

Инфлационните очаквания като индикатор за инфлацията в България

Тодор Борисов*

Резюме: В статията се изследва връзката между инфлационните очаквания на домакинствата и инфлацията в България. Инфлационните очаквания представляват важен елемент от формирането на ценовите процеси, тъй като отразяват възприятията на домакинствата относно бъдещото изменение на ценовото равнище и могат да съдържат информация за предстоящото развитие на инфлацията.

Емпиричният анализ се основава на тримесечни данни за инфлационните очаквания на потребителите за следващите дванадесет месеца, получени от наблюдението на потребителите на Национален статистически институт (НСИ), както и данни за реалната инфлация, измерена чрез хармонизиран индекс на потребителските цени (ХИПЦ). Инфлацията е представена чрез усреднени тримесечни стойности на месечния годишен темп на изменение на индекса спрямо същия месец на предходната година.

За изследване на връзката между инфлационните очаквания и инфлацията се използват методи на иконометричното моделиране на времеви редици, включително VAR/VECM, ARDL

и ARIMAX модели. Чрез тях се анализират краткосрочните и дългосрочните зависимости между разглежданите показатели и се оценява информационното съдържание на инфлационните очаквания по отношение на бъдещата динамика на инфлацията.

Ключови думи: инфлационни очаквания, инфлация, наблюдение на потребителите, времеви редици, водещ индикатор.

JEL: E31, E37, C22, C83, D84.

1. Въведение

В съвременната икономическа статистика все по-широко приложение намират анкетните наблюдения на потребителите и бизнеса, чрез които се регистрират оценките и очакванията на икономическите субекти относно развитието на основни икономически процеси. Получените резултати обикновено се представят чрез балансови показатели, които отразяват съотношението между положителните и отрицателните оценки на респондентите. Опитът от редица емпирични изследвания показва, че между динамиката на тези балансови показатели и динамиката на количествени макроикономически индикатори могат да се установят сравнително

* Тодор Борисов е хоноруван асистент, докторант от катедра „Статистика и иконометрия“ на УНСС.

силни статистически зависимости (Цветков, 2011, с. 188). Това създава предпоставки анкетните показатели да се използват като допълнителен източник на информация при анализа на икономическите процеси и като потенциални индикатори за бъдещото развитие на икономическата конюнктура.

Инфлацията представлява макроикономически процес, свързан с устойчиво нарастване на общото равнище на цените и оказващ съществено влияние върху икономическата динамика (Станев, 1994). Развитието на инфлационните процеси се обуславя от взаимодействието на множество фактори, които могат да имат както икономически, така и неикономически характер. Част от тях могат да бъдат източник на първоначален инфлационен импулс, докато други усилват ценовата динамика във времето и определят интензивността на инфлационния процес (Величков, 2024). В съвременните икономики съществена роля за развитието на инфлацията играят и очакванията на икономическите агенти относно бъдещото изменение на ценовото равнище. В този смисъл наблюдението и анализът на инфлационните очаквания имат важно значение, тъй като те могат да се разглеждат както като индикатор за бъдещата динамика на цените, така и като фактор, влияещ върху ефективността на икономическата и паричната политика (Михайлова-Борисова, 2016).

В страните в процес на догонваща икономическа конвергенция част от инфлационната динамика може да бъде свързана с процесите на постепенно изравняване на ценовите равнища,

доходите и производителността спрямо по-развитите икономики (Желязкова, 2009). В същото време динамиката на инфлацията се влияе и от институционалната и макроикономическата среда, включително провежданата икономическа политика, степента на икономическа интеграция и функциониращия паричен режим, които имат съществено значение за поддържането на ценова стабилност (Кънева, 2018).

Наред с външните ценови импулси, в литературата се акцентира и върху ролята на вътрешните фактори за инфлационните процеси в България, като частното потребление и възнаграждението на наетите лица (Иванов, 2021). Това показва, че анализът на инфлацията изисква да се отчитат не само текущите макроикономически условия, но и очакванията и поведението на икономическите агенти, които могат да влияят върху бъдещото търсене и съответно върху изменението на ценовото равнище.

В литературата се подчертава, че в гържавите от Централна и Източна Европа процесът на догонващо развитие е съпроводен и с постепенно сближаване на ценовите равнища със средните за Европейския съюз. Това сближаване е по-изразено при нетъргуемите продукти и услуги, чиито цени зависят в по-голяма степен от вътрешните икономически условия, доходите и производителността. По този начин икономическият растеж се проявява не само като фактор за реална конвергенция, но и като предпоставка за промени в ценовото равнище и неговата структура (Биянски и Бозев, 2021).

В по-широк план инфлационната динамика в България може да се разглежда и в контекста на процесите на икономическа и парична интеграция с Европейския съюз. В този смисъл инфлацията не е само индикатор за текущи ценови изменения, а и показател, свързан с реалната конвергенция, устойчивостта на макроикономическата среда и готовността на икономиката за по-дълбока интеграция в европейските парични структури. Сравнителният опит на държави от Централна и Източна Европа, присъединили се към еврозоната, показва, че динамиката на цените следва да се анализира във връзка както с номиналната, така и с реалната конвергенция, както и с институционалните и структурните характеристики на националната икономика (Статева, 2021).

В съвременната макроикономическа теория инфлационните очаквания се разглеждат като важен фактор за формирането на бъдещата инфлация, тъй като очакванията на икономическите агенти оказват влияние върху потребителското поведение, ценовата политика на фирмите и динамиката на заплатите (Mankiw, Reis and Wolfers, 2003). Поради това в редица емпирични изследвания анкетните показатели за инфлационни очаквания се използват като индикатор за бъдещото развитие на инфлационните процеси (Coibion and Gorodnichenko, 2012).

Основната цел на настоящото изследване е да се анализира връзката между инфлационните очаквания и последващата динамика на инфлацията в България, както и да се оцени доколко инфлационните очаквания могат

да бъдат използвани като индикатор за бъдещото развитие на инфлационните процеси. За постигането на тази цел се изследва връзката между показателите за инфлационни очаквания, получени от анкетни наблюдения на потребителите, и динамиката на инфлацията, измерена чрез съответните ценови индекси. В анализа се използват иконометрични методи за изследване на времеви редове, включително модели VAR, ARDL и ARIMAX, които позволяват да се оцени както краткосрочната, така и дългосрочната зависимост между разглежданите променливи.

