

Доц. д-р Божидар Иванов\*, д-р Емилия Соколова\*\*

## ЦЕНОВА ИНТЕГРАЦИЯ НА ПАЗАРА НА ПШЕНИЦА И ЦАРЕВИЦА ВЪВ ФРАНЦИЯ И БЪЛГАРИЯ

Изследвана е ценовата интеграция на френските и българските пазари на пшеница и царевица и е определена степента и скоростта на ценовата обвързаност и особеностите на ценовото поведение. Основните методи, които са приложени, се базират на коинтеграционен анализ. Използваните данни са от Европейската комисия и от Националния статистически институт.

JEL: E39; O13; Q13

*Ключови думи:* пренос на цени; пшеница; царевица; пазар; България; Франция

Пшеницата и царевицата са основните зърнено-житни култури, отглеждани в България – те формират над 25% от произвежданата продукция в отрасъл „Селско стопанство“. Двете култури представляват и най-съществената част от земеделския износ на страната ни. Това прави производството им ключово за развитието на българското селско стопанство и предопределя структурата на селскостопанския износ.

ЕС-27 е на второ място по износ на пшеница в света, като най-голямо количество пшеница и царевица се произвежда във Франция, която през 2013 г. заема 5-то и 9-то място в света съответно по производство на пшеница и на царевица (FAO, 2016). В световен мащаб страната е и сред основните износители на земеделски продукти и играе важна роля в търговията със зърно. При износа на царевица Франция отново е сред водещите държави в ЕС и е на 5-то място в света. Френската цена при пшеницата, а до голяма степен и при царевицата могат да бъдат разглеждани като определящи за формирането на цените в другите региони на Европа.

Във връзка с това интерес представлява връзката между цените на зърнените култури във Франция и в Черноморския регион, към който принадлежи и българският пазар. България е в топ 20 на износителите на пшеница в света и е един от основните износители в ЕС. Близостта ни до страните-производители от Черноморския регион и до основните пазари на зърнено-житни култури играе важна роля при формирането на цената и осъществяването на търговските взаимоотношения. Пазарът на зърнено-житни култури у нас и особено износът, е доминиран от големи международни компании, които имат водеща роля при определянето на цената, заплащана на производителите.

Меката пшеница е една от най-търгуваните стоки в световен мащаб. Главните износители са САЩ, Канада, Аржентина, Франция, Австралия, които през повечето години осигуряват над 80% от световния износ на пшеница. Световният внос не е така концентриран, а сред основните вносители са ЕС, Египет, Алжир, Япония и др. (вж. FAO, 2013).

---

\* Институт по аграрна икономика, bozidar\_ivanov@yahoo.co.uk

\*\*Институт по аграрна икономика, emilia.sokolova@iae-bg.com

Световната търговия с царевица също се развива динамично. Това е вторият най-често търгуван земеделски продукт, което се дължи на разнообразното ѝ приложение и добиваните от нея продукти след преработка – за храна на животни и хора, а също и в преработвателната промишленост, биотехнологиите, производство на биоетанол и т.н. Водещи в световния износ на царевица за 2013 г. са Бразилия, САЩ, Аржентина, Украйна, Франция (вж. ФАО, 2016), а основните вносители са ЕС, Япония, Корея, Египет, Китай. При световната търговия с царевица обаче не се наблюдава такава степен на концентрация, каквато съществува при пшеницата.

И на двата пазара – на пшеница и на царевица, Европейският съюз е както сред най-сериозните производители, така и сред най-големите вносители и износители. Това поражда въпроса доколко ЕС влияе върху световната цена и съответно как тази цена се пренася на пазарите на отделните страни-членки. Макар че са правени редица емпирични изследвания, за да се определи кой сред основните износители и вносители на световния пазар на пшеница и царевица (САЩ, ЕС, Аржентина, Австралия и Канада) въздейства най-силно при формирането на техните цени, все още не е открит лидер в това отношение (вж. Listorti, 2009; Mohanty, Meyers, Smith, 1996). Цените в ЕС в повечето случаи се влияят от тези в Канада и САЩ, но все пак в България може да се очаква сериозно въздействие и на цената, формирана от най-големия производител и износител на селскостопански продукти в Европа – Франция.

Концепцията за пренос на цените<sup>1</sup> в международната икономика се отнася за съвместно движение на цените на една и съща стока на различни места. Тя е свързана с т. нар. закон за единната цена, съгласно който съотношението между цените на две стоки, изразени в паричните единици на две държави, е равно на валутния курс. Разбира се, това е възможно, когато са налице свободен пазар и търговия. Приема се, че цените на хомогенни и идентични стоки на два пазара в дългосрочен план се изравняват, вземайки предвид транспортните, както и други транзакционни разходи.

България традиционно е нетен износител на земеделски продукти. Въпреки това делът на износа и вноса в световната търговия не позволява страната ни да играе ролята на лидер при определянето на цените. Имайки предвид, че ЕС е най-големият ни търговски партньор, а и сред основните ни конкуренти в износа на пшеница и царевица, би могло да се допусне, че цените в България следват развитието на тези в Съюза.

