

## РОЗДІЛ «ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ»

УДК 519.233.3

АВРАМЕНКО В.І., к.т.н., доцент

Дніпродзержинський державний технічний університет

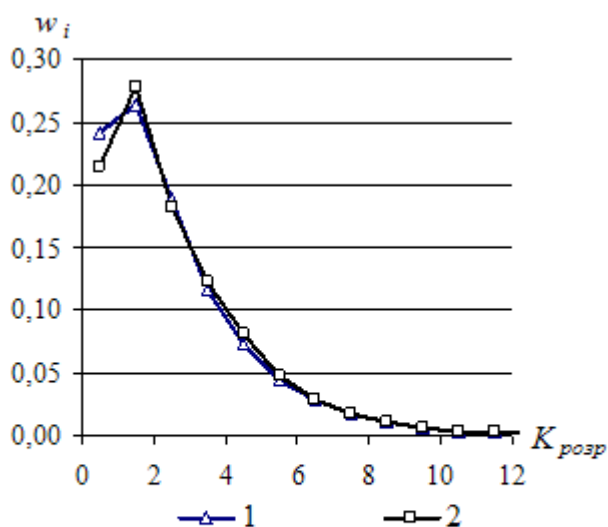
### СТАТИСТИЧНЕ ДОСЛІДЖЕННЯ ВЛАСТИВОСТЕЙ КРИТЕРІЮ ЗГОДИ ПІРСОНА

**Вступ.** При статистичному аналізі масових явищ важливе значення має обґрунтований вибір закону розподілу сукупностей, що дозволяє правильно вибрати управлінське рішення. Для розв'язування задачі в межах статистичної перевірки статистичних гіпотез запропоновано кілька формалізованих критеріїв згоди. Одним з найбільш вживаних серед них є критерій Пірсона, який обчислюється за попередньо згрупованими даними. Розрахункове значення критерію  $K_{розр}$  обчислюється за формулою

$$K_{\text{диск}} = \sum_{i=1}^k \frac{(m_i - n_i)^2}{m_i},$$

де  $m_i$  і  $n_i$  – відповідно теоретичні і емпіричні частоти попадання до  $i$ -того інтервалу групування,  $k$  – кількість інтервалів групування,  $\sum_{i=1}^k \delta_i = \sum_{i=1}^k n_i = n$  – кількість спостережень у вибірці [1]. Дослідження властивостей критерію згоди Пірсона виконано методами статистичного моделювання з використанням стандартних функцій генерування випадкових величин СЛЧИСЛ, *rand* та *randG*.

**Постановка задачі.** Дослідження властивостей критерію Пірсона зручно виконувати для статистичних даних, згрупованих на інтервалах з однаковою ймовірністю попадання на кожний з них. Для рівномірного закону розподілу генеральної сукупності ця вимога виконується автоматично, але і будь-який гіпотетичний закон можна розбити на інтервали з однаковою теоретичною ймовірністю, отже різної ширини. Зрозуміло, що використання змінної ширини інтервалів групування при візуальному аналізі розподілів мало прийнятне, але при перевірці гіпотез про закон розподілу воно є дуже корисним, бо дозволяє уникнути небажаних ситуацій, коли до якогось інтервалу групування попадає невелика кількість спостережень ( $m_i < 5$ ). Перевірка на великій кількості реалізацій ( $N > 5 \cdot 10^5$ ) показала, що полігони розподілу значень  $K_{розр}$  не залежать від алгоритму вибору довжини інтервалів розбиття. На рис.1 наведено полігони розподілу для вибірок об'ємом  $n=100$  з інтервалами однакової і змінної довжини при кількості інтервалів групування  $k=5$  (по вертикальній осі – відносні частота  $w_i$  відповідних значень  $K_{розр}$ ,  $\sum w_i = 1$ ).



1 – інтервали сталої довжини;  
2 – інтервали з сталою ймовірністю.

Рисунок 1 – Порівняння полігонів з різними інтервалами групування

Таким чином, без втрати загальності можна аналізувати властивості

критерію Пірсона для сталих значень  $m_i$ , в тому числі для нерівномірних розподілів генеральної сукупності.

Нормальний закон визначається двома параметрами – математичним сподіванням  $a$  і середнім квадратичним відхиленням  $\sigma$ , показниковий закон розподілу визначається одним параметром  $\lambda$ . В табл.1 наведено границі інтервалів групування, які забезпечують однакові ймовірності попадання в інтервали при різній кількості інтервалів групування  $k$ .

Таблиця 1 – Границі інтервалів групування

k=5			k=6			k=7		
Нормал.	Показн.	Ймов.	Нормал.	Показн.	Ймов.	Нормал.	Показн.	Ймов.
$a-3,0\sigma$	0,00	0,200	$a-3,0\sigma$	0,00	0,167	$a-3,0\sigma$	0,00	0,143
$a-0,842\sigma$	$0,223/\lambda$		$a-0,967\sigma$	$0,182/\lambda$		$a-1,068\sigma$	$0,154/\lambda$	
$a-0,253\sigma$	$0,511/\lambda$	0,200	$a-0,431\sigma$	$0,405/\lambda$	0,167	$a-0,566\sigma$	$0,336/\lambda$	0,143
$a+0,253\sigma$	$0,916/\lambda$	0,200	$a$	$0,693/\lambda$	0,167	$a-0,180\sigma$	$0,560/\lambda$	0,143
$a+0,842\sigma$	$1,609/\lambda$	0,200	$a+0,431\sigma$	$1,099/\lambda$	0,167	$a+0,180\sigma$	$0,848/\lambda$	0,143
$a+3,0\sigma$	$5,0/\lambda$	0,200	$a+0,967\sigma$	$1,792/\lambda$	0,167	$a+0,566\sigma$	$1,253/\lambda$	0,143
			$a+3,0\sigma$	$5,0/\lambda$		$a+1,068\sigma$	$1,946/\lambda$	
						$a+3,0\sigma$	$5,0/\lambda$	0,143

**Результати роботи.** При знаходженні  $K_{розр}$  теоретичні частоти  $m_i$  шукаються в припущенні слушності гіпотетичного закону, числові характеристики якого обчислюються за наявними вибірковими даними. Вважається [2], що більш коректним є використання числових характеристик, обчислених за згрупованими даними, хоч на практиці частіше застосовують числові характеристики, обчислені з використанням усіх спостережень (за всією вибіркою). Розглянемо властивості критерію згоди Пірсона саме для такого випадку.