2. Методология на изследването

В зависимост от изследователската цел анализът на динамичните редове според Атанасов (2018) може да се раздели на четири направления – дескриптивен, диагностичен, прогностичен и номографски. В настоящото изследване са приложени първите три от тях. В началния етап на анализа е проведен описателен и проучвателен статистически анализ, който позволява да се установят основните характеристики и динамиката на изследваните променливи (Гоев и др., 2019).

Диагностичният анализ е насочен към установяване на дългосрочните и краткосрочните зависимости между изследваните икономически променливи. В този етап се извършва проверка за стационарност на динамичните редове чрез разширения тест на Dickey–Fuller (ADF), който е широко използван при анализа на времеви редове (Петков, 2009). Проверката за стационарност позволява да се определи порядъкът на интегрираност на променливите и

представлява необходима предпоставка за прилагането на коинтеграционни методи.

В литературата се използват различни подходи за изследване на дългосрочни зависимости между икономически променливи. Например Петков (2009) прилага ARDL коинтеграционния подход на Pesaran, Shin и Smith (2001), известен като bounds testing procedure, докато в други изследвания се използва многомерният коинтеграционен анализ на Johansen (1988, 1991), който често се комбинира с тестове за причинност по Granger (Ковачевич, 2016). Взаимодействието между променливите се анализира и чрез теста за причинност по Granger (1969), приложен както в двувариантна форма (Pairwise Granger causality), така и в рамките на многомерни динамични модели от тип VAR/VECM.

В рамките на диагностичния анализ се изследва и динамичното взаимодействие между променливите чрез анализ на тяхната реакция на икономически шокове. За тази цел се използват импулсно-реакционни функции (Impulse Response Functions), които позволяват да се проследи как еднократен шок в една променлива влияе върху динамиката на останалите променливи във времето. Допълнително се прилага деконпозиция на дисперсията на прогнозната грешка (Forecast Error Variance Decomposition), чрез която се оценява относителният принос на различните шокове за вариацията на всяка променлива в системата. Този подход е широко използван при анализа на динамични макроикономически взаимовръзки в рамките на VAR модели (Sims, 1980).

В допълнение е приложен авторегресионен интегриран модел с плъзгаща се средна и екзогенни променливи (ARIMAX), който представлява разширение на класическите ARIMA модели, използвани при анализа на динамични редове (Мишев и Гоев, 2010). Чрез включването на екзогенни променливи този модел позволява да се отчете влиянието на външни фактори върху динамиката на изследваната променлива.

Прогностичният анализ е насочен към оценка на възможностите за прогнозиране на инфлацията чрез прилагане на различни иконометрични модели на динамични редове. За тази цел се използват както многомерни динамични модели от тип VAR/VECM, така и модели с разпределени лагове (ARDL) и авторегресионни интегрирани модели с подвижна средна и екзогенни променливи (ARIMAX). Прилагането на различни модели позволява да се сравнят техните прогностични свойства и да се оцени до каква степен инфлационните очаквания могат да бъдат използвани като индикатор за бъдещата динамика на инфлацията. Изчисленията са извършени с помощта на EViews и Excel.

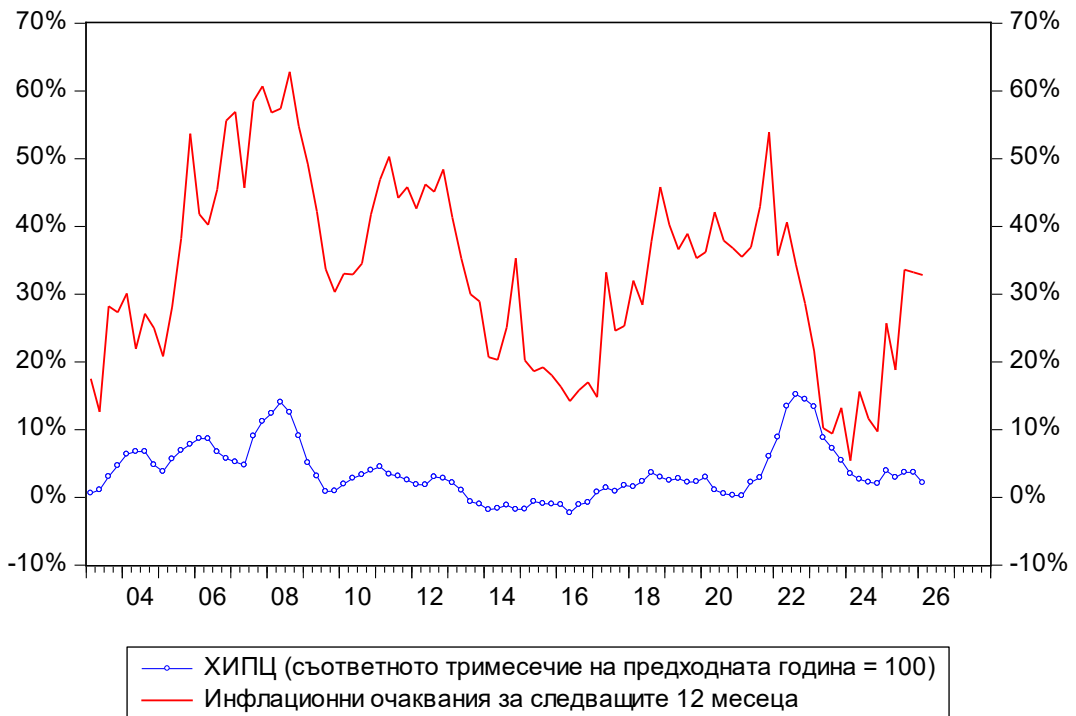
3. Описателен анализ на динамиката на инфлационните очаквания и инфлацията

Описателният анализ има за цел да представи основните характеристики и динамиката на инфлацията и инфлационните очаквания през изследвания период. Чрез графичното представяне на динамичните редове се проследява тяхното съвместно развитие и се получава първоначална представа за

степенята на синхронност между двата показателя. Анализът позволява да се открият основните тенденции, периодите на по-резки изменения, както и възможни изпреварващи или изоставащи реакции на инфлационните очаквания спрямо действителната инфлация. Тези предварителни наблюдения служат като основа за последващия иконометричен анализ на взаимовръзките между разглежданите променливи.

