

Окремої уваги, на наш погляд, заслугоує формування агросервісної інфраструктури, яка поряд із розвитком кооперування і агропромислової інтеграції дозволяє здійснювати не тільки закупівлю надлишків сільськогосподарської продукції, її переробку, але й забезпечення селян всіма необхідними товарами та послугами для розвитку сільськогосподарського виробництва.

Основу інтеграції ОГН становлять взаємини із сільськогосподарськими підприємствами, які є інтеграторами в сфері виробництва. Раціональне використання ресурсів ОГН і зміцнення довгострокових договірних відносин із сільськогосподарськими, заготівельними й переробними підприємствами дозволяють істотно підвищити ефективність виробництва не тільки в самих ОГН, але й у підприємствах – інтеграторах.

В роботах Хорунжого М.Й. зазначається, що інтеграційні відносини будують на принципах кооперації і вони спрямовані на підвищення ефективності функціонування всіх форм господарювання. Про важливість розвитку інтеграційних зв'язків ОГН у системі АПК свідчить і той потенціал, який вони мають. Однак, варто врахувати, що виробничий потенціал селянських подвір'їв розширюється за рахунок часткового використання можливостей сільськогосподарських підприємств. Тому при вирішенні інтеграційних питань необхідно виходити із сукупного виробничого потенціалу, що враховує ресурси всіх типів господарств.

Зауважимо, що в інтеграційні відносини вступають в основному господарства багатогалузеві споживчо-товарні та з максимальним рівнем товарності, а також спеціалізовані товарні господарства. Разом з тим не слід залишати без уваги й допомоги тих власників, які мають ОГН тільки споживчого типу. ОГН відрізняються низьким рівнем механізації й високим рівнем інтенсивності праці (тільки 1/10 робітників процесів механізована), а також тим, що 1/3 робіт у ОГН виконують пенсіонери. Однак, навіть при високій інтенсивності праці сільські жителі змушені мати особисте господарство, так як воно є нерідко єдиним джерелом одержання необхідних сільськогосподарських продуктів.

Джерела та література

1. Комліченко О.О. Принципи діяльності та перспективи розвитку сільськогосподарських обслуговуючих кооперативів власників особистих селянських господарств. - Ринкова трансформація економіки АПК: кол. монографія у чотирьох частинах. / За ред. П.Т.Саблука, В.Я. Амбросова, Г.Є. Мазнева. Ч. 4 Стабілізація доходів сільських товаровиробників. – К.: ІАЕ, 2002. –С. 203 - 205.
2. Куліш М.Ю. Проблеми розвитку особистих селянських господарств // Економіка АПК. –2004. – №7. – С. 144-146
3. Мельник Л.Ю., Макаренко П.М. Особистий сектор сільськогосподарського виробництва: стан, тенденції та перспективи. // Економіка АПК. – 2002. – №11. – С. 119 - 127.
4. Черевко Г.В. Фермерська кооперація в зарубіжних країнах. – Л., 1994.–172с.
5. Мандибура В.О. Рівень життя населення України та проблеми реформування механізмів його регулювання. – К.: Парламентське видавництво, 1998. – 256 с.
6. Горкавий В. К., Гончаренко Н. Г. Організаційно-економічні основи створення кооперативів // Ринкова трансформація економіки АПК: кол. монографія / За ред. П. Т. Саблука, В. Я. Амбросова, Г. Є. Мазнева. Ч. 2. Підвищення ефективності сільськогосподарського виробництва. – К.: ІАЕ, 2002. – С. 44-46

Вітлінський В.В., Грицюк П.М.

