

Методика анализа сложной динамики цен на зерновые

В статье разработана модель поведения цен вторичного зернового рынка на примере рынка продовольственной пшеницы. Исследование базируется на информации о периоде относительной стабильности сельского хозяйства 2000–2006 годов. Разработан адаптивный механизм, основанный на принципе совмещения моделей временных рядов, который позволяет делать выводы о дальнейшем развитии ценовой ситуации на рынке с учетом изменяющегося фактора сезонности и особенностей текущего сельскохозяйственного года.

1. Введение

Особенности функционирования мукомольной отрасли (сезонность, материалоемкость, значительные объемы оборотных средств и пр.) предъявляют повышенные требования к принимаемым руководителями решениям, так как в случае неверно выбранной стратегии действий, в том числе и в сфере закупочной логистики, резко падает эффективность производства, что в условиях жесткой внутриотраслевой конкуренции крайне отрицательно влияет на рыночное положение предприятия. Выход же из кризисного положения — длительный и трудоемкий процесс, который может растянуться на годы.

По результатам исследований в настоящее время на зерноперерабатывающих предприятиях практически полностью отсутствует инструментарий средне- и долгосрочного планирования и прогнозирования процессов, происходящих на сырьевом (зерновом) рынке. В большинстве случаев вместо планирования и прогнозирования имеет место лишь запоздалая реакция на произошедшие изменения в конъюнктуре, а видение того, как будут развиваться события в перспективе, целиком зависит от интуиции и опыта руководства. Подтверждением тому является весенне-летний период прошлого года, когда вследствие дефицита зерновых в Московском регионе произошла остановка части зерноперерабатывающих предприятий, а также значительный рост цен на всю цепочку хлебопродуктов. Прогнозы же аналитических агентств заключаются в сравнительном анализе отдельно взятых факторов текущего года со значениями этих же факторов прошлого года (или среднегодовыми), и на основании их изменений строится предположение о дальнейшем росте или падении цен.

Позиция автора, положенная в основу методики, заключается в том, что цены на зерновые ресурсы формируются под одновременным воздействием набора определенных факторов, и для их выявления необходимо углубленно исследовать исходную ценовую динамику.

Ряд аналитических работ позволили автору сформулировать следующие особенности формирования и использования зерновых запасов на мукомольных предприятиях Москов-

ской области, оказывающие свое влияние на выбор модели, наиболее полно характеризующей данный сегмент рынка:

- Во-первых, регион располагается на территории рискованного земледелия, что обуславливает низкую самообеспеченность по производству продовольственного зерна, продуктам его переработки и сильную зависимость от поставок зерна из других регионов.
- Во-вторых, удаленность от основных зернопроизводящих областей усиливает воздействие сезонного фактора (вследствие воздействия посреднических организаций) при формировании конечной цены на зерно на вторичном рынке у областного переработчика. На этом основании был сделан вывод, что в современных условиях на территории центрально-европейской части страны присутствует сезонное колебание цен, выраженное более отчетливо, чем в других, особенно зернопроизводящих регионах.
- В-третьих, в последние годы наметилась тенденция к сокращению диспаритета цен на реализуемое сельхозпроизводителями зерно и покупаемые материально-технические ресурсы (сельскохозяйственная техника, ГСМ, удобрения и пр.), и для отражения этих, а также инфляционных процессов необходимо индексировать ценовой ряд.

Однако данные по фактической динамике цен на пшеницу, приведенные в табл. 1 и на рис. 1 (по материалам Минсельхоза РФ и агентства «Икар»¹), невозможно охарактеризовать простым наложением сезонной составляющей на тренд, поэтому можно предположить, что в данном сегменте экономики также имеют место и другие факторы ценообразования, оказывающие значительное влияние на общий временной ряд.

