

**Моделирование поведения
хозяйствующих субъектов в условиях
изменяющейся рыночной среды**

Монография

Харьков-Бердянск, 2016

УДК 330.111.66.001.57
ББК 65.20
М74

*Рекомендовано к печати ученым советом
Харьковского национального экономического университета
имени Семена Кузнеця
(протокол № 9 від 25 апреля 2016 г.)*

Рецензенты: Благун И. С. – докт. экон. наук, профессор, Католический университет (г. Люблин, Республика Польша)
Лукьяненко И. Г. – докт. экон. наук, профессор, Национальный университет «Киево-Могилянская академия»
Соловьев В. Н. – докт. физ.-мат. наук, профессор, Черкасский национальный университет имени Богдана Хмельницкого

П74 **Моделирование поведения хозяйствующих субъектов в условиях изменяющейся рыночной среды / Под ред. докт. экон. наук, проф. В.С. Пономаренко, докт. экон. наук, проф. Т.С. Клебановой. – Бердянск, Издатель Ткачук А.В., 2016. – 392 с. Русск. яз., укр. яз., англ. яз. ISBN 978-617-7291-13-7**

В монографии рассматриваются теоретико-методологические подходы к моделированию поведения хозяйствующих субъектов различного уровня, функционирующих в условиях изменяющейся рыночной среды.

Определены особенности формирования модельного базиса этих систем на основе методов оценки, анализа и прогнозирования, синергетики, антикризисного управления и интеллектуального анализа данных, что дает возможность повысить качество принимаемых решений, направленных на формирование системы управленческих инноваций на основе современных средств экономико-математического моделирования и информационных технологий.

УДК 330.111.66.001.57
ББК 65.20

ISBN 978-617-7291-13-7

© Коллектив авторов, 2016
© Издатель Ткачук А.В., 2016

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	7
ГЛАВА 1. МОДЕЛИ ФОРМИРОВАНИЯ СТРАТЕГИИ РАЗВИТИЯ СУБЪЕКТОВ МАКРОЭКОНОМИКИ.....	9
1.1. Кризис экономики Украины, его причина и последствия	9
1.2. Организационные изменения как основа устойчивого развития экономики.....	18
1.3. Моделирование сценариев розвитку банківської системи України в контексті стратегії сталого розвитку «Україна-2020»	30
1.4. Трансформація стратегії розвитку національної курортно- рекреаційної сфери.....	45
1.5. Пенсионные стратегии в условиях дезинтеграционных / реинтеграционных процессов.....	56
1.6. Структура экономики как фактор электропотребления регионов РФ: количественный анализ влияния.....	69
1.7. Конвергентні методи оцінки та аналізу перспектив розвитку інтелектуального капіталу країн ЄС та України	84
1.8. Управление финансовой устойчивостью элементов мезоэкономических систем с использованием эволюционного моделирования	99
1.9. Анализ и управление устойчивостью динамической модели рынка ...	105
1.10. Оценка влияния инвестиций на экономический рост: эконометрический подход	123
ГЛАВА 2. МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ	128
2.1. Генезис підходів до ідентифікації фінансових інновацій	128
2.2. Модели оценки, анализа и прогнозирования в системе стратегического управления финансовой деятельностью предприятия	139
2.3. Использование алгоритма фильтрации Калмана в комплексной модели прогнозирования линейных экономических процессов	153

2.3. Использование алгоритма фильтрации Калмана в комплексной модели прогнозирования линейных экономических процессов

Современные экономические объекты характеризуются сложной внутренней структурой, большим количеством внешних связей, стохастичностью и нестационарностью поведения. Это является весомым аргументом в пользу использования нелинейных экономико-математических моделей для познания основных свойств и прогнозирования траектории развития таких объектов. Тем не менее, приняв ряд допущений, часто можно представить анализируемый процесс как линейный и успешно использовать линейные модели.

Особенностью экономических процессов любой природы, как линейных, так и нелинейных, является присутствие в результатах наблюдений за их состоянием шума измерения. Шум измерения, присутствующий в исходном статистическом ряду, будет оказывать непосредственное воздействие и исказить как результаты оценки и анализа параметров модели, так и прогнозные оценки.