ОЦІНКА ІНВЕСТИЦІЙНИХ РИЗИКІВ У ЗЕРНОВИРОБНИЦТВІ НА ПІДҐРУНТІ МЕТОДУ ПОЛІГАРМОНІЧНОГО ПРОГНОЗУВАННЯ

Різноманіття і мінливість природно-кліматичних, ґрунтових, економічних і технологічних чинників обумовлюють міжрічні коливання у виробництві сільськогосподарської продукції, які досягають до 10% загального обсягу валового внутрішнього продукту країни [1]. Тому вирішення проблеми стійкості сільськогосподарського виробництва є одним з найважливіших завдань, що стоять перед агропромисловим комплексом. Особливе значення для підвищення стійкості виробництва в АПК мають прогнози врожайності сільськогосподарських культур річної і більшої завчасності. По-перше, вони можуть стати одним з джерел інформаційного забезпечення ефективних маневрів структурою і розміщенням виробництва, вибору гнучких технологій проведення робіт і отримання на цій основі більших об'ємів і кращої якості продукції з мінімальними затратами. По-друге, за допомогою довгострокових прогнозів урожаю, особливо якщо отримати їх для значної території, можна розраховувати на істотне поліпшення зовнішньоторговельної діяльності, здешевлення імпорту і збільшення доходів від експорту продукції АПК. По-третє, при використанні надійних прогнозів з'являється можливість раціонального управління балансами матеріальних ресурсів, оптимізації об'ємів, структури і розміщення резервних фондів і запасів.

Характерною особливістю процесу зерновиробництва в Україні в останні роки є різке збільшення дисперсії процесу. Ця тенденція може бути пояснена впливом метеорологічних чинників, які зазнають аналогічних змін [2]. Така поведінка системи збільшує невизначеність і ризик інвестиційних рішень. У зв'язку з цим підвищується важливість вибору найбільш надійних методів прогнозування динаміки

системи. Очевидно, що при деякому, критично низькому, значенні врожайності вирощування сільськогосподарської культури стає нерентабельним. Якщо вірогідність реалізації критично низької врожайності стає істотною, інвестор може прийняти рішення про зміну інвестиційних планів. Але для цього необхідно мати таку оцінку в річній перспективі. Для вирішення поставленої задачі нами було проведено статистичне дослідження системи зерновиробництва України на прикладі озимої пшениці. Об'єктом дослідження виступають часові ряди середньобласної врожайності озимої пшениці (дані Держкомстату України за останніх 53 роки).

1. Властивість довгої пам'яті часових рядів. Дослідження останніх десятиріч показують, що більшість економічних процесів володіють ефектом довготривалої пам'яті. Результати діяльності економічних систем фіксуються у вигляді часових рядів їх показників. Для діагностики наявності довгої пам'яті найчастіше використовують автокореляційну функцію

$$C(t) = \frac{\langle x(t)x(t + \Delta t) \rangle - \langle x(t) \rangle^2}{\langle x^2(t) \rangle - \langle x(t) \rangle^2}. \quad (1)$$

Тут $x(t)$ - часовий ряд, Δt - часовий лаг. Якщо функція $C(t)$ спадає експоненційно (тобто $C(t) \propto \exp(-t/t_0)$), йдеться про коротку пам'ять із характерним часовим масштабом $1/t_0$. Якщо залежність $C(t)$ має степеневий вигляд $C(t) \propto t^{-g}$, де $g < 1$, говорять про довготривалу пам'ять.

Непрямими методами дослідження довготривалої пам'яті є R/S – аналіз та аналіз детрендованих флуктуацій [3-5]. Ці методи оцінюють ефект довготривалої пам'яті через значення показника Херста H . Значення $H > 0.5$ є ознакою персистентності ряду або, іншими словами, наявності ефекту довготривалої пам'яті. Останній з названих методів має ту перевагу, що є коректним і для нестационарних часових рядів.

Недавні дослідження показують, що динаміці врожайності зернових також притаманна довготривала пам'ять. Значення показника Херста для рядів врожайності зернових культур за нашими оцінками знаходяться в інтервалі $0.6 \leq H \leq 0.7$ [6]. Отже можна зробити висновок про те, що динаміка врожайності є в значній мірі детермінованою. Підтвердженням цієї гіпотези є дослідження циклічності врожайності озимої пшениці, проведені для областей України [7]. Дослідження показали, що врожайності, як і більшості природних процесів, є властивою циклічність.