Таблица 1

Динамика цен вторичной продажи пшеницы продовольственной в Московском регионе за период 2000–2006 гг., руб./т

Месяц	Годы						
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Январь	3800	3300	3000	2250	5720	4400	2930
Февраль	3870	3650	3020	2400	6200	4200	3480
Март	3850	4000	3050	2700	6600	4120	3820
Апрель	3850	4120	2900	3600	6520	4020	4260
Май	3780	4200	2820	4180	6400	3750	4050
Июнь	3720	4180	2600	4150	5800	3690	3930
Июль	3600	3160	2350	4100	4700	3600	3960
Август	3220	2800	2100	4030	4600	2900	4230
Сентябрь	2810	2830	2000	4300	4300	2970	4040
Октябрь	3030	2850	2050	4800	5000	3080	4210
Ноябрь	3100	2910	2080	5020	4960	3120	4420
Декабрь	3180	2980	2170	5620	4580	3080	4560

¹ www.mcx.ru, www.ikar.ru

Автором было выявлено, что ни одна модель описания временных рядов в чистом виде не способна дать приемлемо точное и экономически обоснованное толкование происходящих процессов, поэтому, опираясь на модификации и совмещение различных моделей, был предложен адекватный механизм, учитывающий как генеральные тенденции развития, так и особенности конкретного сельскохозяйственного года.

2. Исследование и разделение ценового ряда с помощью модели Уинтерса

За основу построения модели ценообразования была взята, в дальнейшем доработанная, модель экспоненциального сглаживания с мультипликативной сезонностью Уинтерса [Тихонов (2006)]. Выбор объясняется тем, что в процессе исследования было выяснено, что модельные значения дают в нашем случае наименьшее остаточное среднеквадратическое отклонение от первоначального ряда x_t среди всех других сезонных моделей.

Модель имеет следующий математический вид:

$$\hat{a}_{1,t} = \alpha_1 \frac{x_t}{\hat{f}_{t-l}} + (1-\alpha_1)(\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1}), \tag{1}$$

$$\hat{f}_t = \alpha_2 \frac{x_t}{\hat{a}_{1,t}} + (1-\alpha_2)\hat{f}_{t-1}, \tag{2}$$

$$\hat{a}_{2,t} = \alpha_3(\hat{a}_{1,t} - \hat{a}_{1,t-1}) + (1-\alpha_3)\hat{a}_{2,t-1}, \tag{3}$$

$$\hat{x}_t = (\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1})\hat{f}_{t-1}, \tag{4}$$

где x_t — исходный временной ряд $t = 1, 2, \dots, n$;

$\hat{a}_{1,t}$ — параметр характеризующий тенденцию развития процесса, т. е. средние значения уровня исследуемого временного ряда x_t в момент t ;

$\hat{a}_{2,t}$ — прирост среднего уровня ряда от момента $(t - 1)$ к моменту t ;

\hat{f}_t — коэффициент сезонности для момента t ;

l — число фаз в полном цикле (в нашем случае $l = 12$);

\hat{x}_t — расчетное значение временного ряда, определяемое для момента времени t .

Определим начальные условия:

$\hat{a}_{1,0}$ и $\hat{a}_{2,0}$ являются коэффициентами линейного тренда x'_t , построенного по первоначальному временному ряду x_t :

$$x'_t = 3153,8 + 15,012t, \tag{5}$$

$$\hat{a}_{1,0} = 3153,8; \hat{a}_{2,0} = 15,012.$$

Мультипликативные коэффициенты сезонности нулевого цикла $\hat{f}_{v(t),0}$ определяются как среднее арифметическое индексов сезонности x_t/x'_t для v_t фазы цикла.

Одной из особенностей модели является наличие 3-х адаптационных коэффициентов, которые в литературных источниках предлагается найти методом подбора. Целевой функцией для подбора является минимизация среднеквадратического отклонения ($\sigma_{\text{ост}}$) фактического временного ряда от модельных значений. Полученные искомые параметры составили $\alpha_1 = 0,65$, $\alpha_2 = 0,05$, $\alpha_3 = 0,25$ при $\min(\sigma_{\text{ост}}) = 370,59$.