Одним из методов, позволяющих исключить шум измерения из исходного ряда наблюдений, является фильтрация Калмана.

В зависимости от того, как соотносятся между собой момент времени оценивания и время наблюдения, общая задача фильтрации сводится к задачам: интерполяции или сглаживания ($t_1(t_r)$); собственно фильтрации ($t_1 = t_r$); экстраполяции или прогнозирования ($t_1 < t_r$).

Так в работе [1], которая посвящена краткосрочному оцениванию и прогнозированию ВВП, задача восстановления пропусков в статистических рядах для независимых показателей, включенных в модель, решена с помощью фильтра Калмана. Аналогичная проблема решается в работах [2-3]. Здесь [3-4] помимо решения проблемы присутствия пропусков в рядах данных дополнительно решена проблема неравномерности их поступления.

В работе [5] проводится оценка текущего состояния равновесных и циклических компонент в динамике макропеременных на основе использования многомерного фильтра Калмана.

В работе [6] проведен сравнительный анализ преимуществ алгоритма калмановской фильтрации по сравнению с классическим методом наименьших квадратов при прогнозировании. Доказано, что метод Калмана может быть рассмотрен как обобщение метода наименьших квадратов. Авторы рассматривают исходный статистический ряд как линейную комбинацию среднего значения ряда и шума. Доказано, что метод Калмана в отличие от метода наименьших квадратов, допускает изменение коэффициентов в такой линейной комбинации с течением времени.

Классический подход к решению задачи фильтрации основан на использовании метода Винера-Колмогорова, основными недостатками которого является: требование стационарности анализируемой системы, большой объем необходимых априорных статистических характеристик случайных процессов, нерекурсивность алгоритма оценивания. Указанные недостатки устраняются в методе Калмана-Бьюси, который является обобщением метода Винера-Колмогорова. Предполагается, что динамическая система принадлежит к классу линейных систем с переменными параметрами (нестационарная динамическая система). Стационарная динамическая система может рассматриваться как частный случай нестационарной системы общего вида, используемой в теории Калмана-Бьюси [7,8].

Недостатком калмановской фильтрации для прогнозирования экономического процесса является то, что фильтр должен быть построен на основании априорных данных о статистиках рассматриваемого процесса, что в пространстве состояний соответствует наличию априорной информации о статистических характеристиках шумов состояния и измерения экономической системы, а также ее случайного начального состояния.

Предлагаемый комплексный алгоритм прогнозирования линейных экономических процессов содержит четыре взаимосвязанных блока (см. рис. 1).

В первом блоке предлагается проверить гипотезу о линейном характере исследуемого процесса. Во втором блоке проводится оценка параметров линейной модели по исходному ряду, после чего получают прогнозные оценки. Третий блок нацелен на реализацию гипотезы о том, что помимо имеющейся

МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ
ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ

линейной тенденции, ряд содержит в себе шум, который может исказить прогнозные оценки. Поэтому необходимо осуществить исключение этой составляющей из исходного ряда наблюдений. В результате получаем скорректированный ряд, на основе которого и осуществляется прогнозирование. Четвертый блок необходим для проведения сравнительного анализа полученных во втором и третьем блоках результатов и формирования итогового прогноза.