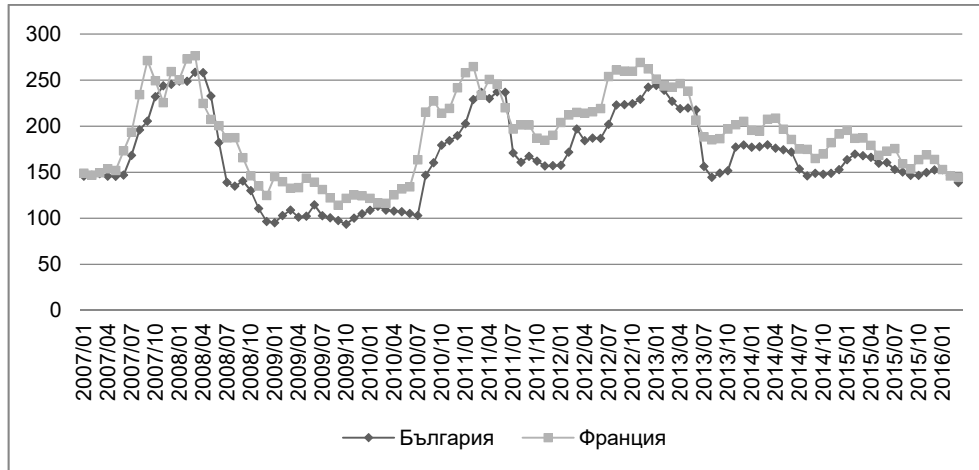
Както беше посочено, пшеницата и царевицата формират основната част от селскостопанския износ на страната ни след присъединяването ѝ към ЕС през 2007 г. Динамиката на техните цени през разглеждания период е представена във фиг. 1 - 4.

---

<sup>1</sup> Понятието „пренос на цените“ се използва като инструмент за изследване на степента на интеграция на пазарите и ефективността на пазарните механизми.

Фигура 1

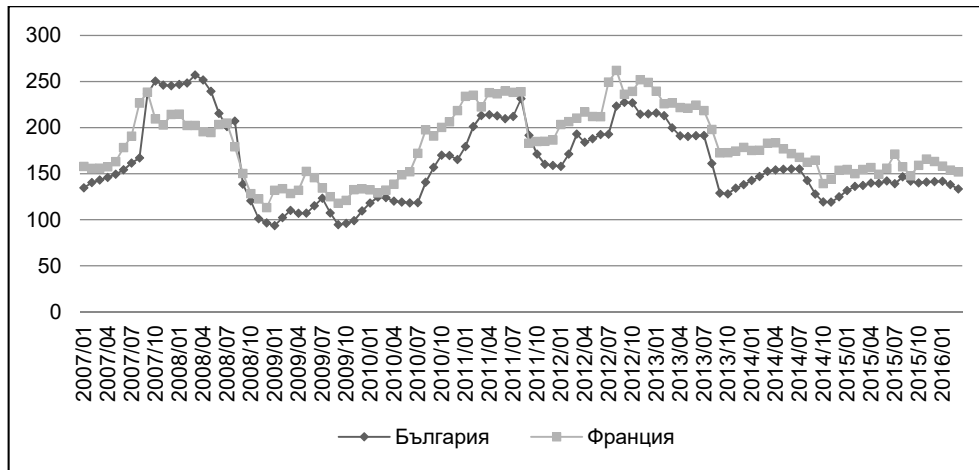
Динамика на средномесечните цени на хлебна пшеница в България и Франция (EUR/тон), 01.2007-03.2016 г.



Източник. ЕК, [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index_en.htm)

Фигура 2

Динамика на средномесечните цени на царевица в България и Франция (EUR/тон), 01.2007-03.2016 г.



Източник. ЕК, [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index_en.htm)

Ценова интеграция на пазара на пшеница и царевица във Франция и България

Фигура 3

Динамика на разликата между средномесечните цени на хлябна пшеница във Франция и България (EUR/тон), 01.2007-03.2016 г.



Източник. Собствени изчисления по данни на ЕК, [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index_en.htm)

Фигура 4

Динамика на разликата между средномесечните цени на царевица във Франция и България (EUR/тон), 01.2007-03.2016 г.



Източник. Собствени изчисления по данни на ЕК, [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index_en.htm)

Представените във фиг. 1 - 4 данни показват, че цените на зърнените култури са традиционно по-високи през втората половина на маркетинговата година, когато само малка част от реколтата в България е останала за съхранение и не е реализирана. По отношение на цените на международните пазари традиционно при богата реколта и високо предлагане цените са по-ниски. При царевицата се наблюдава по-слаба динамика в цените поради по-диверсифицираното търсене – освен за храни и фуражи, и за индустриална употреба.

Таблица 1

Дескриптивна статистика и характеристика на разглежданите динамични редове от пшеница и царевица (EUR/тон), 01.2007-03.2016 г.