От фигура 1 се вижда, че инфлацията и инфлационните очаквания се характеризират с близка динамика през изследвания период. Най-високи стойности на инфлацията се наблюдават

през 2007–2008 г. и през периода 2021–2022 г., когато се отчита силен инфлационен натиск. В периода 2013–2016 г. се наблюдават отрицателни стойности на инфлацията, съответстващи на дефлационна динамика. Инфлационните очаквания като цяло следват развитието на инфлацията, но се отличават с по-голяма волатилност и в някои периоди реагират по-рано или по-силно на промените в ценовата динамика. За по-подробна характеристика на разглежданите променливи в таблица 1 са представени основните описателни статистики на инфлацията и инфлационните очаквания



Фигура 1. Динамика на инфлацията (ХИПЦ) и инфлационните очаквания

Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

Таблица 1. *Описателни статистики на инфлацията (ХИПЦ) и инфлационните очаквания*

	Инфлация (ХИПЦ, %)	Инфлационни очаквания (%)
Средна	3.800	33.398
Медиана	2.950	34.000
Максимум	15.167	62.800
Минимум	-2.300	5.400
Стандартно отклонение	4.064	13.592
Асиметрия	0.984	0.072
Ексцес	3.561	2.291
Jarque-Bera	16.070	2.008
p-стойност	0.000	0.366
Коеф. на вариация (%)	106.930	40.700
Наблюдения	92	92

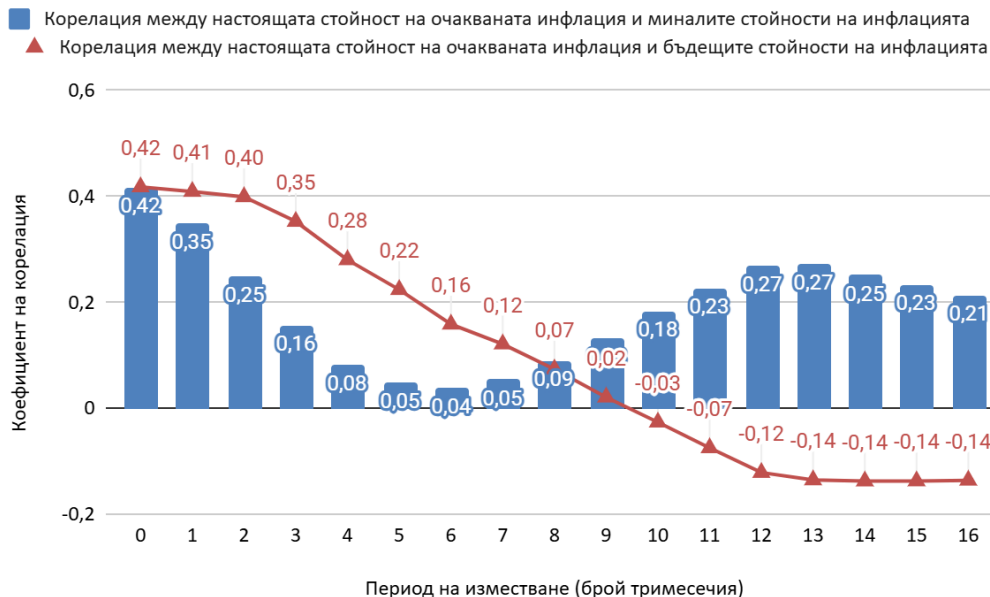
Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

Представените в таблицата описателни статистики позволяват да се характеризират разпределението и вариацията на разглежданите променливи през изследвания период. Средната стойност на инфлацията възлиза на 3.8%, като се наблюдава значителна амплитуда между минималната стойност от -2.3% и максималната стойност от 15.17%. Инфлационните очаквания се характеризират с по-висока средна стойност (33.4), но с по-ниска относителна волатилност, което се потвърждава и от по-ниския коефициент на вариация. Резултатите от теста на Jarque-Bera показват, че разпределението на инфлацията се отклонява от нормалното, докато при инфлационните очаквания не се наблюдава статистически значимо отклонение от нормалност.

За допълнително изследване на времевото взаимодействие между инфлацията и инфлационните очаквания е изследвана и крос-корелационната

функция между двата времеви реда, която позволява да се установи дали едната променлива изпреварва другата във времето.

Представената крос-корелационна функция (фигура 2) позволява да се проследи времевото взаимодействие между инфлацията и инфлационните очаквания. Наблюдава се относително висока положителна корелация между текущата стойност на инфлационните очаквания и бъдещите стойности на инфлацията, която достига около 0.42 при нулев лаг и постепенно намалява с увеличаване на времевото изместване. Максималната корелация е при 0-2 тримесечия напред, което означава, че очакванията изпреварват инфлацията приблизително с половин година. Това показва, че инфлационните очаквания съдържат информация за бъдещата динамика на инфлацията и могат да се разглеждат като водещ индикатор за ценовите процеси. От друга страна, корелацията между



Фигура 2. Крос-корелационна функция между инфлацията и инфлационните очаквания
 Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

текущата стойност на инфлационните очаквания и миналите стойности на инфлацията е по-слабо изразена, което предполага, че инфлационните очаквания не се формират единствено на базата на наблюдаваната инфлация. Получените резултати са в съответствие с резултатите от теста за причинност по Granger, които също показват наличие на времево изпреварване на инфлационните очаквания спрямо инфлацията.

4. Диагностичен анализ на взаимовръзката между инфлационните очаквания и инфлацията

Преди оценяването на динамични иконометрични модели е необходимо да се провери стационарността на разглежданите времеви редове, тъй като наличието на единичен корен може да

доведе до некоректни иконометрични оценки и до възникване на т.нар. псевдорегресия. За тази цел е приложен разширеният тест на Dickey–Fuller (ADF), който позволява да се установи порядъкът на интегрираност на анализиранията променливи (таблица 2).

Резултатите от ADF теста показват, че както инфлацията, така и инфлационните очаквания са нестационарни в нива, тъй като при всички разгледани спецификации нулевата хипотеза за наличие на единичен корен не може да бъде отхвърлена. След диференциране на редовете нулевата хипотеза се отхвърля категорично, което показва, че първите разлики на двете променливи са стационарни. Следователно може да се заключи, че инфлацията и инфлационните очаквания са интегрирани от първи порядък, т.е. I(1)

Таблица 2. Резултати от ADF теста за стационарност на инфлацията и инфлационните очаквания