2. Полігармонічна модель динаміки врожайності. В основі моделі лежить гіпотеза про те, що функція врожайності є сумою декількох гармонік і випадкового чинника (шуму). Використовуючи метод найменших квадратів у комбінації з повним перебором значень періоду, ми виконали полігармонічний аналіз часового ряду врожайності озимої пшениці для кожної з 25 областей України [7]. Цей метод дозволяє виділити гармонічні цикли, які є найбільш характерними для даної динамічної системи. У загальному вигляді полігармонічна модель має вигляд (m – кількість головних гармонік)

$$x_t^* = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \cos(w_i t) + \sum_{i=1}^m b_i \sin(w_i t). \quad (2)$$

Тут x_t^* - модельне значення врожайності, a_i, b_i - амплітуди i -ої гармоніки, $w_i = 2\pi / T_i$ - циклічна частота, T_i - період гармоніки, t - поточний час. Значення параметрів n -ої гармоніки ($n = 1, 2, 3, \dots, N$) послідовно визначалися з умови мінімуму функціонала похибки моделі

$$\Psi = \sum_{n=1}^N \sum_{t=0}^{T_{\max}} (x_t - a_0 - a_n \cdot \cos(w_n t) - b_n \cdot \sin(w_n t))^2 \rightarrow \min \quad (3)$$

Тут x_t - фактичні значення врожайності. Якщо процесу дійсно властива циклічність, значення амплітуд перших гармонік повинні послідовно спадати. У протилежному випадку можна зробити висновок, що даний процес не є циклічним. Проведені розрахунки показали, що в більшості випадків найбільш істотними є перші три гармоніки. Результати досліджень циклічності динаміки врожайності озимої пшениці наведені у табл. 1. Значення періодів перших трьох циклів поміщені у третьому, четвертому і п'ятому стовпцях таблиці.

Таблиця 1. Статистичні показники динаміки врожайності озимої пшениці для областей України

		Періоди циклів (років)			Середня врожайність (ц/га)	Стандартне відхилення врожайності (ц/га)
		T1	T2	T3		
1	АР Крим	87.2	18.4	3.9	23.23	6.44
2	Вінницька	75.9	17.3	4.0	28.10	8.16
3	Дніпропетровська	69	16.3	3.9	26.08	8.23
4	Донецька	54.8	15.8	4.0	26.68	7.25
5	Житомирська	95.5	15.9	3.0	20.11	5.69
6	Запорізька	62.6	16.4	4.0	25.73	7.41
7	Київська	109.9	15.6	3.9	28.62	7.83
8	Кіровоградська	108.3	17.4	3.9	26.95	8.23
9	Луганська	63.3	14.9	3.9	21.79	7.13
10	Миколаївська	73.9	17.5	3.9	24.24	7.38
11	Одеська	133.6	18.6	3.9	24.77	6.87
12	Полтавська	75.7	17.3	4.0	26.77	9.62
13	Сумська	86.1	15.7	4.0	24.09	7.32
14	Харківська	86.3	16.1	3.9	26.35	8.05
15	Херсонська	76	18.4	3.9	25.12	7.31
16	Черкаська	78.7	16.4	4.0	31.86	9.26
17	Чернівецька	59.6	15.4	5.7	26.85	8.64
18	Чернігівська	167.5	15.6	4.0	21.38	6.74
19	Волинська	86.7	19.3	5.3	23.79	6.87
20	Закарпатська	105.9	18.7	14.4	26.74	9.10
21	Івано-Франківська	70.5	21.7	15.6	22.05	6.70
22	Львівська	110.2	19	8.7	22.32	6.76
23	Рівненська	112.4	18.7	2.2	24.37	7.09
24	Тернопільська	92.4	20.4	9.5	25.85	8.65
25	Хмельницька	94.1	23.9	5.3	26.06	7.14