Държава	Продукт	Min	Max	Средна	Стандартно отклонение	Вариация	Асиметрия	Ексцес
България	Хлебна пшеница	93,64	258,42	167,27	44,85	2011,61	0,276	-0,778
Франция	Хлебна пшеница	114,32	276,45	190,80	44,07	1942,66	0,120	-0,954
<i>Разлика френска и българска цена на хлебна пшеница</i>		-33,40	68,74	23,52	17,95	322,09	-0,178	1,034
България	Царевица	93,65	257,07	162,29	43,43	1886,38	0,492	-0,782
Франция	Царевица	113,24	262,09	181,66	37,47	1404,34	0,189	-1,034
<i>Разлика френска и българска цена на царевица</i>		-56,11	59,61	19,36	22,57	509,34	-1,477	2,872

*Източник.* Собствени изчисления по данни на ЕК, [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/monthly-prices/index_en.htm)

Добрата и растяща доходност на зърнените и маслодайните култури се превръща в солидна предпоставка за повишаване на производството. То расте не само поради увеличението на площите, които от 2007 до 2014 г. са с почти 38% повече, но и поради по-голямото с около 2,2 пъти физическо производство. Трябва да се отбележи, че тези данни, най-вече по отношение на произведените количества, не са достатъчно показателни заради слабата реколта и ниските добиви през 2007 г., но въпреки това илюстрират огромния скок, направен в разрастването на това производство.

Изследвайки изменението в стойностно изражение и на добавената стойност в сектора (за база е взета 2006 г.), се вижда, че брутната стойност на производството се покачва в сравнение с 2006 г. и през 2014 г. достига ръст от 1,7. Това означава, че брутната продукция в зърнено-маслодайния сектор за разглеждания период се увеличава със 70%, което е в съответствие с нарастването на размера, заеман от този подотрасъл в структурата на общата брутна продукция от растениевъдство и селско стопанство.

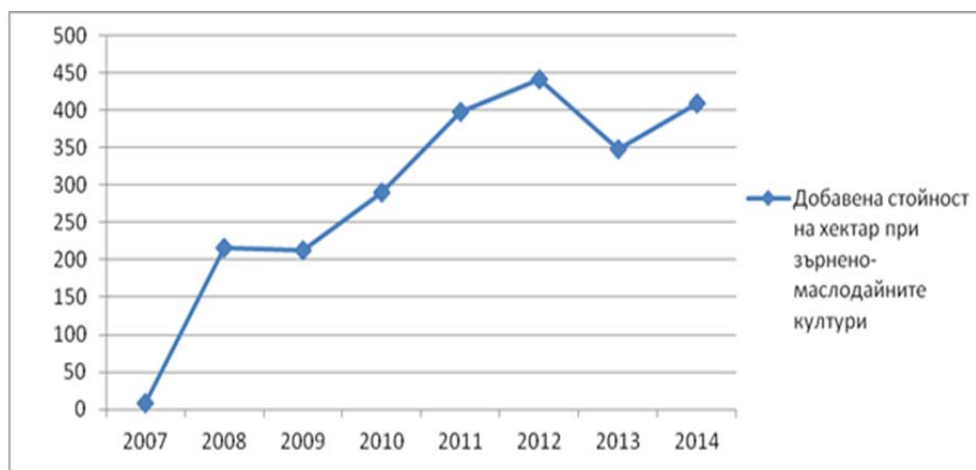
Увеличението на производствения индекс при зърнените и маслодайните култури се дължи на повишеното производство, но и на по-добрата ценова конюнктура. За сравнение, изкупните цени на зърното през 2014 г. са с около

21% по-високи, отколкото през 2006 г., докато при маслодайните култури превишението е около 36%. Това увеличение на цените, което съвпадна и с членството на страната в ЕС, до голяма степен допринесе за стабилното и устойчиво нарастване на производството в зърнено-житния и маслодайния сектор.

По отношение на индекса на добавената стойност, който се изчислява като сбор между производството на зърнени и маслодайни култури, се отчита още по-рязко и бързо увеличение в сравнение с 2006 г. – през 2014 г. той достига 5,8, докато през 2006 г. е равен на 1. Осезаемо и прогресивно покачване на добавената стойност настъпва след 2009 г., когато през всяка следваща година тя се удвоява в сравнение с тази от 2006 г. (фиг. 5).<sup>2</sup>

Фигура 5

Добавена стойност на хектар при зърнено-маслодайните култури (лв./ха)



Източник. Собствени изчисления по данни от НСИ и МЗХ – „Аграрни доклади“.

Стабилното нарастване и възходящото развитие на индексите на производство и на добавена стойност в сектора през периода на членство на България в ЕС свидетелстват за устойчивото функциониране на това производство, което се приспособява успешно към изменените условия и успява да разшири своя дял в площта на обработваемата земя и на общата използвана земеделска площ у нас. Увеличението на този дял, наред с постоянното повишаване на индексите на производство и добавена стойност в сектора красноречиво говорят

<sup>2</sup> Изчислението на добавената стойност е направено на базата на данни от НСИ и МЗХ, като е използван собствен изчислителен алгоритъм, при който има известни условия. Въпреки това обаче става ясно, че акумулирането на ръста на физическото производство и на изкупните цени води до сериозно увеличение на добавената стойност при разглежданите култури.

за стабилно, устойчиво и жизнеспособно развитие на производството през изследвания периода, което е солидна основа и за неговата бъдеща положителна перспектива.