Променлива	Спецификация	ADF статистика	5% критична стойност	Извод
ИНФЛАЦИЯ	Константа и тренд	-1.859	-3.462	Не се отхвърля H_0
ИНФЛАЦИЯ	Константа	-1.856	-2.895	Не се отхвърля H_0
ИНФЛАЦИЯ	Без константа	-1.342	-1.945	Не се отхвърля H_0
Δ ИНФЛАЦИЯ	Константа и тренд	-7.029	-3.462	Отхвърля се H_0
Δ ИНФЛАЦИЯ	Константа	-7.080	-2.895	Отхвърля се H_0
Δ ИНФЛАЦИЯ	Без константа	-7.122	-1.945	Отхвърля се H_0
ИНФЛ. ОЧАКВАНИЯ	Константа* и тренд	-3.071	-3.460	Не се отхвърля H_0
ИНФЛ. ОЧАКВАНИЯ	Константа*	-2.708	-2.894	Не се отхвърля H_0
ИНФЛ. ОЧАКВАНИЯ	Без константа	-0.776	-1.944	Не се отхвърля H_0
Δ ИНФЛ. ОЧАКВАНИЯ	Константа и тренд	-11.220	-3.461	Отхвърля се H_0
Δ ИНФЛ. ОЧАКВАНИЯ	Константа	-11.243	-2.894	Отхвърля се H_0
Δ ИНФЛ. ОЧАКВАНИЯ	Без константа	-11.293	-1.944	Отхвърля се H_0

Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

Забележка: със * са обозначени статистически значимата константа или тренд на ниво 5%

За определяне на оптималния брой лагове в модела е използвана процедурата за избор на лагова дължина в рамките на VAR спецификация. Таблица 3 представя стойностите на основните информационни критерии – Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan–Quinn (HQ), както и Final Prediction Error (FPE). Получените резултати показват, че критериите AIC, LR и FPE предполагат лагова дължина от пет периода, докато по-консервативните критерии на Schwarz и Hannan–Quinn посочват два лага. С оглед на сравнително ограничената извадка и по-строгия характер на критерия на Schwarz, за по-нататъшния анализ е избрана лагова дължина от два периода. Допълнителна информация

предоставят Lag Exclusion Wald тестовете, които показват, че първите два лага имат статистически значим принос за динамиката на системата, докато третият лаг не е статистически значим, макар че при четвъртия и петия лаг отново се наблюдава статистическа значимост.

За допълнителна проверка беше оценен и модел с пет лага – спецификацията, предложена от информационния критерий на Akaike. Сравнението между VAR(5) и VAR(2) показва, че стойностите на информационните критерии са много близки (AIC = 9.827 при VAR(5) и AIC = 9.858 при VAR(2); SC = 10.451 при VAR(5) и SC = 10.136 при VAR(2)). Същевременно моделът с пет лага изисква

Таблица 3. Избор на оптимален брой лагове според информационните критерии

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-569.428	NA	2778.500	13.605	13.663	13.629
1	-426.722	275.219	102.228	10.303	10.477	10.373
2	-406.412	38.202	69.345	9.915	10.204*	10.031*
3	-404.165	4.118	72.337	9.956	10.361	10.119
4	-401.327	5.069	74.430	9.984	10.505	10.193
5	-392.311	15.670*	66.143*	9.865*	10.501	10.120

Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

значително по-голям брой параметри и води до намаляване на броя на използваните наблюдения. Поради това VAR(2) се приема като по-опростена и методологично по-подходяща спецификация за по-нататъшния анализ.

При избраната лагова дължина от два периода динамичната взаимовръзка между инфлацията и инфлационните очаквания може да бъде представена чрез векторен авторегресионен модел от втори порядък – VAR(2). В този модел текущите стойности на променливите се обясняват чрез техните собствени лагове и чрез лаговете на другата променлива. Общата форма на VAR(2) модела може да бъде записана по следния начин:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (1)$$

където Y_t е векторът на ендогенните променливи, A_1 и A_2 са матрици на параметрите, c е вектор на

константите, а ε_t представлява вектор на теоретичният стохастичен компонент.

След установяване на интеграционния порядък на променливите и определяне на оптималната лагова структура на VAR модела следва да бъде изследвано дали между инфлацията и инфлационните очаквания съществува дългосрочна равновесна връзка. Когато променливите са интегрирани от първи ред, е възможно тяхна линейна комбинация да бъде стационарна, което означава наличие на коинтеграция. За проверка на тази хипотеза е приложен тестът за коинтеграция на Johansen, който позволява едновременно определяне на броя на коинтеграционните вектори в рамките на VAR системата (таблица 4).

Резултатите от Johansen теста показват наличие на една коинтеграционна връзка между инфлацията и

Таблица 4. Резултати от Johansen теста за коинтеграция между инфлацията и инфлационните очаквания

Хипотеза	Трасе статистика	Prob.	Max-Eigen статистика	Prob.	Извод
Няма коинтеграционна връзка ($r = 0$)	12.457	0.047	12.034	0.036	Отхвърля се

Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

Икономическо развитие

инфлационните очаквания. Нулевата хипотеза за липса на коинтеграция ($r = 0$) се отхвърля както според Трасе теста ($p = 0.047$), така и според теста на максималната собствена стойност ($p = 0.036$). При наличие на коинтеграционна връзка между разглежданите променливи динамиката на инфлацията може да бъде представена чрез уравнение (формула 2) от модела за корекция на грешката (VECM), което включва както краткосрочните ефекти, така и механизма на възстановяване на дългосрочното равновесие.

$$\Delta Y_t = -0.125 EC_{t-1} + 0.613 \Delta Y_{t-1} + 0.054 \Delta Y_{t-2} - 0.043 \Delta X_{t-1} + 0.030 \Delta X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$EC_{t-1} = Y_{t-1} - 0.1057 X_{t-1} \quad (3)$$

Където:

Y_t – инфлацията, измерена чрез годишния темп на изменение на ХИПЦ;

X_t – инфлационните очаквания за следващите 12 месеца;

EC_{t-1} – корекционният член (ECT), получен от коинтеграционното уравнение;

Δ – оператор за първа разлика;

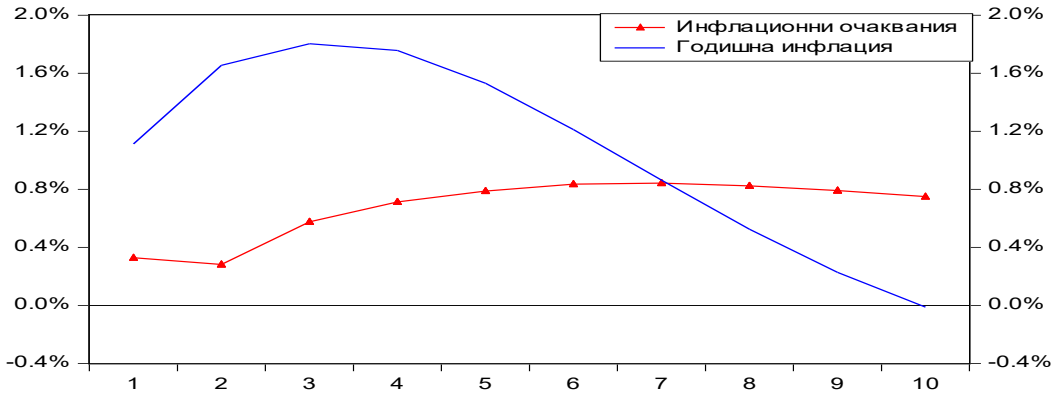
ε_t – стохастичният остатъчен компонент.