Аналіз табл. 1 показує, що для більшості областей України властиві цикли з періодами 16 - 17 років і 3.9 – 4.0 року. Короткий цикл, скоріше за все, є результатом динаміки системи "врожайність – родюча здатність ґрунту". Ця система є аналогом системи "хижак - жертва" для якої циклічна поведінка теоретично обґрунтована [8]. Динаміка більш тривалого циклу ще чекає свого пояснення. Особливо чітко циклічність врожайності спостерігається для групи центральних, східних і південних областей. Найбільші відхилення від цієї закономірності спостерігаються для семи областей західного регіону ("атлантична група"). Тут майже не помітний чотирирічний цикл. Пояснення цього феномену може полягати в наступному. Області західного регіону значною мірою розташовані в зоні впливу Атлантики. Оскільки метеорологічним процесам, зазвичай, не властива циклічність (за винятком річного циклу), їх вплив приводить до хаотизації динаміки зерновиробництва у відповідних областях. Клімат решти 18 областей ("континентальна група") є більшою мірою континентальним і тому тут чіткіше виділяються цикли, внутрішньо властиві процесу зерновиробництва. Що стосується тривалості найдовшого циклу, то його період для різних областей змінюється від 54 до 167 років. Такий розкид може бути пояснений різними причинами: i) недостатня довжина ряду спостережень не дозволяє визначити значення періоду з більшою точністю; ii) недостатня обґрунтованість першої гармоніки (головний тренд є не гармонічним а, наприклад, полілінійним); iii) відмінністю природно-кліматичних характеристик областей.

Якщо гармонічна модель адекватно відображає динаміку врожайності, періоди основних гармонік не повинні залежати від періоду спостережень (критерій стійкості). Для підтвердження гармонічної гіпотези ми провели розрахунки значень періодів основних гармонік для різних періодів спостережень, змінюючи довжину періоду від 43 до 53 років. Розрахунки показали, що період третьої (найбільш короткої) гармоніки є практично незмінним, період другої гармоніки стабілізується збільшенням періоду спостережень. Що стосується періоду першої гармоніки, то для нього спостерігається позитивний тренд (Рис.1), що ставить під певний сумнів її достовірність. Враховуючи це, а також той факт, що період гіпотетичної гармоніки перевищує тривалість періоду спостережень, ми можемо розглядати першу гармоніку лише у якості трендової моделі часового ряду врожайності.

3. Прогнозування врожайності. Статистичні дослідження рядів врожайності озимої пшениці показують, що ці ряди мають високу волатильність. Аналізуючи ряди річних приростів врожайності ми встановили, що найчастіше після приросту врожайності слідує її спад і навпаки – після спаду приріст. Кількість таких випадків становить 61% від всіх різницевих серій. Кількість випадків, коли підряд йдуть два річних прирости, або ж два спади становить 27%. Кількість трьохрічних серій приростів (спадів) становить 10%, кількість чотирьохрічних серій – 2% (Рис.2). Для прогнозування рядів такого типу нами розроблений спеціальний метод – метод аналізу різницевих серій МАРС [9]. Зауважимо, що якби динаміка

врожайності відповідала моделі випадкового процесу з незалежними приростами, розподіл кількості серій повинен був відповідати показниковому закону: 50%, 25%, 12.5% і т.п.