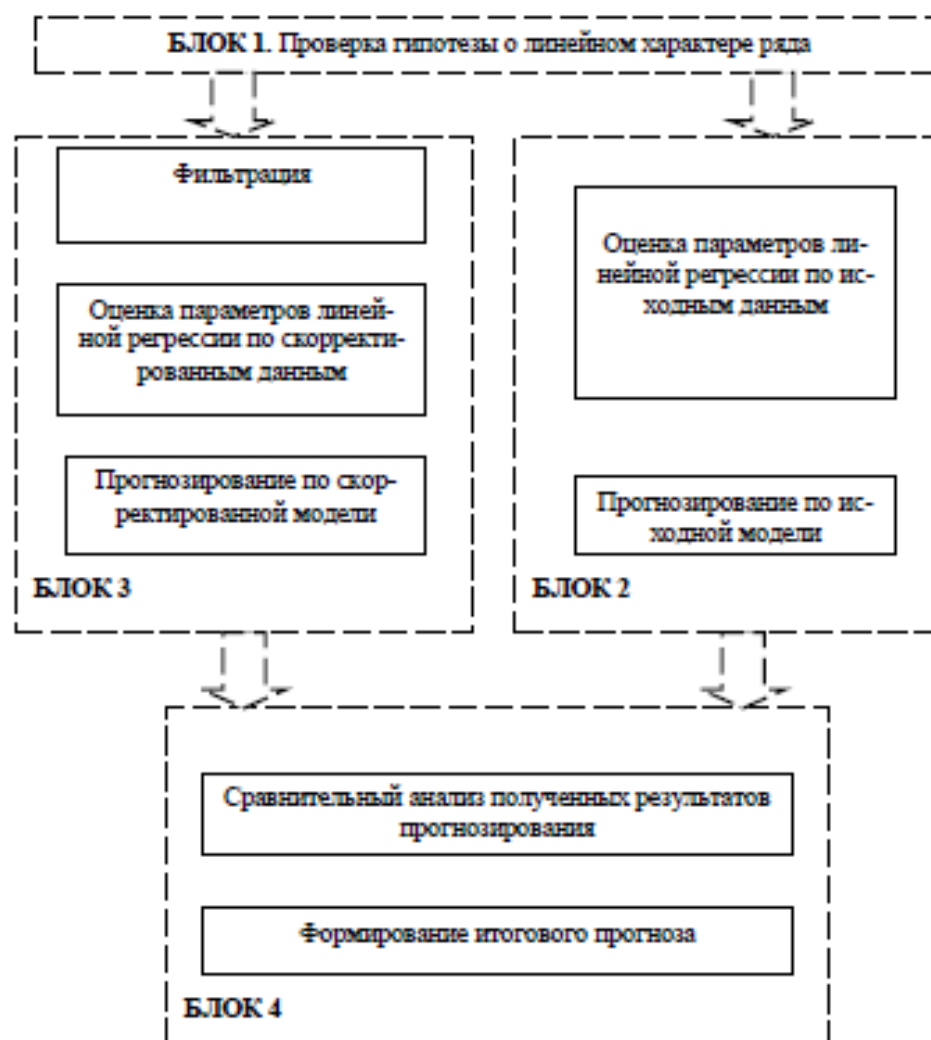


Рис. 1. Блок-схема алгоритма прогнозирования

Рассмотрим алгоритм фильтрации [6-8].

Каждое истинное значение переменной x_k является линейной комбинацией ее предыдущего значения x_{k-1} , переменной управления u_k и шума (внешних возмущений) w_k :

$$x_k = Fx_{k-1} + Gu_k + w_k, \quad u_k + w_k = q_k \quad (1)$$

Измеренное (наблюденное) значение переменной z_k представляет собой линейную комбинацию истинного значения x_k и шума измерения v_k .

$$z_k = Hx_k + v_k \quad (2)$$

Шумы v_k и q_k являются статистически независимыми.

В общем случае величины F , G и H представляют собой матрицы, но в данном случае это будут действительные числа.

Нам необходимо определить статистические характеристики шумов (среднее и стандартное отклонение). Согласно модели, шумы должны подчиняться нормальному закону распределения.

Предположим, что известна оценка состояния системы \hat{x}_{k-1} в момент t_{k-1} и известна матрица переходов F . Тогда оценку \hat{x}_{k-1} можно принять за начальную и вычислить оценку состояния системы в момент t_k по формуле

$$\bar{x}_k = F\hat{x}_{k-1}.$$

Однако в этом случае не учитывалась информация о наблюдении z_k за состоянием системы в момент t_k . Полученная оценка характеризует состояние системы по результатам измерений до момента t_{k-1} включительно. В этом случае неизбежны ошибки в оценке состояния – это связано с тем, что погрешность оценки через матрицу переходов F распространяется на все последующие оценки. Таким образом, при длительном времени работы фильтра эти ошибки будут накапливаться и приведут к неудовлетворительным результатам.