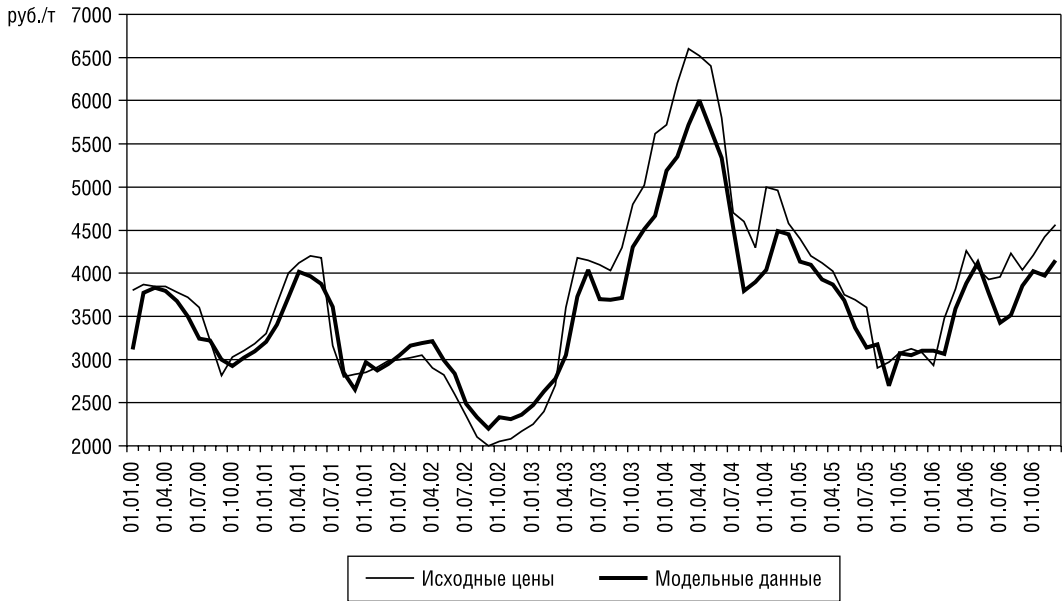


Рис. 1. Динамика цен вторичной реализации пшеницы 3 класса

Таким образом, при найденных оптимальных значениях адаптационных коэффициентов для формулы (2) можно сделать вывод, что колебание коэффициентов сезонности в различные годы не превышает 5%.

По результатам просчета модели можно построить временной ряд (рис. 1), а также, опираясь на ее механизм, представить перспективный прогноз цен на 2007 г. (рис. 2). Однако как видно из данного построения, точность прогноза модели Уинтерса неприемлемо низкая, поэтому следующим шагом при разработке аналитической модели является разложение полученного временного ряда на его составляющие с целью детального анализа каждой из них.

Классические статистические методы исследования исходят из предположения о том, что временной ряд можно представить в виде функции от компонент, отражающих закономерность и случайность развития. В нашем случае формула примет вид:

$$x_t = \hat{x}_t + I_t = x'_t \times \hat{f}_{t-12} \times C_t + I_t, \tag{6}$$

где C_t — составляющая отклонения ряда $x(t)$ для момента t ;

I_t — случайная составляющая.

Трендовая составляющая x'_t — представляет собой устойчивую закономерность, наблюдаемую в течение длительного периода времени и имеющую определенную смысловую значимость. Применительно к вторичному зерновому рынку тренд носит линейный характер и находит свое отражение через протекающие инфляционные процессы, в частности в связи с ростом цен на потребляемые АПК материальные ресурсы. Из-за того, что данная компонента приводит к неравным уровням данных за различные годы, она должна быть выделена из исследуемого ряда.

Сезонная составляющая \hat{f}_t — связана с наличием факторов, действующих с заранее известной периодичностью. Это регулярные колебания, которые носят периодический или

близкий к нему характер, и в нашем случае вызваны сельскохозяйственным происхождением сырья и влиянием посреднических структур. Данная компонента имеет незначительный плавающий характер, который и воссоздается моделью Уинтерса.

Составляющая отклонения $C(t)$ представляет собой ряд относительных подъемов и спады, вызываемые влиянием различных факторов (погодные условия, экспорт/импорт и пр.) на конъюнктуру вторичного зернового рынка.

Воздействие компоненты проявляется в том, что использование чистого математического механизма экспоненциального сглаживания не позволяет достичь приемлемо точного составления прогноза, поэтому очень важно построить модель ценообразования, адекватно учитывающую влияние этих факторов.

Учитывая важность и непредсказуемость этой составляющей, особого места требует углубленный анализ, необходимый как для описания протекающих процессов, так и при прогнозировании перспективных периодов (с помощью регрессионной модели). По результатам ретроспективного анализа динамики цен на пшеницу моделью Уинтерса, появляется возможность отражения компоненты в виде:

$$C_t = \frac{(\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1})}{x'_t}. \quad (7)$$

Случайная составляющая ряда отражает воздействие многочисленных факторов случайного характера и отличается невозможностью расчета ее прогнозных значений на перспективу:

$$I_t = x_t - \hat{x}_t. \quad (8)$$

Критерием правильности модели служит то, что полученный ряд $I(t)$ действительно есть случайный ряд, а это его свойство можно проверить, опираясь на критерий, основанный на поворотных точках [Бережная, Бережной (2006)]. Значение случайной переменной I_t считается поворотной точкой, если оно одновременно больше (меньше) соседних элементов I_{t-1}, I_{t+1} . Ряд остатков считается случайным, если выполняется неравенство (9).

