

## Эконометрическое моделирование цен зерна пшеницы на рынке США

Н.М. Светлов

*Для исследования влияния финансовых факторов на цену пшеницы в США использована эконометрическая модель с эндогенной классификацией лет по насыщенности рынка спекулятивным капиталом. Параметры модели оценены с использованием метода максимальной энтропии (GME). Модель подтверждает гипотезы о существенном влиянии финансовых переменных на ценообразование на рынке пшеницы и о противоположной направленности этого влияния в условиях дефицита и избытка спекулятивного капитала.*

*For the purpose of studying influence of financial factors on wheat price in the market of USA an econometric model is applied that endogenously classify years with regard to saturation of the market with arbitrage capital. Parameters of the model are estimated by means of generalized maximum entropy method (GME). The model supports the hypotheses about substantial influence of financial variables on price setting in the wheat market and about opposite direction of this influence in presence of either shortage or saturation of the arbitrage capital.*

**Ключевые слова:** эконометрическое моделирование, цена, рынок пшеницы, США, метод максимальной энтропии, спекулятивный капитал.

### 1. Введение

Резкий рост мировых цен на зерно в 2006...2008 г., совпавший со столь же стремительным ростом цен на энергоносители в отсутствие сколько-нибудь заметных колебаний спроса и предложения, заставляет задуматься над влиянием процессов, происходящих в финансовой сфере, на сигнальную систему аграрных рынков, образуемую рыночными ценами. Движение потоков капитала на глобальных финансовых рынках способно привести к чрезмерному росту цен биржевых товаров, в том числе зерна. При таких обстоятельствах функция цен, состоящая в регулировании эффективности применяемых технологий, может оказаться заблокированной: производители биржевых товаров теряют заинтересованность в повышении эффективности производства и в научно-техническом прогрессе.

Ковалёв [3] выделяет три основных фактора ценообразования на мировом рынке зерна:

- ♦ появление новых крупных экспортёров на месте распавшегося СССР (действует в направлении снижения цен);
- ♦ растущее производство биотоплива (действует в противоположном направлении);
- ♦ рост спроса на зерно со стороны Китая (также содействует росту цен).

Статья Ковалёва не содержит количественных оценок действия данных факторов и оставляет открытым вопрос, достаточны ли они для объяснения динамики цен.

Зависимость от финансовых факторов присуща не только зарубежным, но и российскому рынку зерна. В статье [2], посвящённой прогнозированию цены производителей на российском рынке пшеницы на период с сентября 2007 по сентябрь 2009 гг., выявлена причинно-следственная цепочка существенных факторов ценообразования: ситуация в топливно-энергетическом комплексе влияет на состояние финансового сектора, которое, в свою очередь, воздействует на аграрно-промышленный комплекс.

Можно ожидать, что с течением времени связь между финансовым сектором и процессами на рынке зерна в России будет возрастать: А. Алтухов в [1] указывает в числе резервов повышения конкурентоспособности российских производителей зерна развитие биржевой торговли и внедрение системы торговли складскими свидетельствами.

В долгосрочном периоде динамика запасов зерна не оказывает существенного влияния на цены. Так, по данным Департамента сельского хозяйства США (USDA) [11], с 2006 по 2007 г. среднегодовая цена пшеницы на исследуемом рынке возросла на 55,4%, в то время как существенных изменений среднегодового уровня товарных запасов не произошло. Вместе с тем эконометрические модели, учитывающие спекулятивные факторы (в предположении, что характер их действия не меняется в течение исследуемого периода),

объясняют слишком малую долю вариации цены и потому не получают отражения в научной литературе. Как следствие, в настоящее время отсутствует модель, которая с достаточной степенью точности объясняла бы колебания среднегодовых цен на зерно на наиболее крупных рынках.