Відомо, що критерій Пірсона має розподіл  $\chi^2$  („хі-квадрат”) з  $r=k-l-1$  ступенями

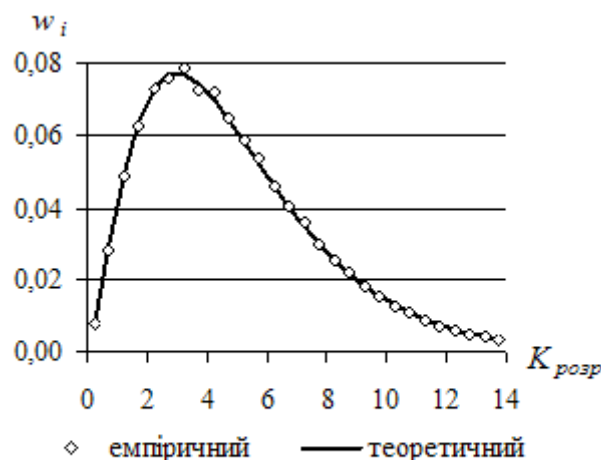


Рисунок 2 – Порівняння емпіричного і теоретичного розподілів

вільності, де  $l$  – кількість параметрів, які визначають гіпотетичний закон розподілу і обчислені за вибірковими даними [1]. Можна тільки зауважити, що величини  $n_i$  є дискретними, отже і значення  $K_{розр}$  є дискретними, розподіл яких наближається до неперервного розподілу  $\chi^2$ .

Якщо числові характеристики гіпотетичного закону розподілу задані апіорі, то  $l=0$  і кількість ступенів вільності  $r=k-1$ . На рис.2 наведено емпіричний розподіл значень  $K_{розр}$  для вибірок довжиною  $n=50$  з кількістю інтервалів групування  $k=6$  і заданими параметрами нормального закону ( $a=10, \sigma=3$ ), і теоретичний розпо-

діл  $\chi^2$  з числом ступенів вільності  $r=5$ . Наведені дані свідчать про повну узгодженість графіків.

Розглянемо випадок, коли числові характеристики обчислюються за результатами вибірки, отже  $l \neq 0$ .

На рис.3 наведено порівняння емпіричного розподілу для вибірок довжиною  $n=100$  з нормального закону розподілу, кількість інтервалів групування  $k=6$ , і теоретичні розподіли  $\chi^2$ . Як видно на рисунках, емпіричний розподіл знаходиться між теоретичними кривими щільності розподілу  $\chi^2$  для числа ступенів вільності  $r=3$  і  $r=4$ .

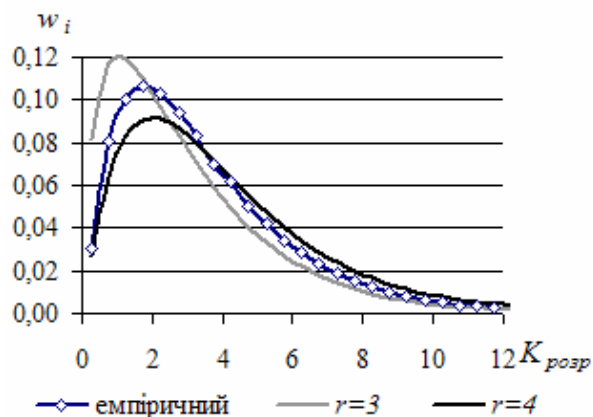


Рисунок 3 – Графіки емпіричного і теоретичних розподілів

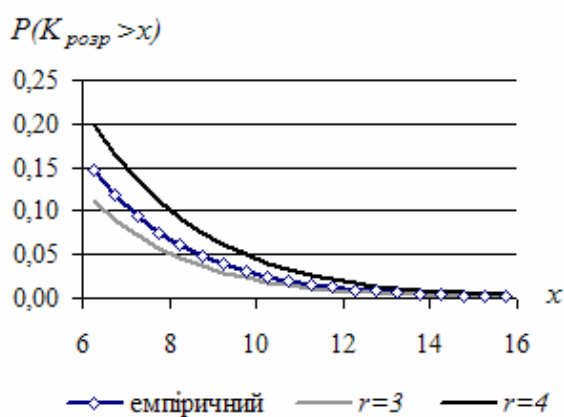


Рисунок 4 – Графіки критичних ймовірностей

Більш суттєва ця різниця проявляється на інтервалі знаходження критичних значень критерію Пірсона. Як відомо, рішення про прийняття чи відхилення гіпотези приймається при порівнянні розрахункових значень критерію з критичними, які знаходяться з умови  $P(K_{\text{дід}} < K_{\text{одд}}) = \gamma = 1 - \alpha$ , де  $\gamma$  – надійність висновків,  $\alpha$  – рівень значущості (припустима ймовірність похибки першого роду звичайно приймається рівною 0,10; 0,05; 0,01).

На рис.4 показано графіки значень критичних ймовірностей для теоретичних і емпіричних розподілів, з якого можна зробити висновки, що емпіричний розподіл не зовсім відповідає теоретичним. Аналогічна ситуація виникає і при аналізі вибірок з кількістю інтервалів групування  $k=7$ .

В табл.2-4 наведено критичні значення  $K_{\text{крит}}$  для емпіричних розподілів з нормально розподіленої генеральної сукупності і табличні значення  $K_{\text{крит}}$  розподілу  $\chi^2$  при  $l=2$ . Для емпіричних розподілів критичні значення отримано з використанням експоненціальної апроксимації графіка критичних ймовірностей.

Таблиця 2 – Значення  $K_{\text{крит}}$  для емпіричних і теоретичних розподілів, кількість інтервалів групування  $k=5$

Рівень значущості $\alpha$	Ступенів вільності $r=2$	Емпіричний розподіл	Ступенів вільності $r=3$
0,01	9,21	10,40	11,34
0,02	7,82	9,01	9,84
0,05	5,99	7,17	7,81
0,10	4,61	5,78	6,25

Таблиця 3 – Значення  $K_{крит}$  для емпіричних і теоретичних розподілів, кількість інтервалів групування  $k=6$

Рівень значущості $\alpha$	Ступенів вільності $r=3$	Емпіричний розподіл	Ступенів вільності $r=4$
0,01	11,34	12,27	13,27
0,02	9,84	10,72	11,69
0,05	7,81	8,67	9,49
0,10	6,25	7,11	7,78

Таблиця 4 – Значення  $K_{крит}$  для емпіричних і теоретичних розподілів, кількість інтервалів групування  $k=7$

Рівень значущості $\alpha$	Ступенів вільності $r=4$	Емпіричний розподіл	Ступенів вільності $r=5$
0,01	13,27	14,00	15,09
0,02	11,69	12,33	13,39
0,05	9,49	10,12	11,07
0,10	7,78	8,46	9,24

Порівняння полігонів розподілу значень  $K_{розр}$  для вибірок різної довжини  $n$  показало деяку невідповідність їх інтуїтивним уявленням про степінь узгодженості реального і гіпотетичного розподілу.