Причина за положителните тенденции и устойчивия ръст в производството на зърнените и маслодайните култури е както добрата пазарна конюнктура, предлагаща значително увеличение на цените през целия период, съпоставено с 2006 г., но и прилаганата политика на подпомагане на единица площ (СЕПП). Зърното е борсова стока, търсенето е силно, цената се реферира от световните пазари, разходите за производството на единица площ са по-ниски в сравнение с други отрасли. Всичко това, както и възможностите за изчакване и складиране, предоставя повече време за вземане на по-добри решения. Общата селскостопанска политика на ЕС също допринася за намаляване на рисковете, разпределяйки значителни публични средства по линия на I и II стълб. По-добри условия за зърнопроизводителите създават и директните плащания. Установените субсидии покриват около 20-30% от производствените разходи за площ и минимизират евентуалните загуби в случай на неблагоприятни или рискови обстоятелства – ниски средни добиви (производствен риск), ниски цени (ценови риск), трудности при реализацията (пазарен риск). Възходящото развитие в зърнопроизводството в България през последното десетилетие се дължи на това, че голяма част от изброените рискове са ограничени.

Производството на зърнени и маслодайни култури се характеризира като сектор, където добавената стойност на единица продукт и площ е една от най-ниските сред останалите селскостопански сектори и отрасли (вж. фиг. 5). Световната конкуренция в този сектор е огромна и конкурентоспособността се постига посредством висока ефективност и функциониране с ниска норма на възвръщаемост на площ, като за стопанствата е важен икономическият резултат на ниво стопанство, а не толкова единичната доходност на площ. За развитието на това производство се изисква значителен поземлен ресурс, който е ограничен по условие и който теоретично може да носи по-висока алтернативна доходност.

По-нататък са анализирани степента на свързаност на цените и реакцията на българския зърнен пазар при промяна на реципрочните цени във Франция. Изследвани са зависимостите при формирането на ценовата база (разликата между българската и френската цена) за наличие на тренд и сезонност и е направен опит да се разработи релевантен модел за прогнозиране на българските цени на базата на измененията във френските.

### **Определяне на наличието на коинтеграция между френската и българската цена на пшеница и царевица**

В основата на осъществения анализ е динамичен ред от разликата в средномесечните цени на пшеница и царевица във Франция и България. Анализиранията променлива е изчислена, като от френската цена на съответната култура е извадена българската (уравнение 1) за двете разглеждани култури.

$$(1) \quad P_i = p_i^{FR} - p_i^{BG},$$

където  $P_i$  е разликата между френската цена ( $p_i^{FR}$ ) и българската ( $p_i^{BG}$ ) на  $i$ -тата култура. Променливата  $P_i$ , разглеждана в избрания период, представя динамиката в изменението на зависимостта между българската и френската цена.

Новата променлива, която по-нататък наричаме „ценова база“, е анализирана за наличие на единичен корен, което да определи дали динамичният ред е нестационарен.

Ако динамичният ред на ценовата база е стационарен, това означава, че в дългосрочен план съотношението между българската и френската цена не проявява определена тенденция към развитие, а се колебае около едно постоянно средно равнище, т.е. двете цени са взаимосвързани и се движат в една и съща посока със сходни темпове.

Ако динамичният ред е доказано нестационарен, това означава, че се наблюдава тенденция към развитие. При наличие на нестационарност остатъчните стойности в регресионното уравнение (грешката), което представлява разликата и изменението на ценовата база като функция на самата ценова база (авторегресионно уравнение), се променят в случаен, произволен порядък, свидетелстващ за слаба автокорелация и за присъствие на други фактори, които влияят върху движението на ценовата база. В разглеждания случай, ако има например нарастваща тенденция в разликите между френската и българската цена, това би означавало, че между двете цени няма симетрия, те могат да се движат в различна посока или да се движат с различна цикличност.

Анализът за наличие на единичен корен и за интегрираност на разглеждания динамичен ред се осъществява чрез прилагането на теста на Дики-Фулър (с константа) и на обобщения тест на Дики-Фулър (вж. Несторов, 2015), изразени чрез уравнения (2) и (3).

$$(2) \quad P_t = a_0 + a_1 P_{t-1} + \varepsilon$$

$$(3) \quad P_t = a_0 + a_1 P_{t-1} + a_2 \Delta P_{t-1} + \varepsilon,$$

където  $P_t$  е ценовата база,  $P_{t-1}$  – ценовата база през периода  $t-1$ ,  $a_0$  – константата на регресионното уравнение,  $a_1$  и  $a_2$  – регресионни коефициенти,  $\Delta P_{t-1}$  – разликата между ценовата база в периода  $t$  и  $t-1$ .