Как показало исследование [5], рынок одного из важнейших биржевых товаров – нефти в течение последнего тридцатилетия функционировал в двух качественно различных режимах, в которых реакция цен на одни и те же факторы оказывалась противоположной. Это явление объясняется различием источников формирования спекулятивного капитала:

- ♦ если финансовые спекуляции отвлекают оборотный капитал с рынка биржевой торговли, то факторы, создающие стимулы для спекулянтов, содействуют *снижению* цен биржевых товаров (далее мы будем говорить об этой ситуации как о *дефиците спекулятивного капитала*);
- ♦ если, наоборот, инструментом финансовых спекуляций становятся обязательства, связанные с биржевыми товарами, то рост спекуляций сопряжён с *ростом* биржевых цен (*избыток спекулятивного капитала*).

В связи с вышесказанным исследование факторов, определяющих уровень цен на зерно на крупнейших зарубежных рынках, сохраняет актуальность. Во-первых, его результаты интересуют российских производителей и экспортёров зерна, для которых процессы на зарубежных рынках должны быть прозрачными и предсказуемыми. Во-вторых, вследствие постепенной институциональной эволюции национального рынка зерна главные факторы, определяющие цены за рубежом сегодня, завтра могут стать определяющими и в нашей стране, влияя на её продовольственную безопасность и требуя к себе внимания при совершенствовании аграрной политики.

В данном исследовании проверяются две гипотезы:

- 1) факторы, определяющие масштаб финансовых спекуляций, оказывают доминирующее влияние на уровень цен пшеницы в США;

- 2) режим функционирования финансового рынка, характеризующийся дефицитом либо избытком спекулятивного капитала, существенно влияет на ценообразование на исследуемом рынке.

## 2. Эконометрическая модель и данные

Для проверки первой гипотезы можно использовать некоторую эмпирическую спецификацию соотношения  $p_{t+1} = f(\mathbf{z}_t)$ , где  $p_{t+1}$  – среднегодовая цена пшеницы на североамериканском рынке в году  $t+1$ ,  $\mathbf{z}_t$  – вектор среднегодовых уровней факторов, влияющих на масштабы финансовых спекуляций, в году  $t$ . В данном исследовании исходя из минимизации числа степеней свободы и результатов предварительных оценок по линейной и степенной спецификациям функции  $f(\mathbf{z}_t)$  был сделан выбор в пользу последней.

Проверка второй гипотезы требует отражения в эконометрической модели дефицита либо избытка спекулятивного капитала. Для этого в ней предусмотрена классификация моментов времени (лет) по признаку состояния финансового рынка. Это достигается использованием *двух разных* соотношений, ставящих цену в зависимость от факторов. На ряд параметров каждого из соотношений накладываются взаимоисключающие условия. В целом эконометрическая модель имеет вид

$$\begin{aligned} \ln(f_1(\mathbf{z}_t)) &= a_{10} + \mathbf{a}_{11} \ln(\mathbf{z}_{1t}) + \mathbf{a}_{12} \ln(\mathbf{z}_{2t}) + \mathbf{a}_{13} \ln(\mathbf{z}_{3t}); \\ \ln(f_2(\mathbf{z}_t)) &= a_{20} + \mathbf{a}_{21} \ln(\mathbf{z}_{1t}) + \mathbf{a}_{22} \ln(\mathbf{z}_{2t}) + \mathbf{a}_{23} \ln(\mathbf{z}_{3t}); \\ \varepsilon_{1t} &= \ln(p_{t+1}) - \ln(f_1(\mathbf{z}_t)); \varepsilon_{2t} = \ln(p_{t+1}) - \ln(f_2(\mathbf{z}_t)); \\ f(\mathbf{z}_t) &= \begin{cases} f_1(\mathbf{z}_t), & \text{если } |\varepsilon_{1t}| < |\varepsilon_{2t}|; \\ \text{иначе } f_2(\mathbf{z}_t), \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

где

$$\mathbf{a}_{12} \leq \mathbf{0}, \mathbf{a}_{22} \geq \mathbf{0}, \mathbf{a}_{13} \geq \mathbf{0}; \mathbf{a}_{23} \leq \mathbf{0}, \quad (2)$$

а также произвольные  $\mathbf{a}_{11}$  и  $\mathbf{a}_{21}$  – оцениваемые параметры при переменных

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{z}_{1t} | \mathbf{z}_{2t} | \mathbf{z}_{3t}, \quad (3)$$

$a_{10}$  и  $a_{20}$  – свободные параметры.