Всі наведені дані стосуються випадку, коли числові характеристики вибірки обчислюються з використанням усіх її елементів, тобто за незгрупованими даними. В такому випадку критичні значення не залежать від довжини вибірки, а тільки від кількості інтервалів групування. На рис.5 наведено полігони значень критерію Пірсона для вибірок різної довжини  $n$  при кількості інтервалів групування  $k=6$ . Розподіли значень  $K_{розр}$  співпадають в межах статистичних похибок, отже об'єм вибірки  $n$  суттєво не впливає на обґрунтованість висновків відносно припущення про закон розподілу генеральної сукупності. Дійсно, при перевірці гіпотези використовується тільки один параметр – кількість інтервалів групування  $k$  – і ніяким чином не враховується кількість використаних спостережень  $n$ .

На рис.6 наведено гістограми відносних частот для окремих вибірок з рівномірного закону розподілу різної довжини з кількістю інтервалів групування  $k=6$ . Для всіх вибірок значення розрахункового критерію однакові і дорівнюють  $K_{розр}=5,0$ . В той же час графіки свідчать, що відносні частоти для більших за об'єм вибірок „в середньому” ближчі до теоретичного значення 0,167.

Такий неоднозначний зв'язок між величинами відхилу відносних частот від теоретичних і критерієм Пірсона витікає з виразу самого критерію.

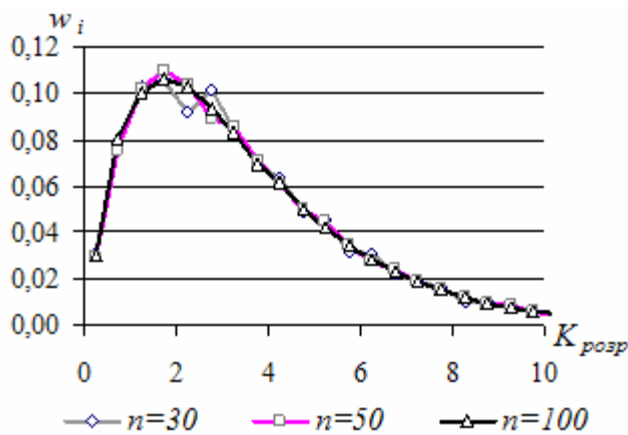


Рисунок 5 – Розподіли значень  $K_{розр}$  для вибірок різної довжини  $n$

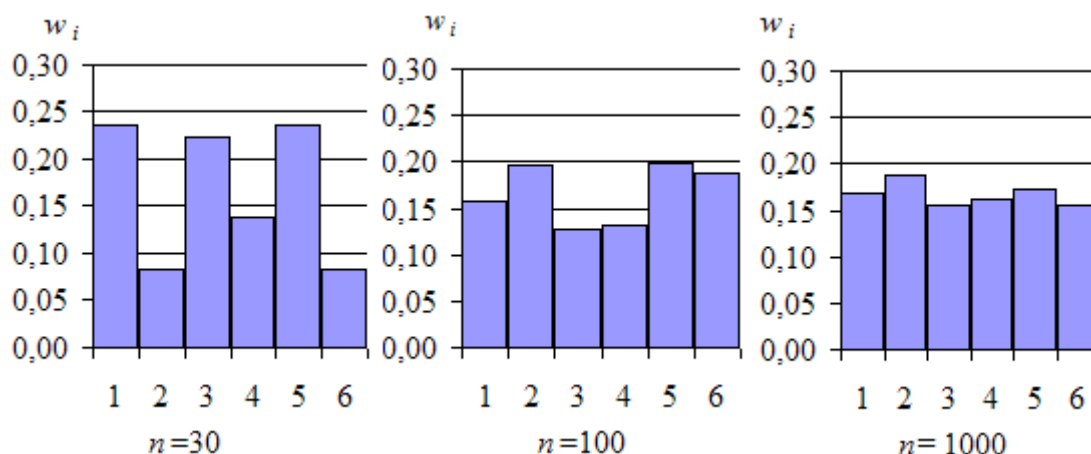


Рисунок 6 – Гістограми вибірок з однаковим значенням критерію Пірсона,  $K_{розр} = 5,0$

Позначимо  $m_i = n \cdot p_i$ ,  $n_i = n \cdot w_i$ , де  $p_i$  та  $w_i$  – відповідно теоретична ймовірність та емпірична відносна частота попадання до  $i$ -того інтервалу,  $n$  – об’єм вибірки. Тоді розрахункове значення критерію можна записати

$$K_{\delta i \zeta \delta} = \sum_{i=1}^k \frac{(m_i - n_i)^2}{m_i} = \sum_{i=1}^k \frac{(n \cdot p_i - n \cdot w_i)^2}{n \cdot p_i} = n \cdot \sum_{i=1}^k \frac{(p_i - w_i)^2}{p_i}.$$

Якщо використано розбиття на інтервали групування з однаковою ймовірністю, то величина  $p_i$  є сталою і дорівнює  $1/k$ , отже

$$K_{\delta i \zeta \delta} = n \cdot p_i \cdot \sum_{i=1}^k \left(1 - \frac{w_i}{p_i}\right)^2 = n \cdot \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \left(1 - \frac{w_i}{p_i}\right)^2 = n \cdot \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \left(\frac{p_i - w_i}{p_i}\right)^2.$$

Вираз після першого множника  $n$  є середнім значенням квадрату відносних відхилень емпіричних відносних частот від теоретичних ймовірностей на відповідному інтервалі. Реальне зменшення цих відхилень при збільшенні об’єму вибірки, яке видно на рис.6, компенсується множенням на об’єм вибірки  $n$ , завдяки чому єдиним параметром при перевірці гіпотези залишається кількість інтервалів групування  $k$ .

**Висновки.** Таким чином, збільшення об’єму вибірки, що є гарантією наближення до значень числових характеристик генеральної сукупності, не є визначальним фактором при перевірці гіпотези про закон розподілу генеральної сукупності, бо кожна окрема вибірка, незалежно від її довжини, виступає як одна випадкова реалізація генеральної сукупності. Практична незалежність значень критерію Пірсона від об’єму вибірки дозволяє використовувати інший підхід для підвищення ефективності результатів перевірки слушності гіпотези про закон розподілу.