Коефициентът пред корекционния член EC_{t-1} е отрицателен и статистически значим (0.125), което потвърждава наличието на механизъм на възстановяване към дългосрочното равновесие. Това означава, че приблизително 12.5% от отклонението от равновесната зависимост между инфлацията и инфлационните очаквания се коригира в рамките на едно тримесечие. Следователно при отсъствие на нови шокове

равновесието би се възстановило постепенно в рамките на няколко тримесечия. Полученият резултат потвърждава наличието на дългосрочна връзка между инфлацията и инфлационните очаквания и подкрепя хипотезата, че инфлационните очаквания играят съществена роля при формирането на инфлационната динамика. Коефициентът пред инфлационните очаквания в коинтеграционното уравнение (формула 3) е статистически значим ($prob. = 0.02720$), което потвърждава съществуването на дългосрочна зависимост между инфлацията и инфлационните очаквания. Получената оценка предполага, че при увеличение на инфлационните очаквания с един пункт равновесното равнище на инфлацията се повишава приблизително с 0.11 процентни пункта, при равни други условия.

За изследване на краткосрочната причинно-следствена връзка между променливите са приложени VEC Granger причинностни тестове. Получените резултати показват, че инфлационните очаквания оказват статистически значимо влияние върху динамиката на инфлацията ($p = 0.0088$), което предполага наличие на едностранна причинност от очакванията към инфлацията в краткосрочен план. Обратната връзка от инфлацията към инфлационните очаквания е по-слаба и е статистически значима само при по-високо ниво на значимост ($p \approx 0.09$).

С цел по-пълно изследване на динамичните взаимодействия между инфлацията и инфлационните очаквания са използвани импулсно-реакционни функции, декомпозиция на дисперсията на прогнозната грешка и историческа



Фигура 3. Импулсно-реакционна функция на инфлацията при шокове в системата
Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

Забележка: Реакциите са измерени в процентни пунктове и отразяват ефекта от шок с големина едно стандартно отклонение.

декомпозиция, които позволяват да се проследи ефектът от шоковете в системата във времето (фигура 3).

Анализът на импулсните реакции показва динамичната реакция на инфлацията при възникване на еднократен шок в системата. Реакцията на годишната инфлация към собствен шок е положителна и сравнително силна в първите периоди, като достига максимална стойност около третото тримесечие. След това ефектът постепенно отслабва и затихва в рамките на приблизително десет периода.

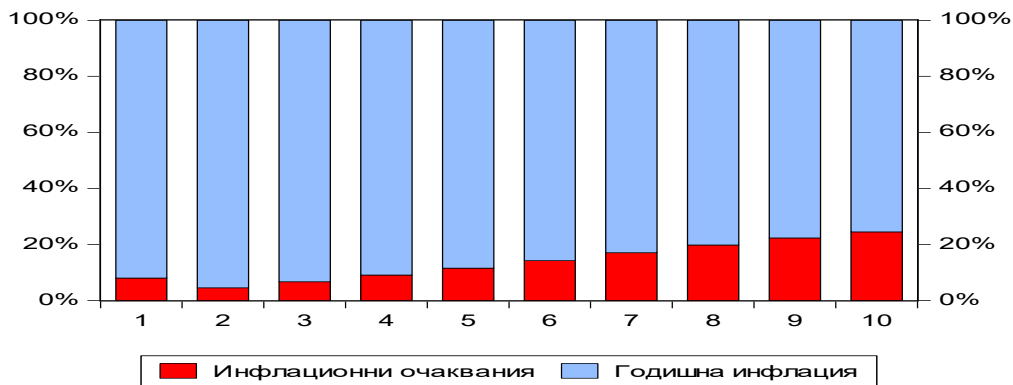
Реакцията на инфлацията към шок в инфлационните очаквания е положителна през целия анализиран хоризонт. В първите периоди ефектът е сравнително слаб, но постепенно се усилва и достига максимални стойности около шестото–седмото тримесечие, след което се стабилизира. Това показва, че шоковете в инфлационните очаквания се пренасят върху инфлацията с известно закъснение, като ефектът се натрупва постепенно във времето.

Получените резултати потвърждават значимата роля на инфлационните очаквания като водещ индикатор за бъдещата динамика на инфлацията (фигура 4).

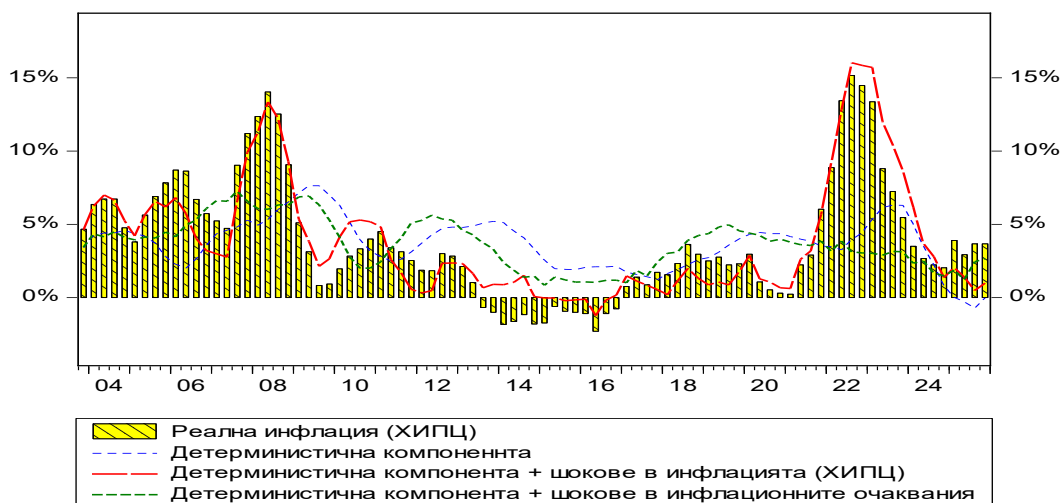
Декомпозицията на вариацията на прогнозната грешка показва, че в краткосрочен план динамиката на инфлацията се определя основно от собствените ѝ шокове. През първия период около 91.99% от вариацията на инфлацията се обяснява от собствени иновации, докато приносът на инфлационните очаквания е приблизително 8.01%. С увеличаване на прогнозния хоризонт влиянието на инфлационните очаквания постепенно нараства и през десетия период достига 24.46%. Получените резултати показват, че инфлационните очаквания оказват съществено средносрочно влияние върху инфлацията, докато в краткосрочен план доминира собствената инерция на инфлационния процес (фигура 5).

