно доказателство за синхронността във влиянието на пандемията за двете икономики. Коефициентът на Spearman за период I е допълнително потвърждение с много високата си величина.

За период II стойност от малко над 0,86 показва, че цялостната динамика на спада, а не само на увеличението в несигурността, е много подобна в САЩ и ЕС. При повишението за период III също има силна корелация, но тя е с най-ниска стойност от всички периоди.

Изчислените коефициенти показват, че е налице сходство не само в средните стойности на несигурността, но в цялостната ѝ динамика в двете икономики. Това сходство е много силно изразено за всички периоди.

Това, че най-ниската сравнителна стойност е за период III потвърждава и извода за някакво раздалечаване в нивата на несигурност през 2022 г. Не само че разликата между средните е статистически значима, но и корелационната зависимост е по-слаба.

Заклучение

Направеното в настоящата глава изследване показва, че по време на COVID-19 екзогенния шок са налице особености в равнището и динамиката на несигурността в икономиките на ЕС и САЩ. От гледна точка на двете нива на сравнителния анализ те могат да се обобщят по следния начин:

При **сравнителния анализ между отделните периоди за конкретната икономика** се откриват ясни тенденции и в ЕС, и в САЩ, като последователността на промените не се различава в двете икономики.

От гледна точка на дефинираните периоди моделирането показва, че **период I** е с най-високо равнище на несигурността. Повишаването на нивата ѝ е огромно. В рамките на този период времевият отрязък от февруари (особено втората му

половина) до края на април месец (подпериод I.A) има специално значение, като за него стойностите са още по-високи.

Началната неочакваност на проявлението на шока, неподготвеността на икономическите субекти, наличието на сериозни неикономически ограничения и невъзможността ефектите им да се преодолеят чрез икономически мерки на микроравнище, неяснотата относно мащабите на разгръщане на негативните ефекти, непредвидимостта на хода на кризата, неизвестността по отношение на намирането на решение на здравния проблем, както и относно времевите рамки за това – всички тези фактори обуславят изключително рязката и голяма възходяща промяна на несигурността.

За **втория период** изчисленията еднозначно показват спад в равнището на несигурност. Намесата чрез паричната и фискалната политика имат много голямо значение. Със своята подкрепа към икономическите субекти и заявена решимост да се смекчат негативните ефекти чрез всички възможни и необходими мерки стабилизационната политика намалява неопределеността, като прави макроикономическата среда по-предсказуема.

Моделирането на несигурността показва, че през **третия период** отново е налице увеличаване на несигурността. Обяснение за това може да се търси във връзка с увеличената заболяемост от SARS-CoV-2, както и с включването на нов екзогенен фактор влияещ върху средата – военният конфликт в Украйна.

В същото време повишението и при двете икономики е по-различно отколкото през първия период. Първо, увеличението не е толкова рязко. Второ, повишението не е толкова голямо.

Сравнителният анализ между двете икономики за едни и същи периоди също показва големи сходства между икономиката на ЕС и тази на САЩ.

От една страна, корелационният анализ на базата на статистически значими коефициенти свидетелства за това, че несигурността на макроикономическата среда в двете стопанства следва много подобна динамика. Това е доказателство за синхронността във влиянието на пандемията. Разпространението ѝ във времето има внезапен резултат и в американската икономика, и в тази на ЕС.

От друга страна, изключително близки са стойностите на първия централен момент в лицето на непретеглените средни хронологични аритметични величини на базата на *CF* стойностите на времевите редове. Направените диагностични формални тестове за първия (включително и за подпериода I.A в неговите рамки) и втория период не намират статистическа значимост на разликите между тях. Така влиянието на COVID-19 екзогенния шок върху несигурността в икономическата среда е много подобно в двете икономики – подобно дотолкова, че няма убедителни доказателства за различие.

В същото време за период три изчисленията показват друго. В контекста на статистическото тестване при същото равнище на значимост нулевата хипотеза за равенство между медианите се отхвърля. Тук намерената разлика в средните стойности е статистически значима. Обяснението може да се търси във влиянието на допълнителен екзогенен фактор – военния конфликт в Украйна. Несигурността в макросредата става по-висока и в ЕС, и в САЩ, но промяната не е симетрична. Към ефекта от пандемията (в условията на повишени равнища на заболяемост през първите тримесечия на 2022 г.) се добавя този на неочакваното проявление на случващото се в най-голямата по територия и шестата по население страна в Европа (изключвайки трансконтиненталните Русия и Турция и за двата показателя). Несигурността се повишава в по-голяма

степен, със статистически значим диференциал, в ЕС, чийто страни са много по-близо до военните действия.