Използваните Дики-Фулър тестове са базови за изследване на коинтеграционни връзки, които по-нататък се развиват и допълват чрез създадените векторни (VAR и VECM) и корекционни модели на грешката (ECM). Те позволяват именно иконометричен анализ на силата на връзките и на зависимостите между определени фактори, което е важно за по-доброто разбиране на пазарния ценови модел. В изследването не е широко застъпено използването на зависима променлива за анализ на изменението на ценовата база – обикновено това се прави посредством функция на разликите на едната цена към абсолютната стойност на цената на независимата променлива. Изборът да се работи



с ценовата база е заради значението и интереса към нея, защото именно движението и изменението на ценовата база между френските и българските цени при пшеница и царевица свидетелства за степента на интеграция между цените и за близостта между тях. Може да се окаже, че съществува висока интеграция, което означава, че движението на цените е сходно, но когато разликата в цените е значителна, с други думи, когато ценовата база е голяма, тогава се говори за коинтеграция на изменението на ценовата база, но за раздалеченост на цените.

Законът за единната цена е най-силният довод за наличието на глобален пазар при зърното и за перфектното функциониране на ценовия механизъм посредством силите на търсенето и предлагането. Свободното движение на стоките, липсата на ограничения и пречки пред световната търговия на зърно би трябвало да доведе до постигане в относително кратък времеви хоризонт на една цена на зърното, а разликите между цените в отделните региони би трябвало да се дължат на транспортните разходи до най-близката точка за доставка и на транзакционните разходи за опериране на дадения пазар. Това се обяснява със свършените пазарни условия, които съществуват на пазара на зърно – предлагането е разпределено относително равномерно, като няма пряко изразен монополист или доминатор на производството в световен мащаб; търсенето е голямо – много страни в различни региони на света внасят зърно. Пшеницата, а още повече царевицата са суровини, имащи своите заместители, което прави търсенето относително еластично и по този начин се избягват екстремалните спадове и скокове в движението на цените, дължащи се на липса на алтернативи и заместители.

От значение при потвърждаване или отхвърляне на хипотезата за наличие на единичен корен е стойността на  $t$ -статистиката на Стюдънт за коефициента  $a_1$ . Когато стойността на изчислените  $t$ -статистики е по-малка от долните критични стойности за съответния брой наблюдения, нулевата хипотеза (за наличие на единичен корен) трябва да се отхвърли и да се приеме алтернативната. Това означава, че динамичният ред е стационарен (вж. Несторов, 2015).

Първата стъпка е определянето на това дали анализирания динамични редове са стационарни или нестационарни. За целта са приложени тестът на Дики-Фулър (с константа) и обобщеният тест на Дики-Фулър (с константа).

Таблица 2

Резултати от анализа за наличие на единичен корен на изследваните динамични редове

		DF	ADF	Критични стойности за динамичен ред от 100 елемента при ниво на значимост 0,05 (Enders, 2010)
Разлика френска и българска цена на хлебна пшеница	$P_w$	-5,49	-6,27	-2,89
Разлика френска и българска цена на царевица	$P_c$	-3,62	-3,77	-2,89

Получените резултати за размера на  $t$ -статистиката и при двете култури показват, че стойността им е по-малка от критичната, което дава основание да се приеме, че динамичният ред на ценовата база, представляваща разликата между френската и българската цена на пшеница, съответно и на царевица, са стационарни. Това означава, че в дългосрочен план съотношението между българската и френската цена не проявява определена тенденция към развитие, а се колебае около едно постоянно средно равнище, т.е. двете цени са взаимосвързани и се движат в една и съща посока с близки темпове. Ценовата база от всеки предходен период е достатъчно надеждна променлива да определи изменението на ценовата база в непосредствен следващ период, което в случая на изследването е месечна база. Поради факта, че съществува стационарност при изменението на ценовата база между френската и българската цена при царевицата и пшеницата, може косвено да се заключи, че двете цени са коинтегрирани, което означава, че имат еднаква посока на движение и сходна динамика на изменение.

### **Определяне на наличието на тренд и сезонност между френската и българската цена на пшеница и царевица**

Изменението на ценовата база определя връзката между българската и френската цена. С оглед на по-пълно разбиране на проявлението на зависимостта между двете цени е анализирано дали са налице тренд и сезонен елемент в разглежданите динамични редове на ценовата база при пшеницата и царевицата.

Наличието на тренд е определено, следвайки следните стъпки:

- 1) определяне на средната на разглеждания динамичен ред (уравнение 4);
  - 2) калкулиране на трендово съотношение от средните на двете части на реда, разделен от медианата;
  - 3) разделяне на средната на динамичния ред на трендовото съотношение.
- Ако полученият резултат е нисък, не може да се говори за наличие на тренд.

Използвани са следните уравнения:

$$(4) \quad \bar{P}_i = \sum_{t=1}^N P_i / N,$$

където  $\bar{P}_i$  е средната ценова база за продукта  $i$ ;  $N$  – броят на елементите в динамичния ред;  $P_i$  – средномесечната ценова разлика.

След определянето на медианата на реда се определят две подгрупи с равен брой елементи, за които се изчисляват средните стойности.

Трендовото съотношение се изчислява по следното уравнение

$$(5) \quad Tr = \frac{\bar{P}_i^1}{\bar{P}_i^2},$$

където  $Tr$  е трендовото съотношение, при което  $\bar{P}_i^1$  е средната на подгрупата от динамичния ред, определена от медианата на реда, където се получават съответно най-долната и най-горната точки на изгладения трендови ред.