Велику за розмірами вибірку рекомендується розбити на кілька менших за розмірами і для кожної з них обчислити значення критерію Пірсона. За знайденими значеннями обчислюється середнє значення критерію  $\bar{K}_{\delta i \zeta \delta}$ . Кожен з доданків має  $\chi^2$  розподіл з  $r$  ступенями вільності. Як відомо [3], їх сума також має розподіл  $\chi^2$ , число ступенів вільності якого дорівнює сумі ступенів вільності доданків. Критичні значення розподілу середнього  $\bar{K}_{\delta i \zeta \delta}$  можна шукати за таблицями критичних точок розподілу з відповідним числом ступенів вільності, якщо результат поділити на кількість доданків.

На рис.7 наведено полігони емпіричних розподілів для вибірки  $n=100$ , а також для середніх з двох та трьох вибірок, кількість інтервалів групування  $k=6$ . У відповідності до теорії математичне сподівання середнього не міняється і дорівнює  $r$ , а диспер-

сія  $\bar{K}_{\delta i \zeta \delta}$  зменшується і складає  $2r/t$  ( $t$  – кількість вибірок для обчислення  $\bar{K}_{\delta i \zeta \delta}$ ). На рис.8 наведено графіки емпіричних критичних ймовірностей для відповідних вибірок.

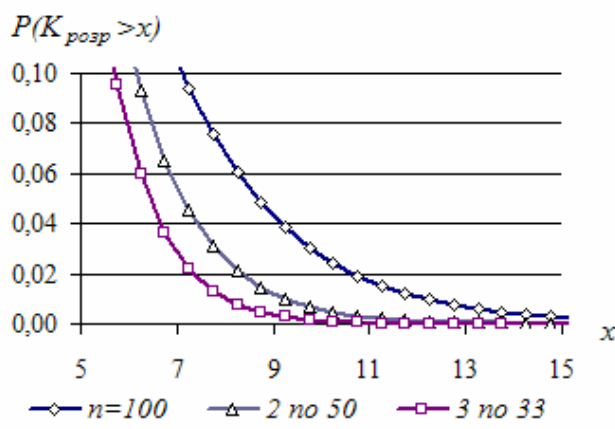
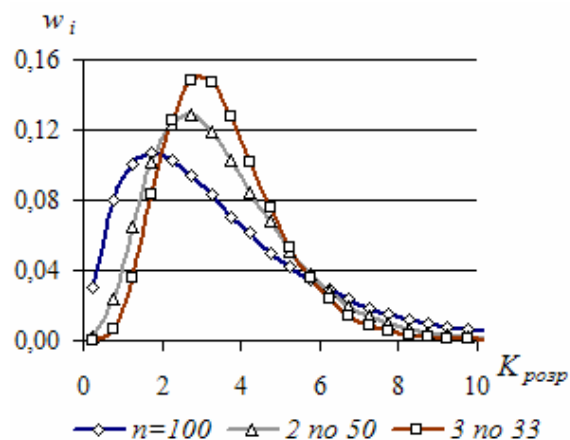


Рисунок 7 – Графіки емпіричних розподілів

Рисунок 8 – Графіки критичних ймовірностей

Як і для окремих значень критерію  $K_{розр}$ , критичні значення для середніх  $\bar{K}_{\delta i \zeta \delta}$  емпіричних дещо вищі від теоретичних. В табл.5 наведено критичні значення критерію Пірсона для емпіричних розподілів, отримані після апроксимації критичних ймовірностей, і теоретичні значення, отримані діленням табличних на кількість доданків.

Таблиця 5 – Значення  $\bar{K}_{\delta \delta \delta \delta}$  для емпіричних і теоретичних розподілів, кількість інтервалів групування  $k=6$

Рівень значущості $\alpha$	$\bar{K}_{\delta \delta \delta \delta}$ – середнє з двох		$\bar{K}_{\delta \delta \delta \delta}$ – середнє з трьох	
	Емпіричний розподіл	Теоретичний $r=6$	Емпіричний розподіл	Теоретичний $r=9$
0,01	9,34	8,41	8,23	7,22
0,02	8,38	7,52	7,47	6,56
0,05	7,10	6,30	6,46	5,64
0,10	6,14	5,32	5,69	4,89

Використання усереднених розрахункових значень критерію  $\bar{K}_{\delta \delta \delta \delta}$  і їх уточнених критичних значень дозволить більш обґрунтовано приймати рішення про відповідність законів розподілу вибіркової сукупності.

#### ЛІТЕРАТУРА

- 1 Жлуктенко В.І. Теорія ймовірностей і математична статистика: навч.-метод. посіб. у 2-х ч. – Ч. II. Математична статистика / В.І.Жлуктенко, С.І.Наконечний, С.С.Савіна – К.: КНЕУ, 2001. – 336с.
2. Айвазян С.А. Прикладная статистика и основы эконометрики / С.А.Айвазян, В.С.Мхитарян. – М.: ЮНИТИ, 1998. – 1022с.
3. Румшицкий Л.З. Элементы теории вероятностей: учебник / Л.З.Румшицкий. – М.: Наука, 1976. – 240с.

Надійшла до редколегії 03.02.2014.

Днепродзержинский государственный технический университет

## МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОИЗВОДСТВЕННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ПРЕДПРИЯТИЯ С ПОМОЩЬЮ КОМПЛЕКСНОЙ ИНФОРМАЦИОННОЙ СИСТЕМЫ

**Введение.** Комплексные информационные системы (КИС) призваны обеспечить эффективность управления производственными процессами различной степени сложности. Неотъемлемой составляющей таких систем является развитый графический интерфейс наряду с современными алгоритмами, методами и технологиями обработки информации. Поэтапная разработка таких систем предполагает создание на первом этапе имитационных моделей, настройка их на конкретные производственные параметры с последующим подключением конкретных технических систем управления уровня SoftLogic (контроллеров, микропроцессоров, первичных приемников и передатчиков информации). Отработка таких систем в имитационном режиме с характеристиками реального процесса позволяет исключить многие проблемы, способные возникнуть в случае непосредственной разработки и адаптации системы в условиях реального производства.

**Постановка задачи.** Выполняется моделирование производственной деятельности предприятия по производству хлеба с помощью комплексной информационной системы, представленной в работе автора «Разработка комплексной информационной системы управления производством MES-уровня».