Използвани източници

1. Гатев, К., Гатева, Н. (2008). Статистика: Статистически методи в емпиричните изследвания и бизнеса. София: Парадигма.
2. НСИ (2023). Основни теоретични понятия, използвани в практиката на НСИ. Онлайн:
https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/pages/Glossary_NSI_Osnovni-poniatiia.doc [Последен достъп: 03.06.2023]
3. Тодоров, В. (2022а). COVID-19 кризата и несигурността в хода на бизнес цикъла. Икономика и икономическа теория: проблеми и взаимодействия: Сборник с доклади от юбилейна научна конференция по случай 85 г. катедра „Обща икономическа теория“, Варна: Наука и икономика, с. 360–367.
4. Тодоров, В. (2022б). Съвременна макроикономическа роля на екзогенните шокове. Социално-икономически анализи, В. Търново: ВТУ Св. Св. Кирил и Методий, Том 22, Кн. 2, с. 188–198.
5. Тодоров, В. (2022с). Екзогенните макроикономически шокове като съвременни детерминанти на бизнес цикъла = Exogenous Macroeconomic Shocks as Contemporary Business Cycle Determinants Народностопански архив = Economic Archive, Свищов: Акад. изд. Ценов, Год. 75, 3, с. 3–18; с. 3–17.
6. Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. J. (2012). Financial Markets and Fluctuations in Volatility. Staff Report No. 466, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
7. Arroyo-Marioli, F., Bullano, F., Kucinkas, S., & Rondón-Moreno, C. (2021). Tracking R of COVID-19: A New Real-Time Estimation Using the Kalman Filter. PLoS One. Vol. 16(1): e0244474.
8. Atkinson, T., Plante, M. D., Richter, A. W., & Throckmorton, N. (2020). Complementarity and Macroeconomic Uncertainty. Working Papers No. 2009, Federal Reserve Bank of Dallas.
9. Bachmann, R., Elstner, S., & Sims, E. (2013). Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data. American Economic Journal: Macroeconomics, Vol. 5, pp. 217–249.
10. Baker, S. R., Bloom, N., & Davis S. J. (2015). Measuring Economic Policy Uncertainty. NBER Working Paper No. 21633, National Bureau of Economic Research.
11. Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., Terry, S. J., (2020а). COVID-Induced Economic Uncertainty. NBER Working Paper 26983, National Bureau of Economic Research.
12. Baker, S. R., Bloom, N., Terry, S. J. (2020b). Using Disasters to Estimate the Impact of Uncertainty. NBER Working Paper 27167.
13. Bekaert, G., Hoerova, M., & Lo Duca, M. (2013). Risk, Uncertainty, and Monetary Policy. Journal of Monetary Economics, Vol. 60, pp. 771–788.
14. Bianchi, F., Ilut, C. L., Schneider, M. (2017). Uncertainty Shocks, Asset Supply and Pricing over the Business Cycle. The Review of Economic Studies, Vol. 85, pp. 810–854.
15. Blanchard, O. (2000). What Do We Know about Macroeconomics that Fisher and Wicksell Did Not? The Quarterly Journal of Economics, Vol. 115(4), pp.1375–1409.

16. Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, Vol. 77(3), pp. 623–685.
17. Bloom, N. (2014). Fluctuations in Uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28(2), pp. 153–176.
18. Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I. & Terry, S. (2012). Really Uncertain Business Cycles. NBER Working Paper No. 18245, National Bureau of Economic Research.
19. Caldara D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S., & Zakrajsek, E. (2016). The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks. *European Economic Review*, Vol. 88, pp. 185–207.
20. Cascaldi-Garcia, D., & Galvao, A. B. (2021). News and Uncertainty Shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 53(4), pp. 779–811.
21. Cho, D., Han, Y., Oh, J., & Picco, A. P. (2021). Uncertainty Shocks, Precautionary Pricing, and Optimal Monetary Policy. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 69, article 103343.
22. Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2003). The Band Pass Filter. *International Economic Review* 44(2), pp. 435–465.
23. Christiano, L. J., Motto, R., & Rostagno M. (2014). Risk Shocks. *American Economic Review*, Vol. 104, pp. 27–65.
24. Dimand, R. W. (2008). Macroeconomics, Origins and History of. In: Durlauf, Steven N. & Blume, L. E. (eds.). *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Palgrave Macmillan. pp. 236–244.
25. Fajgelbaum, P., Schaal, E., & Taschereau-Dumouchel, M. (2014). Uncertainty Traps. NBER Working Paper No. 19973, National Bureau of Economic Research.
26. Gagnon, E., & Lopez-Salido, D. (2020). Small Price Responses to Large Demand Shocks, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 18(2), pp. 792–828.
27. Gilchrist, S., Sim, J., & Zakrajsek, E. (2014). Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics. NBER Working Paper No. 20038, National Bureau of Economic Research.
28. Hale, T., Angrist, N., Goldszmidt, R., Kira, B., Petherick, A., Phillips, T., Webster, S., Cameron-Blake, E., Hallas, L., Majumdar, S., & Tatlow, H. (2021). A Global Panel Database of Pandemic Policies (Oxford COVID-19 Government Response Tracker). *Nature Human Behaviour*, Vol. 5, pp. 529–538.
29. Jurado, K., Ludvigson, S., & Ng, S. (2015). Measuring Uncertainty. *American Economic Review*, Vol. 105, pp. 1177–1216.
30. Khatun, N. (2021). Applications of Normality Test in Statistical Analysis. *Open Journal of Statistics*, Vol.11, pp. 113-122.
31. Leduc, S. & Liu, Z. (2016). Uncertainty Shocks are Aggregate Demand Shocks. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 82, pp. 20-35.
32. Nam, E., Lee, K., & Jeon, Y. (2021). Macroeconomic Uncertainty Shocks and Households' Consumption Choice. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 68, article 103306.
33. Orlik, A., & Veldkamp, L. (2014). Understanding Uncertainty Shocks and the Role of Black Swans. NBER Working Paper No. 20445, National Bureau of Economic Research.
34. Pollock, D.S.G. (2016). Econometric Filters. *Computational Economics*, Vol. 48(4), pp. 669–691.

35. Popescu, A., & Smets F. (2010). Uncertainty, Risk-Taking, and the Business Cycle in Germany. *CESifo Economic Studies*, Vol. 56, pp. 596–626.
36. Razali, N. M. & Wah, Y. B. (2011). Power Comparisons of Shapiro–Wilk, Kolmogorov–Smirnov, Lilliefors and Anderson–Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, Vol. 2(1), pp. 21–33.
37. Śmiech, S., Papież, M., Rubaszek, M., Snarska, M. (2021). The Role of Oil Price Uncertainty Shocks on Oil-Exporting Countries. *Energy Economics*, Vol. 93, article 105028.