$$p > \left[\frac{2(n-2)}{3} - 1,96 \sqrt{\frac{16n-29}{90}} \right], \quad (9)$$

где p — фактическое количество поворотных точек в полученном с помощью модели случайном ряду ($p = 56$);

n — количество наблюдений ($n = 84$);

1,96 — двусторонняя квантиль нормального распределения при уровне вероятности 0,95.

Проведя вычисления, получим:

$$56 > 47$$

Неравенство верно, следовательно, ряд остатков $I(t)$ является недетерминированным и не подлежит дальнейшей обработке.

3. Построение регрессионных моделей зернового рынка

После выбора факторов, влияющих на ценообразование на рынке зерновых, можно построить корреляционно-регрессионную модель в виде:

$$C_i = a_0 + a_1 z_{1,i} + a_2 z_{2,i} + \dots + a_m z_{m,i} + D_j + \varepsilon_i, \quad (10)$$

где C_i — искомая функция регрессии (компонента), определяемая из (7);

z_1, z_2, \dots, z_m — набор управляющих факторов модели;

a_1, a_2, \dots, a_m — коэффициенты регрессии;

D_j — фиктивная переменная для j -того месяца;

m — число факторов,

i — номер месяца.

Априорное исследование рынка зерна, его взаимосвязей, внутригодовых изменений конъюнктуры и отбор ценообразующих факторов был произведен на основании источника [Алтухов (2000)], а также специализированных сельскохозяйственных порталов² за период с 2000 по 2006 год ($i \in [1, 84]$). По результатам исследования автором были выделены следующие управляющие факторы зернового рынка:

z_1 — валовой сбор урожая пшеницы в бункерном весе предыдущего с/х года, млн т;

z_2 — расчетный уровень значения компоненты $C(t)$ в сентябре, календарном пике первичных продаж пшеницы;

z_3 — коэффициент влияния мировых цен

$$z_3 = \frac{WP - T_{\text{январь}}}{T_{\text{январь}}}, \quad (11)$$

где WP — уровень мировой цены на пшеницу по фьючерсным контрактам на январь;

z_4 — прогнозируемое экспортно-импортное сальдо пшеницы, включая объемы планируемых закупочных интервенций, млн т;

z_5 — посевные площади под озимые зерновые, млн га;

z_6 — переходящие на начало календарного года запасы пшеницы согласно зерновому балансу, млн т;

z_7 — экспертная оценка зимних метеоусловий;

z_8 — яровые посевные площади под пшеницу, с учетом пересева погибших озимых, млн га;

z_9 — прогнозируемые Гидрометцентром летние погодные условия;

z_{10} — переходящие остатки пшеницы на 01 июля в сельскохозяйственных и заготовительных организациях, млн т;

z_{11} — фактический урожай озимой пшеницы текущего с/х года, млн т.

Фактор внутреннего потребления зерновых не был включен в разрабатываемую модель, поскольку его значение за последние годы являлось относительно стабильным, а поэтому не представляется возможным оценить его влияние.

Следует заметить, что не все представленные в уравнении факторы воздействуют одновременно в течение какого-либо месяца внутри года. Выявленные в ходе исследования календарные периоды воздействия каждого из них отражены в табл. 2.

В ходе исследования было установлено, что оптимальной точкой построения прогноза цен следует считать октябрь, так как именно в этом месяце становятся известны результаты предыдущего с/х года, необходимые для создания достоверной модели. Прогнозный же период начинается с ноября и, тем самым, оказывается несколько сдвинут относительно календарного года.

² www.idk.ru, www.zol.ru, www.lovecon.ru, www.apk-inform.ru.

Таблица 2

Календарное время воздействия ценообразующих факторов зернового рынка

Фактор зернового рынка	Ноябрь	Декабрь	Январь	Февраль	Март	Апрель	Май	Июнь	Июль	Август	Сентябрь	Октябрь
Z ₁												
Z ₂												
Z ₃												
Z ₄												
Z ₅												
Z ₆												
Z ₇												
Z ₈												
Z ₉												
Z ₁₀												
Z ₁₁												

Д.В. Бодриков

Расчет проводился на основании значений факторов за период 2000–2006 годов согласно [Росстат (2007)] .