Влияние группы факторов  $z_{1t}$  на цену биржевого товара не зависит от состояния финансового рынка; факторы  $z_{2t}$ , как ожидается, влияют на цену биржевого товара положительно в случае дефицита спекулятивного капитала и отрицательно при его избытке; факторы  $z_{3t}$  – наоборот.

В нашем распоряжении имеются следующие данные за период 1977...2007 гг.:

$p_t$  – среднегодовая цена производителей пшеницы в США, долл./т;

$z_{1t}$  – годовой валовой мировой продукт, трлн. долл.;

$z_{2t}$  – годовой прирост валового мирового продукта, %;

$z_{3t}$  – среднегодовая процентная ставка мирового денежного рынка;

$z_{4t}$  – стоимость специальных прав заимствования (СПЗ) Международного валютного фонда на конец года, долл.;

$z_{5t}$  – прямые инвестиции США за рубеж на конец года, млрд. долл.;

$z_{6t}$  – прямые иностранные инвестиции в экономику США на конец года, млрд. долл.;

$z_{7t}$  – портфельные активы США на конец года, млрд. долл.;

$z_{8t}$  – портфельные обязательства США на конец года, млрд. долл.

Переменная  $p_t$  сформирована на основе следующих данных: за 1977...2003 гг. – база данных FAOSTAT [6], в которой представлены данные официальной международной статистики ФАО; за 2004...2007 гг. – данные [11], публикуемые USDA<sup>1</sup>. Данные об остальных переменных получены из источников [8-10, 13-16].

Вектор  $z_t$  образуют переменные  $z_{1t}$ ,  $z_{2t}$  и  $z_{4t}$ , направленность влияния которых на эндогенную переменную не регламентируется. При этом ожидается,

<sup>1</sup> Данные о ценах производителей пшеницы в США, представленные в этих двух источниках, несколько расходятся, однако расхождение, как показали тесты с использованием данных 1996...2003 г. из обоих источников, не оказывает существенного влияния на результаты оценивания параметров модели. Данные ФАО доступны за период до 2003 г. включительно; данные USDA – за период 1996...2007 гг.

ся, что оценки параметров при  $z_{1t}$  и  $z_{2t}$ , в случае их существенного отличия от нуля, должны быть положительными. Оценка параметра при переменной  $z_{4t}$  должна быть положительной в случае дефицита спекулятивного капитала. При его избытке знак параметра не определен, но его оценка должна быть меньше, чем в случае дефицита. В самом деле, рост курса СПЗ, сопровождающий падение доллара, должен приводить к росту цен на зерно, номинированных в долларе; однако сопряженное с ним сокращение реальной стоимости портфельных обязательств США и прямых иностранных инвестиций в экономику США в ситуации избытка спекулятивного капитала, и только в ней, действует в противоположном направлении.

Вектор  $z_2$  включает переменные  $z_{3t}$ ,  $z_{5t}$  и  $z_{7t}$ . В состав вектора  $z_3$  входят переменные  $z_{6t}$  и  $z_{8t}$ .

Ожидаемые знаки и соотношения параметров позволяют контролировать адекватность эмпирической модели по результатам её оценки: если указанные требования не выполняются и расхождение с теоретическими ожиданиями не находит удовлетворительного содержательного объяснения, модель не признаётся адекватным описанием формирования цен на пшеницу.

### 3. Процедура оценивания модели

Метод оценивания выбирался с учётом следующих обстоятельств:

- ♦ число оцениваемых параметров (18 непрерывных и 30 бинарных, характеризующих дефицит или избыток спекулятивного капитала в году  $t$ ) превышает число имеющихся наблюдений;
- ♦ экзогенные переменные тесно коррелируют между собой и с номером года;
- ♦ распределение отклонений экзогенных переменных от их трендов не может быть признано нормальным;
- ♦ оцениваемые параметры являются случайными величинами, распределение которых существенно отличается от нормального (в частности,

вероятность положительных значений равна нулю для одних параметров и единице – для других);

- ◆ нулевое значение любого из оцениваемых параметров (то есть несущественность соответствующего фактора) а priori, то есть в случае отсутствия наблюдений, наиболее вероятно.