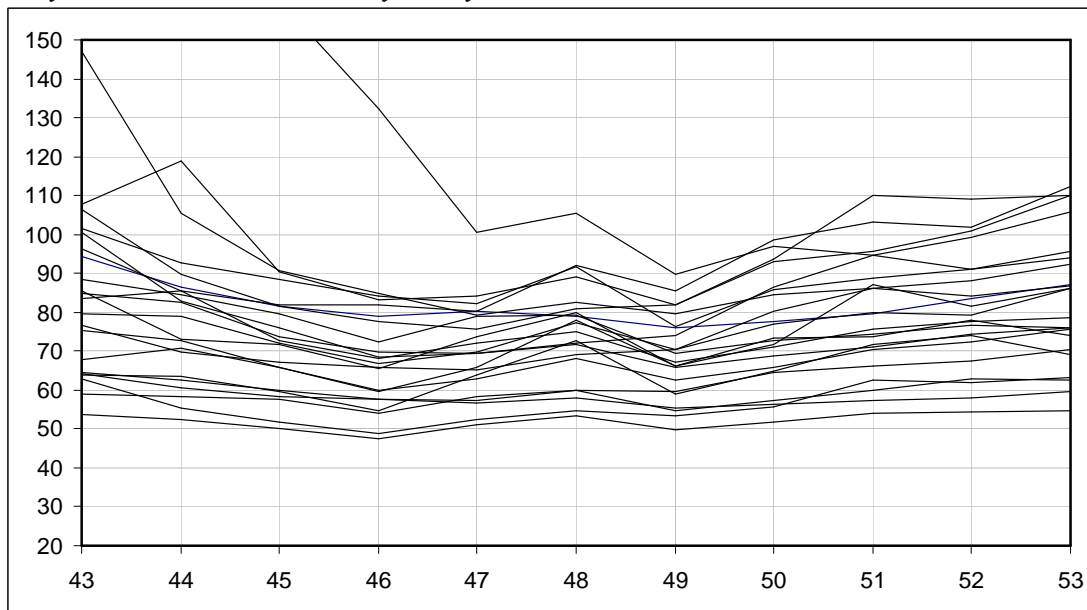


Рис.1. Залежність періоду першої гармоніки від періоду спостережень для областей України

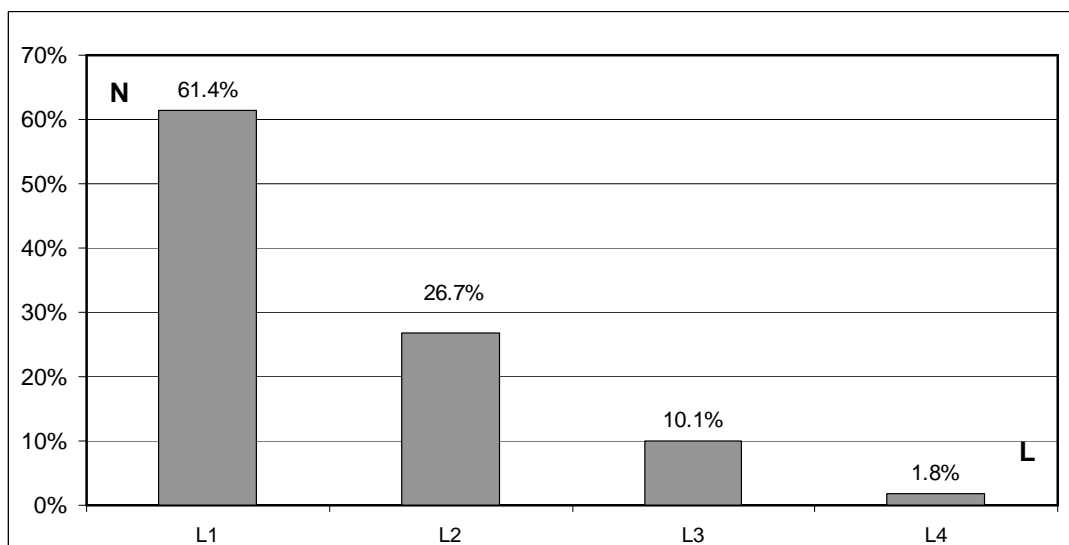


Рис.2. Залежність кількості знакопостійних серій приростів від їх довжини

Поряд із методом MAPC для прогнозування врожайності можна застосовувати метод екстраполяції полігармонічного тренду. Використовуючи отримані нами в результаті гармонічного аналізу значення параметрів для областей України, будемо складний “трьохгармонічний” тренд динаміки врожайності для кожної з областей

$$x_{t3}^* = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i \cos(w_i t) + \sum_{i=1}^3 b_i \sin(w_i t). \tag{4}$$

Співвідношення (4) є полігармонічною моделлю прогнозування динаміки врожайності. Для оцінки точності прогнозування врожайності різними методами ми використовуємо наступну процедуру.