Первым уровнем является диспетчерское управление технологическим процессом с учетом технологических норм и требований, контроль расходов сырья по цехам и его остатков по складу, поступление готовой продукции, слежение за безопасностью производства и наличием возможных аварийных ситуаций, энергообеспечением производства с фиксацией всех событий в отчете тревог, которые происходят в любой момент времени.

Второй уровень управления предполагает обеспечение производства материально-сырьевыми ресурсами с возможностью закупки в количествах, по ценам, у поставщиков сообразно с решением менеджмента предприятия.

Третий уровень управления включает финансово-экономический анализ деятельности предприятия с учетом доходных и расходных статей, возможность их изменения и получение ожидаемых финансовых результатов деятельности предприятия.

**Результаты работы.** Предприятие выпускает 3 сорта хлеба. Каждый технологический процесс изготовления определенного сорта хлеба имеет свои особенности. Например, процесс производства белого формового хлеба предполагает следующие этапы: 1) в течение суток в первый бак брожения подается 20 кг дрожжей, 440 л очищенной воды, 100 кг муки 1 сорта; 2) готовая закваска (560 кг) и еще 800 л очищенной воды, 30 кг соли, 2000 кг муки 1 сорта попадают в тестомес; 3) замешанное тесто попадает в непрерывно работающую машину для раздела теста (вес одного изделия 0,730 кг); 4) изделие направляется на конвейер и далее – в шкаф для подъема (время пребывания 40 мин.); 5) попадает в печь, где выпекается 45 мин.

Данная технология производства белого формового хлеба позволяет получить 4643 готовых изделий в сутки, весом 0,65 кг каждый.

Технологические нормы подачи сырья для бесперебойной работы предприятия представлены в табл.1.

Таблица 1 – Нормы подачи сырья в тестомес и для закваски по трубопроводам

Наименование сырья	Подача сырья по трубопроводам, г/с						
	Мин.	Макс.	Реком.	Макс.	Реком.	Макс.	Реком.
		Цех 1 (белый формовой хлеб)		Цех 2 (ржаной формовой хлеб)		Цех 3 (батон)	
Мука в.с. (тестомес)	0	-	-	-	-	9,753	3,251
Мука ржан.1с. (тестомес)	0	-	-	7,803	5,2017	-	-
Мука 1с. (тестомес)	0	19,507	13,045	11,704	7,8026	-	-
Соль (тестомес)	0	2,926	1,9505	2,926	1,9505	0,147	0,049
Вода (тестомес)	0	78,03	5,2017	78,03	5,2017	5,072	1,691
Дрожжи (тестомес)	-	-	-	-	-	0,195	0,065
Маргарин (тестомес)	-	-	-	-	-	0,245	0,082
Сахар (тестомес)	-	-	-	-	-	2,93	0,098
Мука 1с. (закваска)	0	9,753	6,502	-	-	-	-
Мука ржан.1. (закваска)	0	-	-	9,753	6,502	-	-
Дрожжи (закваска)	0	1,95	0,13	1,95	0,13	-	-
Вода (закваска)	0	42,914	28,609	42,914	28,609	-	-

*Параметры модели.* Расчет потребляемого сырья и количества изготавливаемого хлеба осуществляется с помощью программ-имитаторов (Техно ST). Количество подаваемого сырья осуществляется по рекомендованным нормам (табл.1), но при условии наличия на складе. Количество изготовленного хлеба рассчитывается только при условии подачи газа на нагревательную печь. В качестве генератора сигнала выбрана пила с интервалами: белый формовой – 18.6 сек., ржаной формовой – 18.6 сек., батон – 27.3 сек., что соответствует реально протекающему процессу.

Модель КИС обеспечивает возможность наблюдения, анализа или влияния на производственный цикл, наличие справочника по технологическим нормам и требованиям эксплуатации, контроль затрат сырья по цехам, в целом по сырьевому складу, поступление готовой продукции. Кроме этого, обеспечивается слежение за энергопотреблением (с возможностью удаленного включения/выключения), безопасностью производства и появлением возможных аварийных ситуаций (рис.1). Объем выпуска дублируется активацией диаграммы «выпуск продукции».

Активные элементы: расходы по цехам, складу, объем готовой продукции, системы энергообеспечения и безопасности, технологическое руководство.

Сырье отпускается со склада (рис.2).



