

договору на момент выплаты заключения договора $t_0 = 0$. Вероятность разорения компании может быть задана формулой: $R = \left\{ P \sum_{k=1}^N Z_k > 0 \right\}$, а нетто-премия для k -го договора может вычислена по формуле: $p_k^{(n)} = M(Z_k)$, относительная страховая надбавка равна: $\frac{p_k^{(S)}}{p_k^{(n)}} = x_\alpha \frac{\sqrt{D(Z_k)}}{M(Z_k)}$.

В заключение необходимо отметить, что хотя математическая модель не может претендовать на получение абсолютно достоверных оценок, но она может дать качественное представление о механизмах наблюдаемых явлений и не очевидных причинно-следственных связях, в частности, в страховании жизни граждан.

УДК 681.307

МЕТОДЫ И РЕЗУЛЬТАТЫ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ УРОЖАЯ ЗЕРНОВЫХ КУЛЬТУР В САМАРСКОЙ ОБЛАСТИ НА ОСНОВЕ ДИНАМИЧЕСКИХ РЯДОВ.

Дмитриева Е. Ю.

Научный руководитель: д.т.н., д.э.н., профессор Семёнычев В. К.

Самарский государственный аэрокосмический университет

им. акад. С.П. Королева

Состояние современной российской экономики требует использования инноваций и новых технологий, предложение и реализация которых предполагает анализ и оценку перспектив динамики показателей инновационно - активного развития, что также делает актуальной моделирование и прогнозирование социально-экономических процессов на начальных участках их развития.

Рассмотрим возможность моделирования и прогнозирования модели валового сбора зерна. Поскольку урожайность – важнейший показатель, отражающий уровень интенсификации сельскохозяйственного производства.

В послеперестроечной российской экономике мал срок осуществления экономических реформ, поэтому моделирование рыночных циклов на малых объёмах выборки показателей представляет особую актуальность.

Рассмотрим возможность использования модели, близкой динамике годового сбора зерновых в Самарской области (в тыс. тонн (рис.1)) для моделирования и прогнозирования.

Ряд динамики валового сбора зерна моделируется суммой линейного тренда с параметрами A_1, A_2 , двух гармоник с амплитудами A_3, A_6 , частотами ω_1, ω_2 , фазами ψ_1, ψ_2 и стохастической гомоскедастической компоненты ξ_k :

$$Y_k = A_1 k \Delta + A_0 + A_3 \sin(\omega_1 k \Delta + \psi_1) + A_6 \sin(\omega_2 k \Delta + \psi_2) + \xi_k \quad (1)$$

Математической основой для разработки метода моделирования и прогнозирования может быть модель авторегрессии – скользящего среднего [1].

Важным достоинством авторегрессий является возможность оценки параметров авторегрессии на относительно малых выборках, всего в 3 - 4 раза превышающих порядок авторегрессии.

Недостатки моделей - они не являются параметрическими и не могут, в силу этого, реализовать эконометрическое моделирование.

Для устранения недостатков ниже предложим механизм конструирования параметрических моделей авторегрессии – скользящего среднего, что возможно с помощью Z – преобразования.

После применения данного механизма на модели (1), получаем модель авторегрессии-скользящего среднего.

$$Y_k = 2Y_{k-1} - 3Y_{k-2} + 4Y_{k-3} - 3Y_{k-4} + 2Y_{k-5} - Y_{k-6} + (\lambda_1 + \lambda_2)(Y_{k-1} - 2Y_{k-2} + 2Y_{k-3} - 2Y_{k-4} + Y_{k-5}) - \lambda_1 \lambda_2 (Y_{k-2} - 2Y_{k-3} + Y_{k-4}) + \zeta_k, \quad (2)$$

где $\lambda_1 = 2 \cos \omega_1 \Delta, \lambda_2 = 2 \cos \omega_2 \Delta$, ζ_k - новая стохастическая компонента, образованная такой же весовой суммой значений стохастической компоненты $\xi_{k-1}, \dots, \xi_{k-6}$, как и Y_k в (2).
 Определение оценок λ_1^o, λ_2^o из (2) предполагает составление соответствующей нормальной СЛАУ второго порядка для нахождения λ_1^o, λ_2^o . После очевидного расчёта оценок λ_1^o, λ_2^o , можно определить ω_1^o и ω_2^o .

При моделировании использовались разные выборки годовых валовых сборов зерна разного объема: от 8 до 20 годовых наблюдений. Ниже на рис. 2 – 3 приведены некоторые результаты моделирования функции.