За наличието на тренд се съди при прилагането на следното съотношение:

$$(6) \quad (Tr - 1)/\sqrt{N} \geq 0,005.$$

Ако това съотношение, разделено на квадрата на броя на разглеждания динамичен ред, е повече от или равно на 0,005, се приема, че в разглеждания динамичен ред може да се говори за наличие на тренд. Неговата посока е в зависимост от отношението между  $P_j^1$  и  $P_j^2$ , където векторът на този тренд расте или намалява съобразно двете подгрупови средни. За получаване на изгладената трендова линия се използва трендова стъпка, която е разликата между  $P_j^1$  и  $P_j^2$ , разделена на броя на поредицата от данни, заключени между двете подгрупови средни, приспаднати с 1. По този начин се екстраполира трендова серия и се съди за наличие на тренд, което може да послужи при изследване на коинтеграцията между двете цени, отчитайки именно наличието на тренд. Изследването за наличие на тренд показва не само как се е развивала ценовата база между българската и френската цена при пшеницата и царевичата, но и прецизира анализа при използването на авторегресионния Дики-Фулър тест чрез отчитане на трендовото поведение на динамичния ред.

При изчислението за наличие на сезонен елемент е взета под внимание дължината на стопанската година при пшеницата и царевичата. При пшеницата тя е с период 01.07. (Т-1) до 30.06.(Т), а при царевичата съответно – 01.09. (Т-1) до 31.08.(Т). За да може да се определи наличието на сезонност в разликите между френските и българските цени, се прилага подход, основан върху различията на цените през първото шестмесечие от стопанската година и през следващите шест месеца. За наличието на сезонен компонент се съди въз основа на следното съотношение:

$$(7) \quad Sr = \frac{\sum_{t=1}^k P_1^k}{\sum_{t=k+1}^1 P_1^1},$$

където  $Sr$  е коефициент за съотношение между първо и второ шестмесечие;  $\sum_{t=1}^k P_1^k$  – сумата на ценовите разлики през първите шестмесечия на стопанските години, попадащи в динамичния ред;  $\sum_{t=k+1}^1 P_1^1$  – сумата на ценовите разлики през вторите шестмесечия на стопанските години. Ако съотношението от сбора на тези суми по двете шестмесечия е в диапазона между 0,95 – 1,05, тогава се приема, че не може да се говори за сезонност. Във всеки друг случай може да се говори за сезонност и за разлика в ценовата база в зависимост от разположението на месеца спрямо началото на стопанската година.

След направения анализ за наличие на тренд и сезонен елемент са апробирани иконометрични модели на функцията на българските цени въз основа на ценовата база. Използваният подход включва и средните добиви на разглежданите култури през съответните години. За оценка на адекватността на изградените модели е използвано равнището на значимост на F-критерия. За адекватни са приети моделите, при които  $Sig < 0,05$  (Гоев, 1996). Изчисленията и анализите са осъществени с MS Excel и SPSS 13.0. (вж. табл. 3).

Таблица 3

Резултати от анализа за наличие на тренд и сезонен елемент в изследваните динамични редове

		Тренд Стъпка на изменение $Tr = (\frac{P_t}{P_1} - 1) / \sqrt{N} Tr = (\frac{P_t}{P_1} - 1) / \sqrt{N}$	Сезонен елемент	
			Корелация между <b>P</b> и поредния номер на шестмесечие	Sr
Разлика френска и българска цена на хлебна пшеница	P <sub>w</sub>	0,003	R = 0,28	1,45
Разлика френска и българска цена на царевица	P <sub>c</sub>	0,07	R = 0,00	1,03

Въз основа на получените резултати става ясно, че при двете култури се наблюдават различни тенденции на развитие. При пшеницата не може да се твърди, че съществува основание да се търси тренд на ценовата база през годините. Стойността на трендовото съотношение е 0,003, а това е по-малко от определения праг от 0,005, при който се приема, че съществуват индикации за наличие на тренд. За разлика от пшеницата при царевицата полученият резултат е 0,07, което е повече от 0,005. Това означава, че при царевицата съществува тренд на ценовата база, който е възходящ и във времето се наблюдава увеличаване на ценовата разлика между българската и френската цена. Следователно твърдението, че съществува интегрираност на българските и френските цени при двете култури е основателно, като при пшеницата няма открояващ се тренд на изменение на ценовата разлика, докато при царевицата може да се говори за такъв и разликата между цените подлежи на времева зависимост. Откритият тренд на изменение на ценовата база при царевицата е в посока към нарастване, което означава, че разликата между френската и българската цена в края на периода е по-голяма, отколкото в началото на наблюдението, започнало през 2007 г. Това може да се обясни със самата цена на царевицата, която през втората половина на този динамичен ред е по-висока в сравнение с първата – колкото по-висока е тя, толкова по-чувствителна е разликата между френската и българската цена.