Историческата декомпозиция показва, че наблюдаваната динамика на

Икономическо развитие



Фигура 4. Декомпозиция на вариацията на прогнозната грешка на инфлацията
Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ



Фигура 5. Историческа декомпозиция на инфлацията (ХИПЦ) по структурни шокове
Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

инфлацията може в значителна степен да бъде възпроизведена чрез комбинацията от детерминистичната компонента (динамиката на инфлацията при условие, че всички структурни шокове в системата са равни на нула) на модела и натрупаните ефекти от структурните шокове. Основният принос към краткосрочните колебания на инфлацията се дължи на собствените

и шокове, докато шоковете в инфлационните очаквания имат по-плавно и постепенно влияние върху инфлационната динамика.

За допълнителна проверка на устойчивостта на получените резултати е приложен и ARDL подход, който позволява едновременно моделиране на краткосрочната динамика и дългосрочната зависимост между инфлацията и

инфлационните очаквания. Спецификацията на модела е избрана въз основа на информационния критерий на Акаике (AIC).

$$Y_t = 1.474 Y_{t-1} - 0.585 Y_{t-2} + 0.0474X - 0.066X_{t-1} + 0.0671X_{t-2} - 0.037X_{t-3} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Където:

Y_t – инфлацията, измерена чрез годишния темп на изменение на ХИПЦ;

X_t – инфлационните очаквания за следващите 12 месеца;

ε_t – стохастичният остатъчен компонент

Получените оценки показват силна авторегресионна динамика на инфлацията, което свидетелства за наличие на инфлационна инерция. Всички оценени коефициенти са статистически значими на конвенционалните нива на значимост, което потвърждава съществуването на връзка между инфлацията и инфлационните очаквания в рамките на ARDL модела. Допълнителната проверка за наличието на дългосрочна връзка между инфлацията и инфлационните очаквания в рамките на ARDL подхода е направена чрез Bound test за коинтеграция, предложен от Pesaran, Shin и Smith (2001). Получената стойност на F-статистиката е 5.70, което надвишава горната критична граница при ниво на значимост 5% (4.11). Това позволява да се отхвърли нулевата хипотеза за липса на дългосрочна зависимост и показва наличието на коинтеграционна връзка между инфлацията и инфлационните очаквания. Резултатът се потвърждава и от t-Bound статистиката (-3.37), която също надвишава по абсолютна стойност горната критична

граница. Доказаната коинтеграционна връзка между разглежданите променливи в ARDL модела може да бъде представена чрез следния модел за корекция на грешката (ECM):

$$\Delta Y_t = -0.1107 EC_{t-1} + 0.585 \Delta Y_{t-1} + 0.047 \Delta X - 0.030 \Delta X_{t-1} + 0.037 \Delta X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$EC_{t-1} = Y_{t-1} - 0.1098X_{t-1} \quad (6)$$

Получените оценки от ARDL модела са в съответствие с резултатите от VECM анализа. В дългосрочен план коефициентът пред инфлационните очаквания (0.1098) е близък до този при VECM (0.1057), което потвърждава наличието на устойчива положителна връзка. Това означава, че увеличение на инфлационните очаквания с един пункт е свързано с нарастване на инфлацията с около 0.11 процентни пункта (при равни други условия). Коефициентът пред корекционния член е отрицателен EC_{t-1} и статистически значим както в ARDL (-0.1107), така и във VECM (-0.1254), което показва, че приблизително 11–13% от отклонението от равновесието се коригира в рамките на едно тримесечие.

5. Прогностичен анализ

Прогностичният анализ има за цел да оцени прогнозните свойства на различни иконометрични модели за инфлацията в България. За тази цел се използват както вече оценените структурни модели – VECM(2) и ARDL(2,3), така и едномерни и разширени времеви модели от типа ARIMA и ARIMAX. Спецификацията на ARIMA и ARIMAX моделите е определена въз

Икономическо развитие

основа на информационния критерий на Akaike, като най-подходящи са избрани ARIMA(1,0,3) и ARIMAX(1,0,3), при който инфлационните очаквания се включват като екзогенна променлива.

Прогнозните свойства на моделите се оценяват чрез статични и динамични прогнози, като се извършва сравнение на съответните показатели за прогнозна грешка (таблица 5).

Резултатите от тестовете за включване на прогнозната информация показват, че нулевата хипотеза се отхвърля за моделите ARDL, ARIMA и VECM, което означава, че техните прогнози не съдържат цялата информация, налична в останалите модели. За разлика от тях при ARIMAX модела

нулевата хипотеза не може да бъде отхвърлена ($p = 0.923$), което предполага, че неговите прогнози обхващат по-голяма част от наличната информация. ARIMAX моделът показва най-добри резултати по показателите RMSE, MAPE и коефициента на Theil (U1), докато ARIMA демонстрира по-добри стойности при MAE, SMAPE и коефициента на Theil (U2). Тези резултати се отнасят до краткосрочно прогнозиране, при което инфлацията се прогнозира тримесечие за тримесечие. Следва да се отчете, че при ARIMAX модела се използват фактическите стойности на инфлационните очаквания, докато в реални условия те също подлежат на

Таблица 5. Сравнителна оценка на прогнозната точност на моделите при статични прогнози за периода 2003Q1–2025Q4

Нулева хипотеза: Прогнозата на модел <i>i</i> съдържа цялата информация, включена в останалите прогнози						
Моделу	F-stat	F-prob				
ARDL(2,3)	5.791184	0.0012				
ARIMA(1,0,3)	3.423616	0.0208				
ARIMAX(1,0,3)	0.159735	0.9231				
VECM(2)	2.937037	0.0379				
Показатели за прогнозна грешка						
Моделу	RMSE	MAE	MAPE	SMAPE	Theil U1	Theil U2
ARDL(2,3)	1.082720	0.818597	35.82499	37.36946	0.097066	0.850224
ARIMA(1,0,3)	1.045888	0.764989	33.51205	35.15549	0.094727	0.537739
ARIMAX(1,0,3)	1.029166	0.786896	31.80990	35.32422	0.093212	0.581100
VECM(2)	1.126408	0.869980	37.75743	39.06906	0.101025	0.853161
Simple mean	1.012847	0.744092	31.88799	34.74619	0.090922	0.664361
Simple median	1.011482	0.755906	32.26981	34.97659	0.091646	0.690170
Least-squares	0.986976	0.716524	33.03355	36.05154	0.088567	0.622326
Mean square error	1.010602	0.741703	31.84267	34.78496	0.090720	0.655437
MSE ranks	1.005308	0.745569	31.78026	35.62375	0.090233	0.611517

Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

прогнозиране и могат да създадат допълнителна прогнозна грешка.