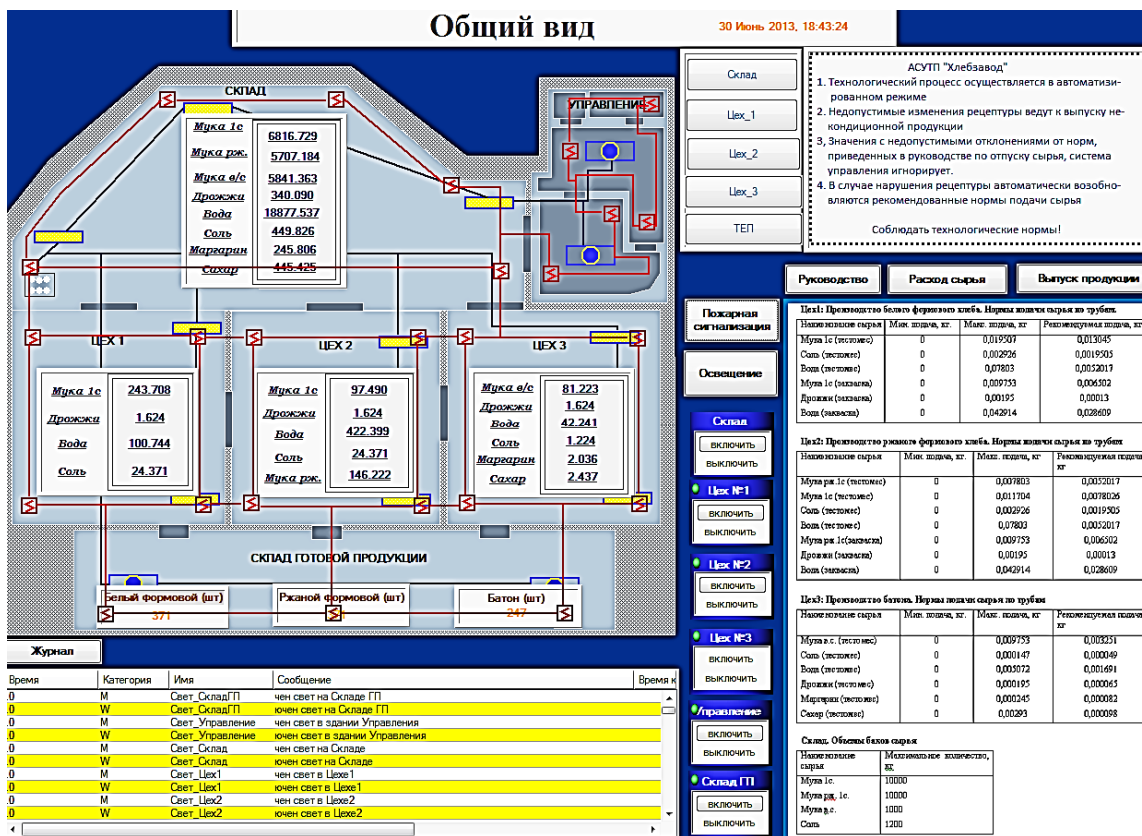


Рисунок 1 – Главный экран системы

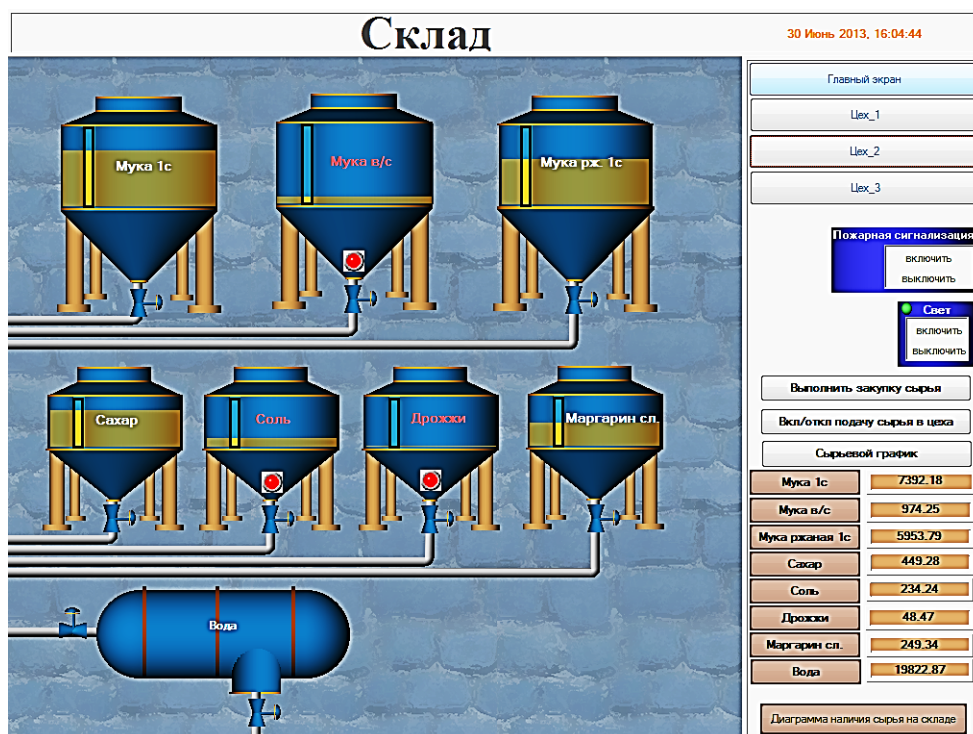
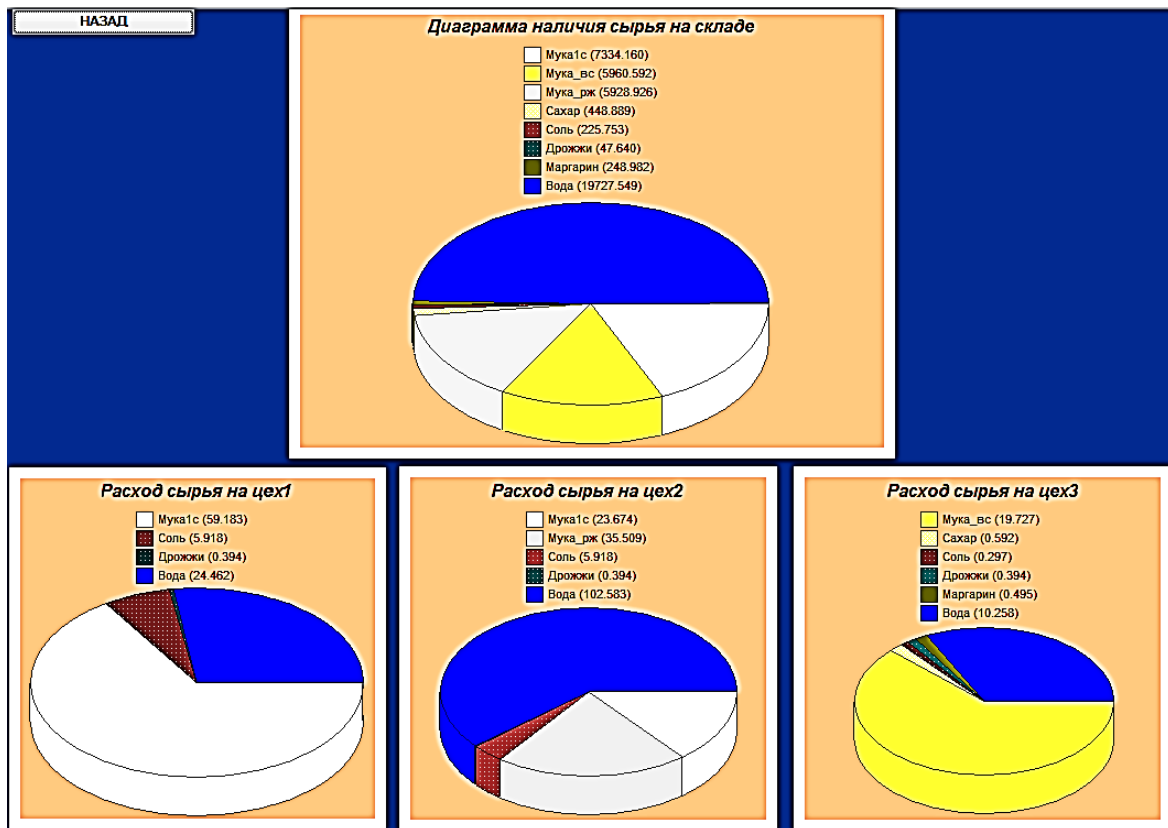


Рисунок 2 – Мнемосхема «Склад»

Контроль количества сырья – уровни на емкостях; с помощью таблицы (динамически отражается остаток с учетом потребления). Дублирование – кнопка «Диаграмма наличия сырья на складе».