По отношение на сезонността при пшеницата въпреки сравнително слабата корелация може да се твърди, че съществува сезонна обусловеност, като през първите шест месеца сборът на цените е по-висок, отколкото през второто шестмесечие. Обратно, при царевицата съотношението между сбора на ценовите бази в двете подгрупи е 1,03. Това е в нормативния диапазон от 0,95-1,05, което е основание да се приеме липсата на сезонност. Неуспехът в откриването на сезонност при тази култура свидетелства, че ценовата база, т.е. разликата между френската и българската цена, се задържа в едни и същи граници през отделните периоди на стопанската година. Тази разлика е относително постоянна, докато цените на царевицата през различните месеци и периоди се променя, но това става паралелно и за френската, и за българската цена. Обикновено (но невинаги) през втората половина на годината цената на

царевицата се повишава в сравнение с първата половина, но разликата между двете цени не се променя.

### Модел за развитие на българските цени на пшеница и царевица

С помощта на получените резултати са апробирани по две групи модели за развитието на българската цена въз основа на връзката ѝ с френската.

Първата група са еднофакторни линейни регресионни модели за зависимост между българската и френската цена, които имат следната функционална форма:

$$p_i^{BG} = a_0 + a_1 p_i^{FR} + \varepsilon,$$

където:  $a_1 = \Delta_1 * (p_i^{BG} | p_i^{FR})$ ;  $\Delta_1 = 1$ ;  $\Delta_1$  е еластичността на българската и френската цена.

Тъй като беше доказано, че цените са интегрирани и следователно може да се приеме, че законът за единна цена е в сила, се получава, че еластичността между двете цени е 1. Моделът е приложен и за хлебна пшеница, и за царевица.

Втората група модели се базира върху включването на допълнителни променливи, които позволяват да се представят по-ефективно някои характерни особености на българското производство на хлебна пшеница и царевица. За тази цел е включена променливата „среден добив“, а в случая с пшеницата – и поредният номер на месеца от стопанската година.

При пшеницата моделът на изкупната цена се представя от следната система уравнения:

$$p_w^{BG} = a_0 + a_1 p_w^{FR} + a_2 P_{t-1}^w + \varepsilon$$

$$P_{t-1}^w = f\{(m * yld)\}$$

$$a_1 = \Delta_1 * (p_w^{BG} | p_w^{FR}), \text{ а } \Delta_1 = 1$$

$$a_2 = \Delta_2 * (p_w^{BG} | P_{t-1}^w), \text{ а } \Delta_2 = 0,1,$$

където  $m$  е поредният номер на месеца от стопанската година при производството на пшеницата, а  $yld$  – средният добив от съответната година.

При царевицата моделът на изкупната цена се представя от следната система уравнения:

$$p_c^{BG} = a_0 + a_1 p_c^{FR} + a_2 P_{t-1}^c + \varepsilon$$

$$P_{t-1}^c = f\{\ln(yld)\}$$

$$a_1 = \Delta_1 * (p_c^{BG} | p_c^{FR}), \text{ а } \Delta_1 = 1$$

$$a_2 = \Delta_2 * (p_c^{BG} | P_{t-1}^c), \text{ а } \Delta_2 = 0,07,$$

където  $\Delta_1$  е еластичността на българската и френската цена.

И при тази група модели еластичността между двете цени е приета за 1.

При пшеницата  $\Delta_2$  (еластичността на българската цена и разликата между нея и френската цена за предходния период) е приета за 0,1, а при царевицата – за 0,07.

Всички разгледани модели са статистически значими и с висока степен на адекватност, определена от коефициента на детерминация (табл. 4). Все пак разширените модели имат по-ниски нива на средна грешка, което предопределя избора им за по-подходящи като модели на изкупна цена на пшеница и царевица в България.

Таблица 4

Резултати от тествани модели на изкупната цена на пшеница и царевица в България

Продукт	Модел	Средна грешка, %	Коефициент на корелация	Коефициент на детерминация	P-value
Пшеница	$p_w^{BG} = a_0 + a_1 p_w^{FR} + \varepsilon$	8,0	0,92	0,84	0,00**
	$p_w^{BG} = a_0 + a_1 p_w^{FR} + a_2 p_{t-1}^w + \varepsilon$	7,7	0,92	0,85	0,00**
Царевица	$p_c^{BG} = a_0 + a_1 p_c^{FR} + \varepsilon$	9,4	0,85	0,73	0,00**
	$p_c^{BG} = a_0 + a_1 p_c^{FR} + a_2 p_{t-1}^c + \varepsilon$	8,3	0,92	0,85	0,00**

\*\* Моделът е значим при ниво на грешка 0,05.

\*

Производството на зърнени култури в България е едно от малкото добре развиващи се и възходящо представящи се в българското селско стопанство. Това се потвърждава както от ръста при площите, така и от дела му в добавената стойност на страната. През целия наблюдаван период от членството ни в ЕС и прилагането на ОСП този сектор подобрява своите показатели и стойност. Това дава основание да се направи изводът, че производството е относително стабилно, устойчиво и с повишаваща се конкурентоспособност както на вътрешния, така и на международния пазар.

Съвременното устойчиво функциониране на зърнено-житните култури е подкрепено и от добрия потенциал за нарастване на производството (където има резерви). Това се отнася най-вече за царевицата – при въвеждане на напоителни практики и технологии например средните добиви от нея могат да се повишат с поне 50%. Този факт дава оптимистични перспективи пред цялостното развитие на сектора и в бъдеще, защото показва, че съществува потенциал за устойчиво развитие и силно представяне.