С цел по-реалистична оценка на прогнозната точност беше извършен и анализ на динамичните прогнози за последните две години от изследвания период. При този подход моделите се оценяват върху извадка, която изключва последните две години, след което се генерират динамични прогнози за съответния период. По този начин прогнозните стойности се изчисляват, използвайки единствено информацията, налична към момента на прогнозиране, което позволява по-обективна оценка на действителната прогнозна грешка. Особено внимание е отгледено на ARIMAX модела, при който инфлационните очаквания се използват като екзогенна обяснителна променлива. С оглед постигане на максимално реалистична оценка на прогнозните стойности беше изготвена и прогноза за инфлационните очаквания по аналогичен начин. В резултат на това за ARIMAX

модела са разгледани два варианта на динамична прогноза: първият използва реално наблюдаваните стойности на инфлационните очаквания, а вторият – техните прогнозни стойности. Това позволява да се оцени доколко прогнозната точност на модела зависи от наличието на информация за бъдещите стойности на екзогенната променлива (таблица 6).

Резултатите от динамичните прогнози показват, че моделът ARIMAX демонстрира най-добра прогнозна точност сред разглежданите спецификации. Това се потвърждава от пониските стойности на RMSE, MAE и MAPE в сравнение с останалите модели. Важно е да се отбележи, че разликата между вариантите на ARIMAX с реални и с прогнозираните стойности на инфлационните очаквания е минимална, което показва устойчивост на модела дори при наличие на допълнителна неопределеност, свързана с прогнозирането на екзогенната променлива. В

Таблица 6. Сравнителна оценка на прогнозната точност на моделите при динамични прогнози за периода 2024Q1–2025Q4

Моделу	RMSE	MAE	MAPE	SMAPE	Theil U1	Theil U2
ARIMAX(1,0,3) F	0.959980	0.755273	30.19646	23.93168	0.139169	0.947344
ARIMAX(1,0,3)	0.952638	0.745852	29.86363	23.68390	0.138164	0.939740
ARIMA(1,0,3)	0.997438	0.777696	31.22040	24.47714	0.143681	0.981416
ARDL(2,3)	1.447372	1.184214	38.23166	52.61899	0.276033	1.557961
VECM(2)	3.077593	2.550451	80.31777	134.2925	0.650227	3.082121
Simple mean	0.924436	0.824496	25.70870	27.93555	0.155340	0.964807
Simple median	0.952857	0.749132	29.95219	23.77393	0.138260	0.940097
Least-squares	2.651561	2.532970	93.28654	59.74096	0.302844	2.592158
Mean square error	0.787474	0.686739	25.73155	22.18648	0.119373	0.791462
MSE ranks	0.764123	0.680451	24.56161	22.04261	0.118234	0.777421

Източник: Собствени изчисления на база данни от НСИ

Забележка: В ARIMAX(1,0,3) F са използвани прогнозни стойности за инфлационните очаквания

същото време резултатите показват, че комбинираните прогнози постигат още по-ниски стойности на прогнозната грешка, което потвърждава добре известния резултат в литературата за предимствата на комбинирането на прогнози. Комбинираната прогноза от типа MSE ranks се получава като претеглена комбинация от прогнозите на отделните модели, при която теглата се определят обратно пропорционално на ранга на моделите според тяхната средноквадратична грешка и се нормализират така, че сумата им да бъде равна на единица $w_i = (1/r_i) / \sum (1/r_i)$, където r_i е рангът на i -тия модел.

6. Заключение

Настоящото изследване анализира взаимовръзката между инфлацията и инфлационните очаквания в България чрез прилагането на различни иконометрични подходи. Основната цел беше да се установи дали между двете променливи съществува устойчива зависимост и доколко информацията за инфлационните очаквания може да подобри прогнозните модели за инфлацията.

Резултатите от иконометричния анализ показват наличие на дългосрочна връзка между инфлацията и инфлационните очаквания. Това се потвърждава

както от теста на Johansen в рамките на VECM модела, така и от Bound test в рамките на ARDL подхода. Оценените дългосрочни коефициенти при двата метода са сходни, което свидетелства за устойчивост на установената зависимост. Освен това коефициентът на корекция на грешката е отрицателен и статистически значим, което показва, че отклоненията от дългосрочното равновесие се коригират постепенно във времето.

Проведеният прогностичен анализ показва, че включването на инфлационните очаквания в моделите може да подобри прогнозната точност на инфлацията. По-специално ARIMAX моделът демонстрира по-добри прогнозни характеристики в сравнение с едномерния ARIMA модел, което подчертава значението на очакванията като допълнителен източник на информация при прогнозиране на инфлационната динамика.

В обобщение получените резултати потвърждават, че инфлационните очаквания представляват важен фактор за динамиката на инфлацията и могат да бъдат полезен инструмент както за икономическия анализ, така и за макроикономическото прогнозиране.

Цитирани източници (References):

1. Атанасов, А. (2018). *Статистически методи за анализ на динамични редове*. София: Издателски комплекс – УНСС.
(Atanasov, A. (2018). *Statisticheski metodi za analiz na dinamichni redove*. Sofia: Izdatelski kompleks – UNSS)
2. Билянски, В. и В. Бозев (2021). Икономическият растеж като фактор за ценова конвергенция в страните от ЕС. *Икономически и социални алтернативи*, бр. 1, с. 75–95.