Но оценку \bar{x}_k можно улучшить, если учитывать при ее расчете информацию об измерении z_k и организовать формирование корректирующего сигнала, который будет характеризовать отличие наблюдаемого сигнала z_k , измеренного в момент t_k , от его оценки $H\bar{x}_k$, полученной на основе прошлых измерений

в момент времени t_{k-1} . Эти отличия определяются влиянием шума измерений v_k и ошибкой оценки состояния \bar{x}_k . Таким образом, имеем:

$$\hat{x}_k = \bar{x}_k + K_k(z_k - H\bar{x}_k),$$

где K_k – весовой коэффициент (коэффициент Калмана).

В этом уравнении оценка \hat{x}_{k-1} переменной состояния получена по результатам измерения z_{k-1} в момент t_{k-1} , а оценка \hat{x}_k характеризует улучшенную оценку, полученную с учетом последнего измерения z_k в момент t_k .

Весовой коэффициент K_k выбирается таким образом, чтобы обеспечить минимум дисперсии ошибки фильтрации:

$$P_k \rightarrow \min.$$

Алгоритм решения задачи скалярной фильтрации представлен на рис. 2.

Указанный алгоритм включает два основных этапа: прогноз и коррекцию. На этапе прогноза осуществляется оценивание на шаг вперед переменной состояния и дисперсии ошибки фильтрации по результатам ретроспективных наблюдений за системой. На этапе коррекции полученные на этапе прогноза значения корректируются с учетом информации о наблюдении за системой в текущий момент времени.

Объектом исследования в работе являются ряды динамики показателя дисперсии ВРП для стран ЕС и дисперсии ВВП ЕС [7]. Методика расчёта дисперсии ВРП взята из [9]. Этот показатель рассчитывается как сумма абсолютных отклонений ВВП элементов и системы в целом, при этом весами выступают доли населения каждого элемента в общем объеме населения. Полученная величина представляется как доля от ВВП экономической системы в целом:

$$D = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{|y_i - Y| \cdot p_i}{P}}{Y},$$

где y_i – ВВП i -го элемента экономической системы, Y – ВВП экономической системы в целом, p_i – население i -го элемента экономической системы, P – население экономической системы в целом, i – общее число элементов экономической системы.