Причините за доброто представяне и стабилните позиции трябва да се търсят не само в начина на прилагане на ОСП (чрез политиката на единно плащане на площ), но и в характера на произвежданата продукция, която е високоликвидна, с немалка борсова цена, добре разработен пазар и с относително слаби рискове по отношение на евентуалните загуби.

В днешно време поемането на риск и неговото разпределение са най-важният фактор, детерминиращ как ще се развива дадено производство. Когато рискът се контролира и управлява и се минимизират последствията от него-

вото поемане, се създават предпоставки за развитие и разрастване. Именно добрите условия и подходящата среда по отношение на управлението и контрола на рисковете в сектора на зърнените култури отключват възходящото му развитие и положителните очаквания за неговото бъдеще.

Резултатите от направения анализ показват, че пазарите на пшеница и царевица в България и Франция трябва да бъдат разглеждани като част от регионалните ценови пазари при тези култури, чиято цена гравитира около една обща световна цена. Не би могло да се твърди, че съществува една-единствена световна цена, която би се получила в някакъв дългосрочен хоризонт, защото не е познат толкова перфектен резултат от работата на глобалния пазарен механизъм.

Като част от него България е силно детерминирана от Черноморския регионален пазар на зърнените култури. Тяхната цената е единна за този специфичен пазар, но е зависима от и отразява измененията на европейския континентален регионален пазар, където водеща сила е Франция. Това означава, че цените на българския и на френския пазар са интегрирани в силна степен и се движат в една и съща посока с приблизително еднакви темпове. Отделните пазари на зърно са тясно свързани и предават своите сигнали за предлагане и търсене един към друг, като по този начин формират една глобална виртуална цена на зърното, която по-късно се предава и пренася върху регионалните пазари по целия свят.

В същото време при пшеница и царевица трендът на ценовата база е разнопосочен. При пшеницата няма статистическо основание да се твърди, че е налице отчетлив тренд на разлика в българската и френската цена. Между двете цени съществува разлика, но във времето не се откроява забележима посока на изменение.

При царевичата, обратно, има тренд на ценовата база, като средната ценова база през месеците от втората половина на динамичния ред е много по-висока, отколкото през първата. Това се дължи на различни причини, които заслужават бъдещо изследване, но свидетелства за наличието на някои специфики при царевичата. Тази култура е с много по-малко значение не само за България, но и за Черноморския регион, и за ЕС общо – Европа оказва доста по-слабо влияние върху формирането на световната ѝ цена, отколкото при пшеницата. При царевичата съществува значително по-голяма волатилност при добивите и производството, отколкото при пшеницата. Производството ѝ е много по-зависимо от климатични колебания от това на пшеница, а оттам и цената се движи в по-широки диапазони в сравнение с тази на пшеницата. Трябва да се отбележи, че през разглеждания период много се засилва и използването на царевичата за биогорива, създаващо допълнителна неопределеност в търсенето, което се отразява върху цените. Това може да бъде и причина за появата на тренд при изменение на ценовата база при царевичата, който обаче въпреки съществуването си не нарушава интеграцията между двете цени.

Наличието на сезонност при цените се обяснява с възникването на допълнителни разходи за съхранение на продукцията с отдалечаване от времето за нейното прибиране, както и с алтернативни разходи от това задържане. При пшеницата има изразена сезонност на базата – през първото шестмесечие на стопанската година тя е с 45% по-висока, отколкото през второто. При царевицата не се наблюдава сезонност. Липсата на сезонност в цената при царевицата е нехарактерен признак – това може да бъде приписано на специфичността на културата. Нестабилността на търсенето, както и по-голямата вариативност при предлагането заради по-високата цикличност при производството водят до изчезването на фактора „сезонност“ на цената при царевицата.

Резултатите от извършеното тестване на възможни модели за българската цена показват, че моделите, вземащи под внимание средните добиви в страната през разглеждания период и поредния номер на месеците в стопанската година (при пшеницата), са по-подходящи за предвиждане на българската цена.

От направеното изследване може да се обобщи, че цените на пшеницата и царевицата във Франция са проекция и трансмисионен механизъм между световните пазари, Европа и региона на Черноморския басейн, към който спада и България.

*Използвана литература:*

*Гоев, В.* (1996). Статистическа обработка и анализ на информация от социологически маркетингови и политически изследвания с SPSS. С.: ИК – УНСС.

*Несторов, Н.* (2015). Коинтеграционният подход – възможности за приложение. – Икономически изследвания, с. 110–140.

*Enders, W.* (2010). Applied Econometric Time Series. Third Edition. Wiley.

*Listorti, G.* (2009). Testing international price transmission under policy intervention. An application to the soft wheat market. Retrieved from <http://associazionebartola.univpm.it/pubblicazioni/phdstudies/phdstudies6.pdf>

*Mohanty, S., W. H. Meyers, & D. B. Smith* (1996). A Reexamination of Price Dynamics in the International Wheat Market. CARD Working Papers. Retrieved from [http://lib.dr.iastate.edu/card\\_workingpapers/182](http://lib.dr.iastate.edu/card_workingpapers/182)

10.III.2017 г.