§ Початковий ряд врожайності розділимо на дві частини: навчальна вибірка – більша частина ряду (служить для побудови моделі) і контрольна вибірка – решта всіх елементів ряду (перший елемент контрольної вибірки використовується для оцінки похибки прогнозу моделі).

§ На базі навчальної вибірки (її довжина мінялася від 43 до 52 років) будемо модель і з її допомогою виконуємо прогноз на один рік вперед. Визначаємо відносну похибку прогнозу.

§ Прогнозування виконуємо в рамках трьох моделей: полігармонічної, методу MAPC [9] та моделі ARIMA [10]. Вид моделі ARIMA підбираємо так, щоб добитися максимальної точності прогнозу. Цьому критерию відповідає модель ARIMA(1,1,1).

§ Перший елемент контрольної вибірки приєднуємо до навчальної вибірки. Таким чином, навчальна вибірка збільшується на один елемент, контрольна вибірка зменшується на один елемент.

§ Повторюємо другий, третій і четвертий пункти алгоритму до тих пір, поки в контрольній вибірці не залишиться жодного елемента.

§ Визначаємо середню відносну похибку трьохгармонічної моделі, середню відносну похибка моделі ARIMA та середню відносну похибку моделі MAPC.

Розрахунки показали, що точність методу MAPC та полігармонічної моделі при прогнозуванні рядів врожайності є приблизно однаковою (табл.2). Метод MAPC дає кращу точність в 12 з 25 областей, полігармонічна модель – в 11 з 25, модель ARIMA – в 2 з 25. Метод ARIMA має гіршу точність, оскільки не враховує ефекту довготривалої пам'яті. Значення середньої похибки прогнозу за період 1998-2007рр для всіх областей України наведені в третьому, четвертому і п'ятому стовпцях таблиці 2.

4. Оцінка ризиків зерновиробництва. Наша методика оцінки ризиків базується на прогнозній моделі певного типу з використанням статистики похибок даної моделі. Оскільки довжину рядів врожайності складає 53 роки, а довжина навчальної вибірки у методі аналізу різницевих серій повинна складати не менше 30 елементів, ми отримаємо недостатньо потужну статистику похибок. Тому для оцінки ризиків у даній роботі ми використовуємо полігармонічну модель, яка добре зарекомендувала себе при прогнозуванні рядів врожайності [11].

Дослідження об'єданого ряду врожайності (954 елементи для 18 областей) показало, що закон розподілу врожайності є близьким до нормального, хоча і володіє "важким хвостом" в області низьких значень. Дослідження рядів залишків, отриманих після видалення трьохгармонічного тренду з рядів врожайності, привело до відхилення гіпотези про нормальний розподіл. Характерною ознакою отриманого розподілу є наявність "важкого хвоста" в області негативних значень (Рис.3).

Отриманий нами емпіричний закон розподілу залишків ряду врожайності дозволяє не лише оцінити довірчий інтервал для отриманих прогнозів, але і відкриває шлях до оцінки ризиків зерновиробництва. Новизна нашого підходу полягає в тому, що замість математичного очікування випадкової величини використовується прогнозна оцінка, отримана методом трьохгармонічної трендової екстраполяції. Вірогідність досягнення критичної нижньої врожайності оцінювалася за емпіричним законом розподілу залишків. Розрахунки, виконані для 2009 року, наведені в табл. 2. Шостий стовпець таблиці містить точковий прогноз врожайності, отриманий екстраполяцією трьохгармонічного тренду, сьомий і восьмий, – оцінки ризиків досягнення нижнього критичного рівня врожайності (20 ц/га і 15 ц/га відповідно).