Данные обстоятельства исключают использование метода наименьших квадратов и его обобщений для оценивания параметров модели. Поэтому мы остановились на методе GME, или методе максимальной энтропии [7], который при вышеуказанных условиях обеспечивает получение состоятельных оценок ненаблюдаемых параметров уравнений связи.

При использовании GME-процедуры робастность оценок, то есть их низкая чувствительность к изменениям данных отдельно взятого наблюдения, обеспечивается введением *априорных предположений* об оцениваемых параметрах и об ошибках уравнений связи. Именно, предполагается, что оцениваемый параметр может принимать одно из конечного числа (не менее двух) известных а priori значений с не известной заранее вероятностью. В эконометрике это требование выполняется редко, поэтому его заменяют более мягким, согласно которому оцениваемый параметр должен представлять собой выпуклую линейную комбинацию конечного числа априорно известных значений. Смысл и качество получаемых оценок при этом не меняется.

Отсутствие априорной информации о параметрах препятствует получению надёжных оценок [12] и сужает сферу применения метода. Это условие тем более обязывающее, что распространяется, помимо параметров уравнений связи, ещё и на величины их ошибки.

В качестве априорных значений часто выбирают границы диапазона вариации параметра и его модальное значение, если о них имеется какая-либо информация. В нашем случае имеется следующая априорная информация:

- ◆ арктангенс каждого параметра (то есть угол наклона линейного уравнения связи в плоскости, задаваемой оцениваемым параметром) заключён в интервале от  $-\pi/2$  до  $\pi/2$ ;
- ◆ модальное значение каждого параметра равно нулю, то есть фактор предполагается не влияющим на цену пшеницы, если только иное предположение не является необходимым для воспроизведения её наблюдаемой вариации.

Аналогичные предположения делаются относительно ошибок уравнений связи.

В соответствии с [7] составлена задача математического программирования для оценивания параметров уравнений связи с учётом априорной информации. Она включает, наряду с соотношениями (1), (2) и (3), следующие условия:

$$-\sum_{i=1}^2 \left( \sum_{j=0}^8 u_{ij} \log_2(p_{ij}) + \sum_{j=0}^8 q_{ij} \log_2(q_{ij}) + \sum_{i=1}^{30} r_{it} \log_2(r_{it}) + \sum_{i=1}^{30} s_{it} \log_2(s_{it}) \right) \rightarrow \max$$

$$a_{ij} = \text{tg}(u_{ij} \cdot \pi / 2 - q_{ij} \cdot \pi / 2) \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \text{tg}(r_{it} \cdot \pi / 2 - s_{it} \cdot \pi / 2)$$

$$u_{ij} + q_{ij} = 1; r_{it} + s_{it} = 1; (u_{ij}, q_{ij}) \geq 0; (r_{it}, s_{it}) \geq 0.$$

Здесь  $u_{ij}$  и  $q_{ij}$  – весовые коэффициенты линейной комбинации величин  $\pi/2$  и  $-\pi/2$ , используемые для оценивания параметров  $a_{ij}$ ;  $r_{it}$  и  $s_{it}$  – весовые коэффициенты линейной комбинации величин  $\pi/2$  и  $-\pi/2$ , используемые для оценивания ошибок  $\varepsilon_{it}$ ;  $\mathbf{a}_{i1} = (a_{i1}, a_{i2}, a_{i4})$ ;  $\mathbf{a}_{i2} = (a_{i3}, a_{i5}, a_{i7})$ ;  $\mathbf{a}_{i3} = (a_{i6}, a_{i8})$ .

#### 4. Результаты

Модель (1), (2), (3) воспроизводит 69,0% вариации цен производителей пшеницы в США. Значение коэффициента детерминации слишком низкое для целей прогнозирования, однако оно достаточно для подтверждения основной гипотезы исследования: *факторы финансового рынка являются доминирующими в ценообразовании на рынке зерна пшеницы США*. На долю

таких факторов, как валовой сбор зерна, изменения в организации, технологии и размещения его производства, а также на все прочие факторы приходится не более 31% вариации цены. В табл. 1 приведены полученные оценки параметров модели.