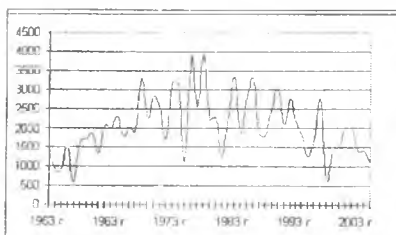


Рис. 1. Валовой сбор зерна по Самарской области в 1953 - 2005 гг. (в хозяйствах всех категорий; в весе после доработки)

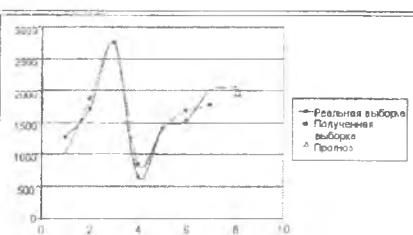


Рис. 2. Реальная выборка валового сбора зерна объёмом $N = 8$, её моделирование выражением (1) и ошибка прогноза на один шаг

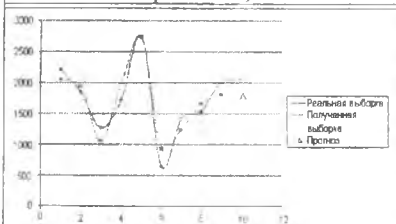


Рис. 3. Реальная выборка валового сбора зерна объёмом $N = 10$, её моделирование выражением (1) и ошибка прогноза на один шаг

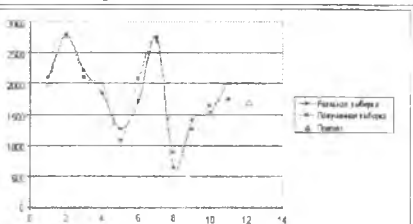


Рис. 4. Реальная выборка сбора зерна объёмом $N = 12$, её моделирование выражением (1) и ошибка прогноза на один шаг

Анализ графиков на рис. 2 – 4 позволяет утверждать, что модель и предложенный метод её параметризации с приемлемой точностью осуществляют моделирование и прогнозирование, которая оказалась выше на малых выборках (8 - 10 наблюдений).

Обобщая результаты, можем заключить, что предложенный метод параметризации модели и прогнозирования с её помощью на модельных и реальных данных имеет преимущества перед известными по объёму требуемой выборки и точности, обладает практической ценностью.

Самым общим подходом является построение многофакторной модели, согласно которой определяемый параметр (урожайность, цена) является функцией многих определяющих параметров (температуры,

осадков, количества и качества семян, количества минеральных и органических удобрений, многих организационных и политических факторов и т.д.).

Наиболее часто с сезонным фактором связывают погодные условия, соответствующие какому - либо времени года.

Собраны данные по температуре и осадкам Самарской области. Чтобы установить общую тенденцию зависимости между величинами текущего года и прошлых лет, обработаем экспериментальные данные посредством корреляционного анализа.

Температурные данные Самарской области 2003-2006 гг. за месяцы с января по июнь, поскольку погодные условия именно этого времени наиболее сильно сказываются на урожае. Рассчитана среднелегальная температура.

Проведенный корреляционный анализ показал наиболее сильную линейную зависимость между температурными показателями текущего (2006г.) и предыдущего года (2005г.).

Кроме этого рассчитана корреляционная зависимость между осадками текущего года и осадками за 2000-2006 годы. Установлена большая степень зависимости между величинами текущего (2006 г.) и 2002 года.

Данные корреляционного анализа использованы в качестве весовых коэффициентов при реализации МНК.

год	r_{xy}
2003	0,833193
2004	0,821906
2005	0,889228
2006	

период	20.01-18.05	27.01-25.05	03.02-01.06	09.02-08.06	16.02-15.06
2000	-0,001	-0,092	-0,058	-0,059	0,1806
2001	-0,014	-0,055	-0,014	-0,089	-0,145
2002	0,487	0,5065	0,4666	0,2399	-0,111
2003	0,377	0,1003	-0,102	-0,095	0,5527
2004	-0,107	-0,101	-0,094	-0,094	-0,111
2005	-0,304	-0,304	-0,299	-0,299	-0,241
2006					

Литература

1. Семёнычев В.К., Семёнычев Е.В. «Информационные системы в экономике. Эконометрическое моделирование инноваций». Самара. Изд-во СГАУ. 2006г. - 224с.