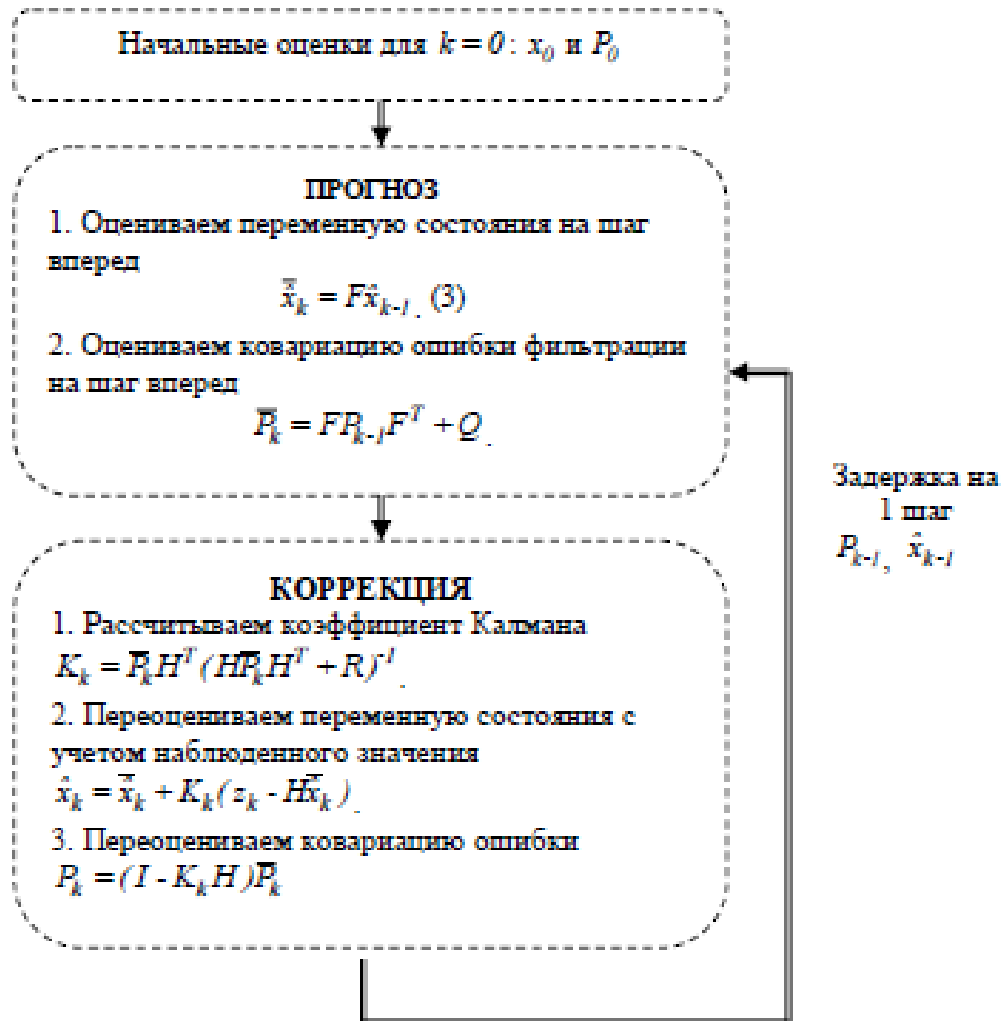


Рис. 2. Алгоритм скалярной фильтрации

- Q – дисперсия (ковариационная матрица) возмущающих, входных воздействий,
 R – дисперсия (ковариационная матрица) шума измерений,
 P_k – дисперсия (ковариационная матрица) ошибки фильтрации,
 \bar{x}_k, \bar{P}_k – априорные оценки, соответственно, переменной состояния и ковариации ошибки,
 \hat{x}_k, P_k – апостериорные оценки

МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ
ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ

Рассмотрим результаты реализации предложенного алгоритма. В результате реализации блока 1 алгоритма из первоначального множества отобраны только те динамические ряды, для которых подтвердилась гипотеза о линейном характере тренда.

Рассмотрим результаты применения описанного алгоритма к прогнозированию дисперсии ВВП ЕС. Рассмотрен исходный ряд за период 2000-2010 гг. [9]. Прогноз осуществляется на один шаг вперед и сравнивается с имеющимися реальными данными за 2011 г.

Для исходных данных получена модель линейного тренда, описание которой приведено в табл. 1.

Таблица 1

Результаты реализации блока 2 алгоритма
для статистического ряда дисперсии ВВП ЕС

Параметр	Значение	Стандартная ошибка	Статистика Стьюдента	Уровень значимости
a0	7325,812	244,3626	29,97928	0,000000
a1	187,777	22,5753	8,31784	0,000000

Как видно из табл. 1, параметры модели статистически значимы. Модель адекватна с коэффициентом множественной детерминации, равным 0,80.

В табл. 2 представлены расчеты, поддерживающие алгоритм скалярной фильтрации для ряда дисперсии ВВП ЕС. Для полученного ряда значений \hat{X}_k повторно оцениваются параметры линейной модели.

Таблица 2

Результаты реализации алгоритма фильтрации
для статистического ряда дисперсии ВВП ЕС

k	Z_k	\bar{X}_k	\bar{P}_k	K_k	\hat{X}_k	P_k
1	2	3	4	5	6	7
0	-	-	-	-	0	1
1	7078,962	0,000	1,000	0,909	6435,420	0,091
2	7231,355	6435,420	0,091	0,476	6814,437	0,048
3	7540,102	6814,437	0,048	0,323	7048,522	0,032
4	7864,666	7048,522	0,032	0,244	7247,582	0,024

**МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ
ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ**

Окончание табл. 2

1	2	3	4	5	6	7
5	8204,582	7247,582	0,024	0,196	7435,229	0,020
6	8787,149	7435,229	0,020	0,164	7656,855	0,016
7	9017,074	7656,855	0,016	0,141	7848,435	0,014
8	9111,820	7848,435	0,014	0,123	8004,409	0,012
9	9178,491	8004,409	0,012	0,110	8133,429	0,011
10	9483,023	8133,429	0,011	0,099	8267,052	0,010
11	9733,432	8267,052	0,010	0,090	8399,158	0,009
12	10187,567	8399,158	0,009	0,083	8546,960	0,008
13	10625,451	8546,960	0,008	0,076	8705,624	0,008
14	10512,554	8705,624	0,008	0,071	8833,775	0,007
15	9453,942	8833,775	0,007	0,066	8874,846	0,007
16	9862,545	8874,846	0,007	0,062	8936,193	0,006
17	10148,875	8936,193	0,006	0,058	9007,110	0,006
18	9952,960	9007,110	0,006	0,055	9059,367	0,006

В табл. 3 представлены результаты оценки параметров линейной модели по отфильтрованному ряду.

Параметры этой модели также статистически значимы, при этом значения статистики Стьюдента превышают аналогичные показатели для первой модели. То же самое можно заметить и в отношении стандартных ошибок параметров.

Таблица 3

Результаты реализации блока 3 алгоритма
для статистического ряда дисперсии ВВП ЕС

Параметр	Значение	Стандартная ошибка	Статистика Стьюдента	Уровень значимости
a_0	6651,301	79,28611	83,88986	0,000000
a_1	149,304	7,32479	20,38340	0,000000

Коэффициент множественной детерминации составляет величину 0,96. На рис. 3 приведены графики обоих рядов.

В табл. 4 приведены результаты прогнозирования с использованием обеих моделей. Сравнив результаты с реальными данными (9940,50) видим, что более правдоподобным оказывается прогноз, полученный по скорректированным данным.

**МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ
ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ**

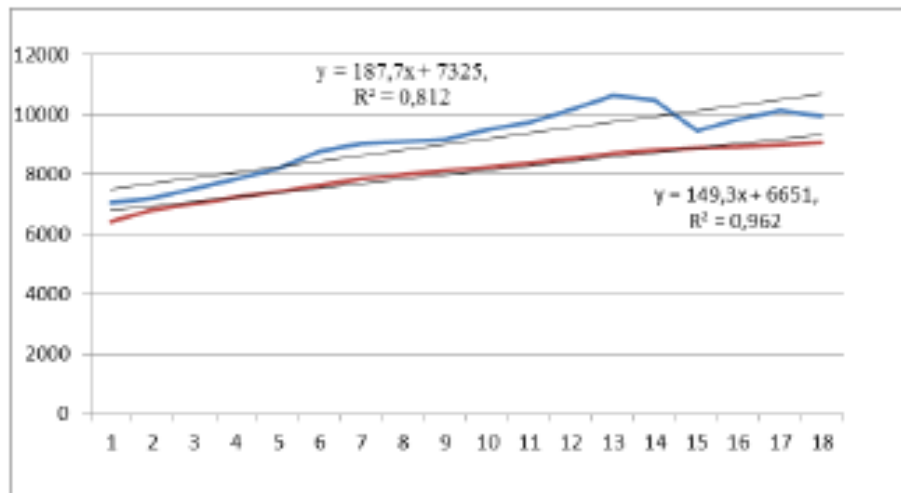


Рис. 3. Исходный и отфильтрованный ряды дисперсии ВВП ЕС.

Таблица 4

**Результаты реализации блока 4 алгоритма
для статистического ряда дисперсии ВВП ЕС**

Показатель	Модель 1	Модель 2
Точечный прогноз	10893,58	9488,078
Нижняя граница интервального прогноза	10375,56	9319,999
Верхняя граница интервального прогноза	11411,61	9656,157

Рассмотрим результаты реализации алгоритма прогнозирования для дисперсии ВВП некоторых стран ЕС, для которых подтвердилась гипотеза о линейном характере ряда (Словения, Чехия, Польша, Хорватия, Словакия, Румыния, Венгрия, Болгария, ФРГ, Австрия).

Подробно рассмотрим результаты, полученные для Болгарии.

Линейная модель, полученная в ходе реализации блока 2, имеет вид:

$$Z = 2,26t + 22,76. \quad (3)$$

Параметры модели статистически значимы, модель адекватна с коэффициентом множественной детерминации, равным 0,934. Прогнозное значение, полученное по модели, равно 49,87.

МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ
ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ

В табл. 5 приведены промежуточные расчеты, необходимые для получения отфильтрованных данных.

Таблица 5

Результаты реализации алгоритма фильтрации
для статистического ряда дисперсии ВВП Болгарии

k	Z_k	\bar{X}_k	\bar{P}_k	K_k	\hat{X}_k	P_k
0					0,000	1,000
1	27,300	0,000	1,000	0,909	24,818	0,091
2	28,800	24,818	0,091	0,476	26,714	0,048
3	30,000	26,714	0,048	0,323	27,774	0,032
4	30,200	27,774	0,032	0,244	28,366	0,024
5	30,900	28,366	0,024	0,196	28,863	0,020
6	32,900	28,863	0,020	0,164	29,525	0,016
7	38,000	29,525	0,016	0,141	30,718	0,014
8	42,700	30,718	0,014	0,123	32,198	0,012
9	44,400	32,198	0,012	0,110	33,538	0,011
10	46,700	33,538	0,011	0,099	34,842	0,010
11	47,600	34,842	0,010	0,090	35,991	0,009

В результате оценки параметров для отфильтрованного ряда получена следующая модель:

$$X = 1,05t + 24,02. \quad (4)$$

Параметры модели статистически значимы, модель адекватна с коэффициентом множественной детерминации, равным 0,98. Прогнозное значение, полученное по модели, равно 36,59.

Проанализировав результаты интервальных прогнозов по обеим моделям (табл. 6) и реальное значение 45,50, приходим к выводу, что для Болгарии необходимо использовать обе модели, а прогноз находить как среднее арифметическое полученных значений.

Рассмотрим результаты, полученные для Австрии.

Линейная модель, полученная в результате реализации блока 2, имеет вид:

$$Z = -0,382t + 26,49. \quad (5)$$

МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ
ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ

Таблица 6

Результаты реализации блока 4 алгоритма
для статистического ряда дисперсии ВВП Болгарии

Показатель	Модель 1	Модель 2
Точечный прогноз	49,86727	36,58706
Нижняя граница интервального прогноза	46,81256	35,83839
Верхняя граница интервального прогноза	52,92199	37,33574

Параметры модели статистически значимы, модель адекватна с коэффициентом множественной детерминации, равным 0,94. Прогнозное значение, полученное по модели, равно 21,90.

Промежуточные расчеты для блока фильтрации приведены в табл. 7.

Таблица 7

Результаты реализации алгоритма фильтрации
для статистического ряда дисперсии ВВП Австрии

k	Z_k	\bar{X}_k	\bar{P}_k	K_k	\hat{X}_k	P_k
0					0,000	-1,000
1	25,900	0,000	-1,000	1,111	28,778	0,111
2	25,700	28,778	0,111	0,526	27,158	0,053
3	25,800	27,158	0,053	0,345	26,690	0,034
4	25,200	26,690	0,034	0,256	26,308	0,026
5	24,300	26,308	0,026	0,204	25,898	0,020
6	24,300	25,898	0,020	0,169	25,627	0,017
7	23,900	25,627	0,017	0,145	25,377	0,014
8	22,900	25,377	0,014	0,127	25,063	0,013
9	22,700	25,063	0,013	0,112	24,798	0,011
10	23,000	24,798	0,011	0,101	24,616	0,010
11	22,500	24,616	0,010	0,092	24,422	0,009

В результате оценки параметров для отфильтрованного ряда получена следующая модель:

$$X = -0,369t + 28,10. \quad (6)$$

Параметры модели статистически значимы, однако коэффициент множественной детерминации меньше, чем в предыдущем случае, и равен 0,89. Про-

**МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ
ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ**

гнозное значение, полученное по модели, равно 23,67. Учитывая, что реальное наблюдаемое значение составляет величину 21,40, для прогноза рекомендуется использовать модель (6).

В табл. 8 представлена сводная информация по всем объектам исследования.