Таблица 1

## Оценки параметров модели цены производителей пшеницы в США

Параметр при переменной	Дефицит спекулятивного капитала		Избыток спекулятивного капитала	
	Оценка (эластичность цены по фактору)	<i>p</i> -значение теста Уилкоксона	Оценка (эластичность цены по фактору)	<i>p</i> -значение теста Уилкоксона
Свободный	<b>0,353</b>	<b>0,000</b>	<b>0,161</b>	<b>0,001</b>
Годовой валовой мировой продукт, трлн. долл.	<b>0,673</b>	<b>0,005</b>	<b>1,669</b>	<b>0,013</b>
Годовой прирост валового мирового продукта, %	<b>0,387</b>	<b>0,000</b>	<b>-0,036</b>	<b>0,002</b>
Среднегодовая процентная ставка мирового денежного рынка	<b>0,779</b>	<b>0,003</b>	0	1
Стоимость СПЗ на конец года, долл.	<b>0,038</b>	<b>0,000</b>	<b>0,018</b>	<b>0,001</b>
Прямые инвестиции США за рубеж на конец года, млрд. долл.	<b>0,336</b>	<b>0,005</b>	<b>-0,404</b>	<b>0,008</b>
Прямые иностранные инвестиции в США на конец года, млрд. долл.	-0,167	0,332	0,093	0,087
Портфельные активы США на конец года, млрд. долл.	<b>0,044</b>	<b>0,000</b>	0	1
Портфельные обязательства США на конец года, млрд. долл.	0	1	0,070	0,116

Параметры, выделенные курсивом, существенно отличаются от нуля при  $\alpha=0,1$ ; параметры, выделенные полужирным шрифтом, существенно отличаются от нуля при  $\alpha=0,05$ .

Предположение *t*-теста о нормальном распределении оцениваемых параметров в данном случае не выполняется: ряд параметров распределён на интервале  $(-\infty; 0]$  или  $[0; \infty)$  с модальным значением в точке 0. Поэтому для тестирования используем процедуру, предложенную в [5]:

- ♦ рассчитаем воспроизведённые моделью значения цен для каждого года;
- ♦ повторим расчёт, приняв значение тестируемого параметра равным нулю;
- ♦ проверим гипотезу о том, что воспроизведённые значения при нулевом и фактическом значении тестируемого параметра выбраны из одной и той же генеральной совокупности. Если данная гипотеза отвергается непараметрическим тестом Уилкоксона, полученная оценка параметра признаётся существенно отличной от нуля.

При дефиците спекулятивного капитала не оказывают влияния на цену зерна прямые портфельные обязательства США и прямые иностранные инвестиции в США. В случае избытка спекулятивного капитала при  $\alpha=0,1$  не значимы лишь три фактора – процентная ставка денежного рынка, портфельные активы и обязательства США; при  $\alpha=0,05$  к их числу добавляются прямые иностранные инвестиции в экономику США. Остальные факторы существенно влияют на цены.

Оценка параметра при переменной «годовой прирост валового мирового продукта» для случая избытка спекулятивного капитала оказывается отрицательной, что противоречит теоретическим ожиданиям. Вероятно, это объясняется возрастающим спросом на капитал при высоких темпах роста, что приводит к сокращению объёмов финансовых спекуляций с зерновыми фьючерсами и оказывает понижающее давление на их цену. Данный вопрос требует дополнительной проработки в последующих исследованиях.

Цена на зерно весьма эластична по совокупности факторов: одновременный рост их на 1% влечёт рост цен на зерно на 2,09% в случае дефицита спекулятивного капитала и на 1,41% при его избытке, причём в последнем

случае рост будет почти полностью обусловлен действием роста валового мирового продукта.