Таблиця 2. Оцінка ризиків реалізації критично низького значення врожайності озимої пшениці

		Середня помилка прогнозу за 1998-2007гг			Трендовий прогноз на 2009г (цн/га)	Оцінка ризику низької врожайності для 2009г	
		3-гармон	ARIMA	MAPC		3-гармон	20 ц/га
1	АР Крим	10.6%	12.5%	14.7%	23.3	19.8%	3.0%
2	Вінницька	19.6%	24.9%	17.9%	25.7	7.6%	1.4%
3	Волинська	14.5%	9.3%	10.1%	27.0	5.0%	0.8%
4	Дніпропетровська	51.3%	56.3%	47.8%	29.4	2.0%	0.2%
5	Донецька	39.3%	41.5%	42.8%	25.2	9.5%	1.7%
6	Житомирська	12.2%	12.6%	18.5%	19.6	54.2%	11.8%
7	Закарпатська	15.2%	16.4%	14.2%	29.7	1.9%	0.1%
8	Запорізька	33.4%	38.4%	35.6%	25.8	7.2%	1.4%
9	Івано-Франківська	11.6%	10.9%	8.8%	22.4	25.6%	4.2%
10	Київська	12.9%	18.7%	14.1%	28.5	2.7%	0.5%
11	Кіровоградська	46.2%	58.3%	48.1%	31.9	1.0%	0.1%
12	Луганська	39.1%	42.9%	47.2%	20.9	40.9%	7.0%
13	Львівська	12.3%	9.1%	10.1%	23.2	20.5%	3.2%
14	Миколаївська	52.2%	63.2%	56.0%	26.2	6.6%	1.3%
15	Одеська	49.0%	54.9%	46.5%	27.3	4.6%	0.8%
16	Полтавська	38.2%	47.7%	36.9%	26.3	6.0%	1.1%
17	Рівненська	14.6%	12.9%	11.2%	24.7	11.1%	1.9%
18	Сумська	30.0%	29.8%	21.9%	21.2	37.4%	6.5%
19	Тернопільська	18.7%	18.6%	16.7%	18.9	59.6%	15.3%
20	Харківська	38.6%	42.1%	33.2%	28.4	2.9%	0.6%
21	Херсонська	31.7%	48.0%	45.8%	26.0	6.9%	1.4%
22	Хмельницька	21.1%	20.0%	16.0%	22.8	22.5%	3.8%
23	Черкаська	27.9%	33.3%	30.5%	29.8	1.9%	0.2%
24	Чернігівська	16.4%	19.4%	18.4%	20.5	44.6%	8.3%
25	Чернівецька	29.9%	27.2%	26.5%	17.1	74.4%	27.2%

Висновки. В умовах зростаючої дисперсії врожайності зернових зростають ризики, пов'язані з інвестуванням в зерновиробництво. Одним з ефективних механізмів мінімізації таких ризиків є надійна прогнозна модель процесу. Запропонована нами полігармонічна модель динаміки врожайності володіє хорошою точністю і дозволяє виконувати довготермінові (на 1 рік і більше) прогнози динаміки

врожайності. Є підстави вважати, що система зерновиробництва відноситься до класу систем з хаотичною динамікою [7,12]. Для таких систем горизонт прогнозування є принципово обмеженим в силу ляпуновського розбігання фазових траєкторій. Отримана нами оцінка старшого показника Ляпунова $L_1 = 0.27$ дозволяє встановити максимальний горизонт прогнозування врожайності 4 роки [12]. Запропонована в роботі методика оцінки ризиків дозволяє приймати обґрунтовані рішення при інвестуванні у зерновиробництво. Методика проілюстрована оцінкою ризиків інвестування у вирощування озимої пшениці на 2008-2009 рік.