При определении набора факторов была проведена их проверка на мультиколлинеарность для всего набора [Айвазян (2001)]. Результаты проверки показали, что коэффициент мультиколлинеарности для всех факторов z не превышает предельно допустимого значения 0,7.

Расчет регрессионной модели проводился с использованием статистического приложения SPSS методом последовательного исключения управляющих переменных. Результаты были сведены в табл. 3 и соотношение (12).

Таблица 3

Расчетные параметры уравнения регрессии

Model		Coefficients(a)			
		Unstandardized Coefficients		t	Sig.
		B	Std. Error		
12	(Constant)	1,246	0,052	23,835	0,000
	D_fevral	0,130	0,059	2,207	0,027
	D_aprel	0,310	0,090	3,428	0,001
	D_may	0,310	0,090	3,421	0,001
	D_ijun	0,467	0,098	4,741	0,000
	z1_urojaj	-0,014	0,002	-7,257	0,000
	z2_minC	0,329	0,085	3,881	0,000
	z3_vneshceny	0,378	0,142	2,662	0,123
	z5_Ozimpos	-0,014	0,005	-2,927	0,153
	z6_perost	-0,024	0,004	-5,851	0,000
	z9_letpog	-0,043	0,019	-2,331	0,023
	z10_perostCX	-0,038	0,010	-3,912	0,000

Уравнение модели можно записать как:

$$\hat{C} = 1,246 - 0,13Z_1 + 0,329Z_2 + 0,378Z_3 - 0,014Z_5 - 0,024Z_6 - 0,043Z_9 - 0,038Z_{10} + 0,183D_{\text{февраль}} + 0,708D_{\text{апрель}} + 1,080D_{\text{май}} + 1,070D_{\text{июнь}} \quad (12)$$

Значение F -критерия составило 16,613, что удовлетворяет требованию превышения над табличным (для наших условий $F_T=2,06$). R^2 модели составил 0,766, но улучшение данного показателя с помощью добавления регрессоров приводит к резкому снижению значимости последних.

Далее, проверим прогностические свойства модели на примере 2007 г. Для этого факторы прогнозируемого года подставим в разработанную модель регрессии, получая при этом расчетный ряд компоненты отклонения $\hat{C}(t)$. А затем мы формируем расчетный ценовой ряд $\hat{x}^*(t)$ по формуле:

$$\hat{x}_t^* = x_t' \times \hat{f}_{t-12} \times \hat{C}_t \quad (15)$$

Результаты подстановки в модель данных по прогнозируемому 2007 году отобразим на рис. 2 и в табл. 4.