- (Bilyanski, V. and V. Bozev (2021). Ikonomicheskiiyat rastezh kato faktor za tsenova konvergentsia v stranite ot ES. *Ikonomicheski i sotsialni alternativi*, br. 1, s. 75–95)
3. Величков, Н. (2024). Динамика и структурни характеристики на инфлацията в България. *Научни трудове на УНСС*, 1, с. 127–145.
(Velichkov, N. (2024). Dinamika i strukturni harakteristiki na inflatsiyata v Bulgaria. *Nauchni trudove na UNSS*, 1, s. 127–145)
4. Гоев, В., В. Бошнаков, Е. Тошева, К. Харалампиев и В. Бозев (2019). *Статистически анализ в социологически, икономически и бизнес изследвания*. София: Университетско издателство „Стопанство“.
(Goev, V., V. Boshnakov, E. Tosheva, K. Haralampiev i V. Bozev (2019). *Statisticheski analiz v sotsiologicheski, ikonomicheski i biznes izsledvania*. Sofia: Universitetsko izdatelstvo „Stopanstvo“)
5. Желязкова, З. (2009). Инфлация и икономически растеж в България по пътя към Евророната. *Бизнес посоки*, бр. 1, с. 83–92.
(Zhelyazkova, Z. (2009). Inflatsia i ikonomicheski rastezh v Bulgaria po patya kam Evrozonata. *Biznes posoki*, br. 1, s. 83–92)
6. Иванов, М. (2021). Изследване на влиянието на динамиката на частното потребление и възнагражденията върху инфлацията в България. *Икономически и социални алтернативи*, бр. 1, с. 64–74.
(Ivanov, M. (2021). Izsledvane na vliyanieto na dinamikata na chastното potreblenie i vaznagrazhdeniyata varhu inflatsiyata v Bulgaria. *Ikonomicheski i sotsialni alternativi*, br. 1, s. 64–74)
7. Ковачевич, М. (2016). Коинтеграционен анализ и причинност по Грейнджър на връзката режим на валутен курс – държавен дълг в Гърция, Ирландия, Италия, Португалия и Испания. *Икономически и социални алтернативи*, 3, с. 61–70.
(Kovachevich, M. (2016). Kointegratsionen analiz i prichinnost po Greyndzhar na vrazkata rezhim na valuten kurs – darzhaven dalg v Gartsia, Irlandia, Italia, Portugalia i Ispania. *Ikonomicheski i sotsialni alternativi*, 3, s. 61–70)
8. Кънева, А. (2018). Оценка на степента на конвергенция на българската икономика с икономиките на страните – членки на Европейския съюз, през периода 2004–2016 г. *Икономически и социални алтернативи*, бр. 1, с. 69–89.
(Kaneva, A. (2018). Otsenka na stepenta na konvergentsia na balgarskata ikonomika s ikonomikite na stranite – chlenki na Evropeyskia sayuz, prez perioda 2004–2016 g. *Ikonomicheski i sotsialni alternativi*, br. 1, s. 69–89)
9. Михайлова-Борисова, Г. (2016). Рискове от попадане на еврозоната и някои страни в ЕС в дефлационна спирала. *Икономически и социални алтернативи*, бр. 3, с. 49–60.
(Mihaylova-Borisova, G. (2016). Riskove ot popadane na evrozonata i nyakoi strani v ES v deflatsionna spirala. *Ikonomicheski i sotsialni alternativi*, br. 3, s. 49–60)

10. Мишев, Г. и В. Гоев (2011). *Статистически анализ на времеви редове*. София: Авангард Прима.
(Mishev, G. and V. Goev (2011). *Statisticheski analiz na vremevi redove*. Sofia: Avangard Prima)
11. Петков, П. (2009). Коинтеграционен анализ на вноса и износа на тютюн в България. В: *Аграрният сектор в условия на криза*. Научно-практическа конференция с международно участие, Свищов, 5–7 ноември 2009. Свищов: АИ „Ценов“, с. 194–199.
(Petkov, P. (2009). Kointegratsionen analiz na vnosa i iznosa na tyutyun v Bulgaria. V: *Agrarniyat sektor v uslovia na kriza*. Nauchno-prakticheskа konferentsia s mezhduнародно uchashtie, Svishtov, 5–7 noemvri 2009. Svishtov: AI „Tsenov“, s. 194–199)
12. Станев, С. (1994). *Инфлационни процеси – същност и динамика*. Свищов: Издателство „Д.А. Ценов“.
(Stanev, S. (1994). *Inflatsionni protsesi – sashtnost i dinamika*. Svishtov: Izdatelstvo „D.A. Tsenov“)
13. Статева, Й. (2021). България в еврозоната – опитът на други държави и сравнения. *Икономически и социални алтернативи*, 2, с. 109–126.
(Stateva, Y. (2021). Bulgaria v evrozonata – opitat na drugi darzhavi i sravnenia. *Ikonomicheski i sotsialni alternativi*, 2, s. 109–126)
14. Цветков, С. (2011). *Развитие на статистическите изследвания на стопанската система*. София: Университетско издателство „Стопанство“.
(Tsvetkov, S. (2011). *Razvitie na statisticheskite izsledvania na stopanskata sistema*. Sofia: Universitetsko izdatelstvo „Stopanstvo“)
15. Coibion, O. and Y. Gorodnichenko (2012). What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities? *Journal of Political Economy*, 120(1), s. 116–159.
16. Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), pp. 424–438.
17. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), pp. 231–254.
18. Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), pp. 1551–1580.
19. Mankiw, N.G., R. Reis and J. Wolfers (2003). Disagreement about Inflation Expectations. *NBER Macroeconomics Annual*, 18, pp. 209–248.
20. Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), pp. 1–48.

Inflationnrite ochakvania kato indikator za badeshtata inflatsia v Bulgaria

Todor Borisov

Inflation Expectations as an Indicator of Future Inflation in Bulgaria

Todor Borisov

Abstract: This article examines the relationship between household inflation expectations and inflation in Bulgaria. Inflation expectations represent an important element in the formation of price dynamics, as they reflect households' perceptions regarding future changes in the price level and may contain valuable information about the future development of inflation.

The empirical analysis is based on quarterly data on consumers' inflation expectations for the next twelve months, obtained from the consumer survey conducted by the National Statistical Institute of Bulgaria, as well as data on actual inflation measured by the Harmonised Index of Consumer Prices (HICP). Inflation is represented by quarterly averages of the monthly year-on-year rate of change of the index relative to the same month of the previous year.

To examine the relationship between inflation expectations and inflation, time-series econometric methods are applied, including VAR/VECM, ARDL and ARIMAX models. These models allow the analysis of both short-term and long-term relationships between the variables and provide an assessment of the informational content of inflation expectations regarding the future dynamics of inflation.

Key words: inflation expectations, inflation, consumer survey, time series, leading indicator.

JEL: E31, E37, C22, C83, D84.