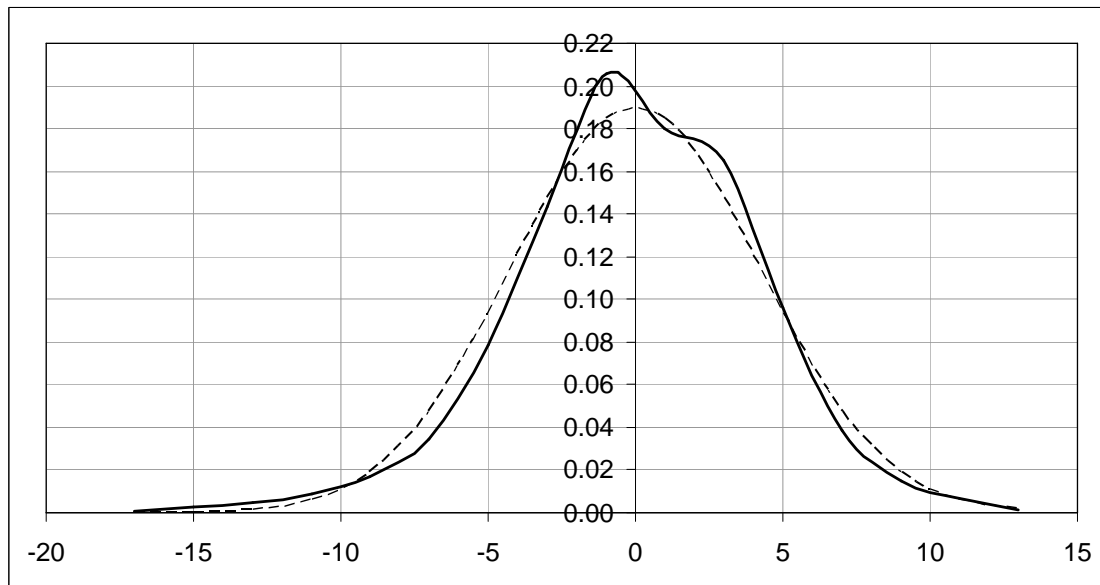


Рис.3. Функція розподілу ряду залишків, отриманого після видалення з ряду врожайності трьохгармонічного тренду (штрихова лінія – нормальний розподіл)

Джерела та література

1. Яновский Л.П. Принципы, методология и научное обоснование прогнозов урожая по технологии «ЗОНТ». – Воронеж: ВГАУ, 2000.
2. Найденев В.И., Швейкина В.И. Гидрологическая теория глобального потепления климата Земли. – Метеорология и гидрология. – 2005. – №2. – С.63-76.
3. Петерс Э. Фрактальный анализ финансовых рынков. – М.: Интернет-трейдинг, 2004 – 304 с.
4. Ivanov P.Ch., Hausdorff J., Havlin S. et al. Levels of Complexity in Scale-Invariant Neural Signals. <http://arxiv.org/abs/cond-mat/0409545>
5. Дербенцев В.Д., Соловйов В.М., Шарапов О.Д. Дослідження довготривалої пам'яті фінансово-часових рядів. // Моделювання та інформаційні системи в економіці: Зб. наукових праць. – К.: КНЕУ, 2005 - Вип.72. – С.5-17.
6. Вітлінський В.В., Грицюк П.М. Передпрогнозний аналіз рядів урожайності озимої пшениці // Вчені записки : Зб. наукових праць. – К.: КНЕУ, 2008р. (в друці)
7. Вітлінський В.В., Грицюк П.М. Дослідження динаміки урожайності озимої пшениці для областей України // Моделювання та інформаційні системи в економіці: Зб. Наукових праць. – К.:КНЕУ, 2007 - Вип.76. – с.275-295.
8. Вольтерра В. Математическая теория борьбы за существование. - М.: Наука, 1976.
9. Грицюк П.М. Моделювання і прогнозування елементів кліматичної системи для деяких регіонів України // Складні системи і процеси. – 2006, №3. – С. 154 – 164.
10. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление.–М.:Мир,1974. – 608с.
11. Витлинский В.В., Грицюк П.М. Полигармоническое прогнозирование как метод минимизации инвестиционных рисков в зернопроизводстве // Труды Международной Научной Школы МА БР – 2008 / СПб, ГУАП, 2008.
12. Вітлінський В.В., Грицюк П.М. Аналіз змін врожайності озимої пшениці в областях України з позицій хаотичної динаміки // Вісник КНУТД : Зб. наукових праць. – К.:КНУТД, 2008. – Вип.2 (40). – С.129-131