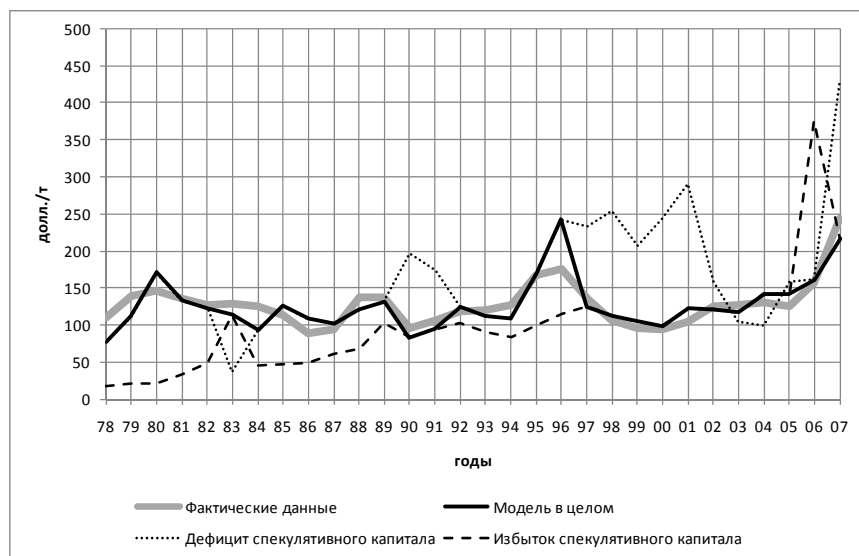


Рис. 1. Фактические и воспроизведённые значения цены производителей пшеницы в США.

Качество воспроизведения фактических значений моделью в целом, а также соотношениями для случаев дефицита и избытка спекулятивного капитала представлено на рис. 1. Модель достаточно хорошо воспроизводит основные качественные особенности динамики цен на пшеницу на исследуемом рынке. Этот же график позволяет определить тип рынка зерна в конкретном году. Так, в течение 1991...1995 гг., а также в 2005 г. имел место дефицит спекулятивного капитала, поскольку в этот период выполнялось соотношение  $f(\mathbf{z}_t) = f_2(\mathbf{z}_t)$ . Напротив, в 1996...2004 и в 2006 гг. спекулятивный капитал был в избытке, на что указывает соотношение  $f(\mathbf{z}_t) = f_1(\mathbf{z}_t)$ .

### 5. Заключение

Проведённое исследование подтвердило доминирующее влияние производственных факторов, отражаемых динамикой ВВП и финансовыми

показателями, на цены пшеницы в США. В течение периода 1978...2007 гг. более  $\frac{2}{3}$  объёма вариации цены производителей пшеницы в следующем году объясняется значениями переменных, включённых в модель, в предшествующем году. Большинство из них существенно влияют на цену.

Этот результат имеет тем большее значение, что зерновая биржа подвержена *прямо* влиянию природных и политических факторов в наибольшей степени среди всех рынков биржевой торговли. По данным [4], размах колебаний урожайности пшеницы в США, несмотря на территориальное распределение производства и массовое применение интенсивных технологий с элементами программирования урожаев, в течение 80-х гг. превысил 50%, а в минувшем десятилетии достигал 37%. В 1986 г. вся прибыль в американских хозяйствах, возделывающих пшеницу, была образована за счёт государственных дотаций. Однако, как показало проведённое исследование, отражение наиболее существенных изменений в уровнях цен на североамериканском рынке пшеницы вполне возможно без учёта подобных факторов, хотя их доступность повысила бы качество модели.

Модель подтвердила также гипотезу о различной реакции цены пшеницы на факторы рынка спекулятивного капитала в зависимости от того, наблюдается ли на рынке зерна дефицит или избыток капитала.

Выявленная направленность влияния экзогенных переменных модели соответствует теоретическим ожиданиям, за исключением темпа роста валового мирового продукта. Предложено гипотетическое объяснение особенности действия данного фактора (большие темпы роста могут отвлекать капитал с рынка финансовых спекуляций), требующее углублённой проверки в специальных исследованиях, выходящих за рамки аграрной проблематики.