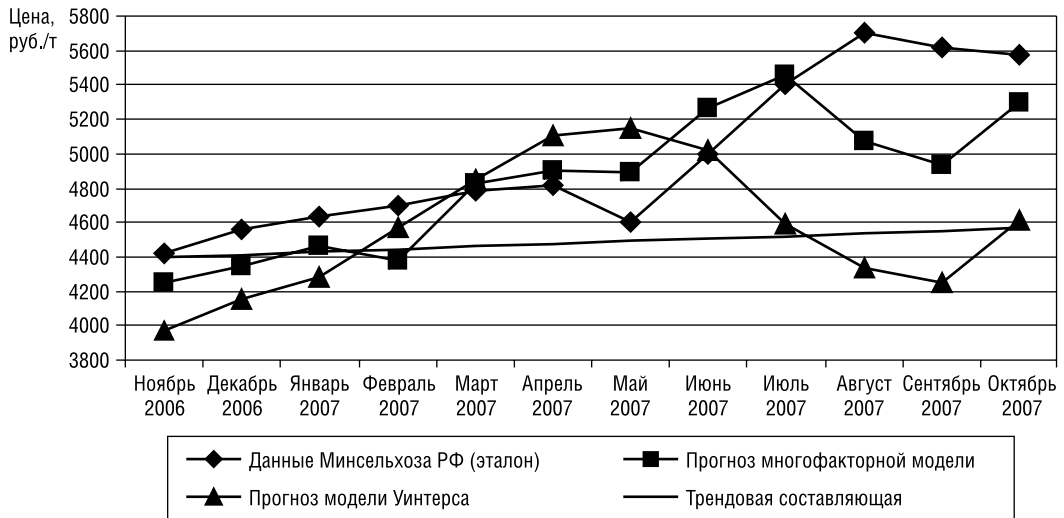


Рис. 2. Прогнозы цен на пшеницу 3 класса на 2007 год

Глядя на рис. 2, можно сделать следующие выводы: в начале прогнозного периода (декабрь-март) графики обеих моделей имели схожую динамику повышения цен относительно тренда. Но с середины прогнозного периода вследствие своего чисто математического происхождения модель Уинтерса показывает заведомо ложные результаты, не учитывая особенности конъюнктуры конкретного года. Разработанная же многофакторная модель имеет динамику весьма схожую с фактической (эталонной). Более того, удалось смоделировать несвойственное для данного рынка повышение цен в середине года, связанное с низкими переходящими запасами на новый сельскохозяйственный год и засухой, которая прогнозировалась на большей части территории РФ.

Результаты расчетов прогнозных значений цен на пшеницу в 2007 году

Год	Месяц	Прогноз модели Уинтерса руб./т	Результаты расчета многофакторной модели				Данные Минсельхоза РФ, руб./т
			$\hat{C}(t)$	\hat{f}_{t-12}	x_t	Прогноз руб./т	
2006	Ноябрь	3971	1,015	0,951	4400	4249	4420
	Декабрь	4416	1,015	0,970	4415	4344	4560
2007	Январь	4551	1,015	0,992	4430	4462	4630
	Февраль	4854	0,943	1,043	4445	4374	4700
	Март	5145	0,992	1,090	4460	4825	4780
	Апрель	5416	0,969	1,130	4475	4902	4820
	Май	5461	0,969	1,124	4490	4890	4600
	Июнь	5314	1,084	1,079	4505	5269	5000
	Июль	4875	1,240	0,973	4520	5455	5400
	Август	4598	1,237	0,905	4535	5076	5700
	Сентябрь	4519	1,237	0,876	4550	4931	5620
	Октябрь	4902	1,237	0,938	4565	5295	5580
MAPE		11,43%				4,81%	

Для сравнения точности прогноза моделей мы использовали показатель средней абсолютной процентной ошибки (MAPE). Согласно показателю, отклонение рассчитанного нами ряда от первоначального ценового составило 4,81%, в то время как модель Уинтерса показала ошибку в 11,43%, что является превышением 10%-ного порога точности среднесрочного экономического прогноза.

4. Заключение

Зерновой рынок представляет собой динамичную, изменяющуюся год от года систему. Подобная нестабильность, вызванная сельскохозяйственным происхождением зерновых ресурсов, находит свое отражение в значительных ценовых колебаниях. Исследования показали, что наилучшей для описания ценового ряда является модель экспоненциального сглаживания с мультипликативной сезонностью Уинтерса. Этот факт объясняется тем, что по своему смысловому значению модель близка к данному рынку. Как в модели при построении расчетных значений наибольший вес имеют именно последние наблюдения, так и на исследуемом рынке ценообразование происходит под влиянием условий текущего года, и лишь отчасти — предыдущего.

Но вследствие своего чисто математического происхождения модель Уинтерса способна лишь на описательный процесс. Механизм прогнозирования оказался не в состоянии справиться с имеющейся нестабильной динамикой. Поэтому ценовой ряд был разделен на компоненты, включающие $C(t)$ превышения текущего уровня цен над трендом. В свою очередь, компонента $C(t)$ была представлена нами как зависимая переменная от набора ценообразующих факторов, состав и сила которых меняются внутри года из-за особенностей сельскохозяйственного года и перерабатывающих отраслей.

Предлагаемая автором методика может иметь широкое поле применения и представляет практический интерес для всех участников зернового и хлебопродуктового рынков, стремящихся к грамотному использованию финансовых средств и минимизации оборотного капитала, вложенного в зерновые запасы.

Список литературы

Айвазян С. А., Мхитарян В. С. Прикладная статистика в задачах и упражнениях: учебник для ВУЗов. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001.

Алтухов А. И. Зерновой рынок на рубеже веков. М. ВНИИЭСХ, 2000.

Бережная Е.В., Бережной В. И. Математические методы моделирования экономических систем. М.: Финансы и статистика, 2006.

Росстат. Основные показатели сельского хозяйства в России. М. Статистика России, 2007.

Тихонов Э. Е. Методы прогнозирования в условиях рынка. Невинномысск, 2006.