При достижении минимального допустимого остатка какого-либо вида сырья система сигнализирует о необходимости пополнения запасов (рис.2, смена цвета надписи с появлением сигнальной индикации). Выполнение закупки и пополнение склада обеспечивает меню «выполнить закупку сырья» с выбором количества, цены и поставщика (рис.3).

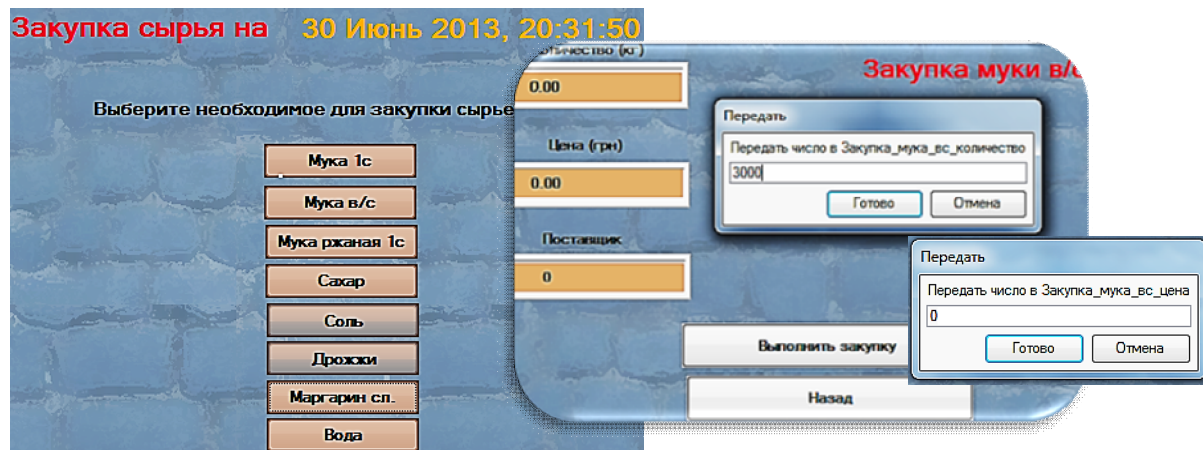


Рисунок 3 – Меню «Закупка сырья»

Управление технологическими процессами осуществляется через мнемосхемы вида (рис.4). Диспетчер имеет возможность изменить или остановить подачу любого сырья в технологическую линию или остановить весь технологический процесс путем выключения подачи газа на печь. Останавливается работа печи, конвейера и распределителя теста.

Ключевое значение для анализа финансово-экономической деятельности имеет меню «Технико-экономические показатели», которое включает основные статьи доходов

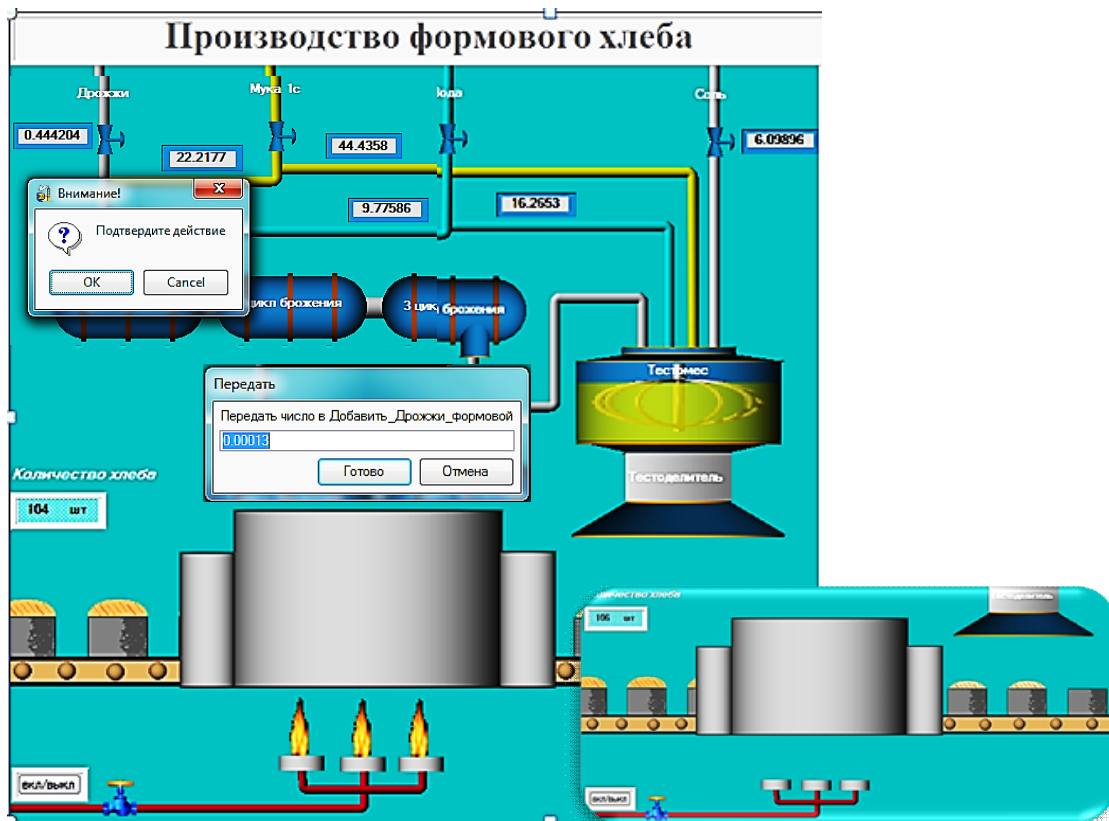


Рисунок 4 – Управление технологическим процессом

и затрат и показывает рентабельность производства (рис.5), позволяет просчитывать изменение финансовой картины при изменении ценовых показателей продукции, а также статей затрат.