Результаты моделирования дают основания для заключения, что в течение исследуемого периода цены на зерно по преимуществу информируют участников рынка не о предельной эффективности его производства, а о предельной эффективности его использования в качестве объекта фи-

*нансовых спекуляций*. Продовольственная безопасность и уровень обеспеченности продовольствием (в первую очередь зерном пшеницы) в конце XX...начале XXI вв. оказываются в существенной зависимости от ситуации на финансовых рынках. Эта зависимость не столь сильна, как в случае энергоносителей [5], но всё же доминирует над всеми прочими факторами. Снабжение огромных масс населения, в том числе в России, зерном пшеницы и продуктами его переработки в меньшей степени зависит от возможностей сельхозтоваропроизводителей, а в большей – от таких факторов, как ставка процента, курс доллара, состояние и динамика инвестиционного рынка США. Хватит ли денег на хлеб у малообеспеченных россиян – во многом определяется текущими целями и приоритетами американских инвесторов и правительства США.

Отрыв цен от объективно необходимых издержек производства требует серьёзного пересмотра существующих представлений о рынке как об информационном процессе отыскания наиболее эффективных способов удовлетворения имеющихся потребностей. В долгосрочной перспективе результатом изменения информационного содержания цены может стать снижение эффективности производства и способности производителей реагировать на сигналы со стороны меняющегося спроса потребителей продукции. Это потребует новых решений проблемы измерения и повышения эффективности производства продовольственного и семенного зерна, совершенствования институционального уклада зерновой отрасли с тем, чтобы укрепить слабеющую мотивацию к производству высококачественной продукции в необходимом количестве и с наименьшими затратами. Синтез соответствующих институтов становится актуальной задачей теоретических и экономико-математических исследований экономистов-аграрников на ближайшую перспективу.

Автор выражает признательность доценту кафедры мировой экономики Московского государственного лингвистического университета Л.Л. Разум-

новой за содействие в формировании массива данных по экзогенным переменным эконометрической модели.

#### Библиографический список

1. *Алтухов А.* Зерновой рынок России: состояние и нереализованные возможности // АПК: экономика, управление, 2008, №7, с. 10-17.
2. *Борисов М.* Обоснование прогнозного сценария развития рынка зерна // Международный сельскохозяйственный журнал, 2009, №3, с. 34-36.
3. *Ковалёв Е.* Агропродовольственный сектор России // Мировая экономика и международные отношения, 2007, №4, с. 82-91.
4. *Оверчук Л.* Макромаркетинговое регулирование продовольственного рынка США // Международный сельскохозяйственный журнал, 2005, №6, с. 30-35.
5. *Разумнова Л.Л., Светлов Н.М.* Влияние финансового рынка на цену нефти // Экономика и математические методы, 2010, №3.
6. FAOSTAT database. Rome, Italy: Food and Agricultural Organization of the United Nations, 2009. Режим доступа: <http://faostat.fao.org/>, свободный.
7. *Golan A., Judge G., Miller D.* Maximum entropy econometrics: Robust estimation with limited data. Wiley, 1996.
8. International Financial Statistics. IMF, 1998, pp. 14-15, 154-155, 894-895.
9. International Financial Statistics. IMF, 2005, pp. 3, 121-124, 602-603.
10. International Financial Statistics January 2009. IMF, 2009, pp. 489-508.
11. National agricultural statistic service. Washington, D.C.: USDA, 2009. Режим доступа: <http://www.nass.usda.gov/>, свободный.
12. *Paris Q., Caputo M.* Sensitivity of the GME estimates to support bounds: Working paper №01-008 / Dept. of Agricultural and Resource Economics, Univ. of California Davis. California Agricultural Experiment Station, Giannini Foundation for Agricultural Economics, 2001.
13. Trade and development report. UNCTAD, 2006. – P.15.

14. Trade and development report. UNCTAD, 2008. – P. 23.
15. COMTRADE database. N.Y.: United Nations Organization, 2007. Режим доступа: <http://comtrade.un.org/>, свободный.
16. World Economic and Financial Surveys. World Economic Outlook Database. IMF, 2009.