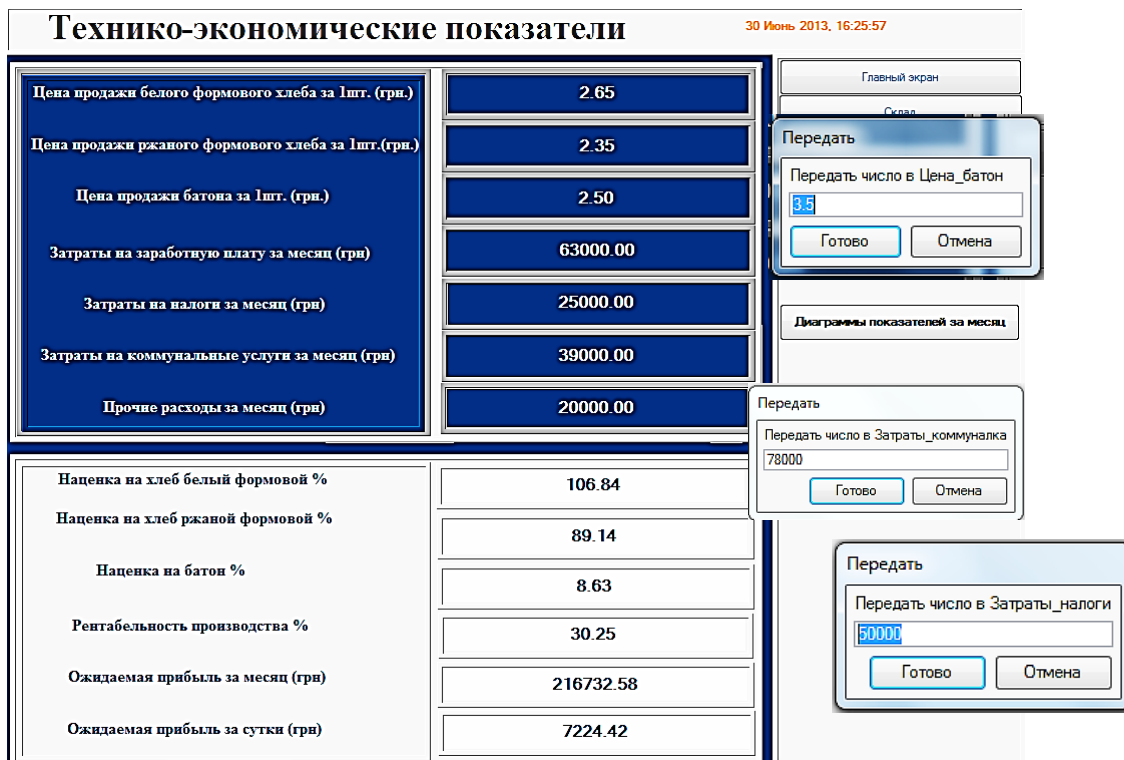


Рисунок 5 – Меню «Технико-экономические показатели»

Расчеты выводятся в итоговую таблицу, а наглядность обеспечивается активацией меню «Диаграмма показателей за месяц» (рис.6).

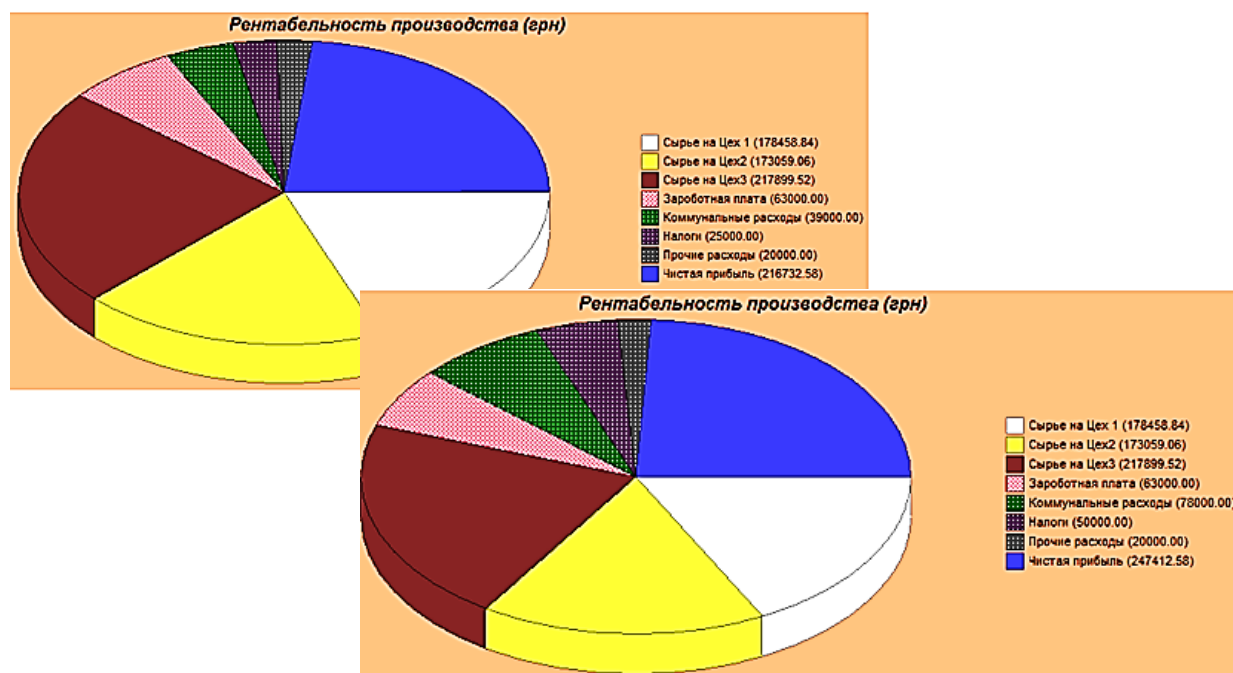


Рисунок 6 – Диаграмма рентабельности до и после изменения финансовых параметров

**Выводы.** Результаты моделирования производственной деятельности предприятия показали хорошую адекватность моделируемых и реальных процессов производства. Правомерность такого подхода подкрепляется комплексным характером рассмотрения всего производственного процесса в целом.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Деменков Н.П. SCADA – системы как инструмент проектирования АСУ ТП: учебное пособие / Деменков Н.П. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э.Баумана, 2004. – 328с.
2. Кузнецов М.М. Автоматизация виробничих процесів / М.М.Кузнецов, Л.І.Волчеквич, Ю.П.Замчалов. – М.: Вища школа, 1978. – 328с.
3. ТРЕЙС МОУД – интегрированная SCADA- и softlogic-система для разработки АСУТП // URL: <http://adastra.ru/ru/tm/tm6/>.
4. Кузнецов А. Genesis for Windows – графическая scada-система для разработки АСУ ТП / Кузнецов А. // Современные технологии автоматизации. – 1997. – №3. – С.37-41.

Поступила в редколлегию 27.12.2013.