Таблица 8

Результаты реализации алгоритма
для рядов дисперсии ВРП некоторых стран ЕС

страна / регион	Исходная модель	Модель после фильтрации	Прогноз по исходной модели	Прогноз по модифицированной модели	Наблюдаемое значение
ЕС	$y = 187,7x + 7325,$ $R^2 = 0,812$	$y = 149,3x + 6651,$ $R^2 = 0,962$	10893,58	9488,08	9940,50
Словения	$y = 0,367x + 19,07$ $R^2 = 0,786$	$y = 0,346x + 17,68$ $R^2 = 0,939$	23,49	21,84	21,60
Чехия	$y = 0,480x + 22,37$ $R^2 = 0,921$	$y = 0,432x + 20,75$ $R^2 = 0,889$	28,15	25,95	26,20
Польша	$y = 0,29x + 31,56$ $R^2 = 0,744$	$y = 0,284x + 30,10$ $R^2 = 0,916$	35,04	33,52	34,90
Хорватия	$y = 0,425x + 30,12$ $R^2 = 0,610$	$y = 0,419x + 28,24$ $R^2 = 0,893$	35,23	33,28	35,00
Словакия	$y = 0,897x + 26,15$ $R^2 = 0,820$	$y = 0,606x + 24,91$ $R^2 = 0,987$	36,92	32,19	35,20
Румыния	$y = 0,98x + 27,95$ $R^2 = 0,835$	$y = 0,591x + 27,16$ $R^2 = 0,990$	39,72	34,25	40,00
Венгрия	$y = 0,615x + 36,27$ $R^2 = 0,767$	$y = 0,391x + 35,31$ $R^2 = 0,976$	43,66	40,01	44,00
ФРГ	$y = -0,249x + 31,37$ $R^2 = 0,779$	$y = -0,273x + 32,91$ $R^2 = 0,832$	28,39	29,63	28,40
Австрия	$y = -0,382x + 26,49$ $R^2 = 0,943$	$y = -0,369x + 28,10$ $R^2 = 0,896$	21,90	23,67	21,40
Бельгия	$y = -0,273x + 30,57$ $R^2 = 0,761$	$y = -0,181x + 28,78$ $R^2 = 0,795$	26,60	27,29	26,20
Болгария	$y = 2,258x + 22,76$ $R^2 = 0,934$	$y = 1,047x + 24,02$ $R^2 = 0,980$	49,87	36,59	45,50

Проанализируем полученные результаты. Для Словении и ЕС в целом прогноз, полученный в блоке 3, оказывался ближе к наблюдаемому значению. При этом и коэффициент множественной детерминации для блока 3 был выше, чем для блока 2. Для Чехии наблюдалась аналогичная ситуация, однако соот-

МОДЕЛИ ОЦЕНКИ, АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПОВЕДЕНИЯ ХОЗЯЙСТВУЮЩИХ СУБЪЕКТОВ

ветствующий коэффициент детерминации имел значения несколько ниже, чем для модели блока 2. Для Австрии также наблюдалось некоторое снижение значения множественной детерминации, при этом ближе к наблюдаемому значению был прогноз, полученный по модели блока 2. Для остальных стран наблюдался больший коэффициент детерминации и более высокий уровень значимости параметров модели, полученной в блоке 3. Тем не менее, из двух прогнозов ближе к наблюдаемому значению был все же прогноз по блоку 2.

Таким образом, предложенный алгоритм может быть использован для повышения точности прогнозирования некоторых линейных экономических процессов. В зависимости от результатов, полученных во втором и третьем блоках, либо предпочтение отдается одной из соответствующих моделей, либо итоговая прогнозная оценка ищется как средняя арифметическая.

ЛИТЕРАТУРА

1. Краткосрочное оценивание и прогнозирование ВВП России с помощью динамической факторной модели [Электронный ресурс] – Режим доступа: http://www.cbr.ru/analytics/wps/wps_2.pdf
2. Фартушина А.С. Анализ методических принципов и подходов к прогнозированию конъюнктуры рынка // Вестник АГТУ. Серия: Экономика. – 2010, №1. (Режим доступа: <http://cyberleninka.ru/article/n/analiz-metodicheskikh-printsipov-i-podhodov-k-prognirovaniyu-konyunktury-rynka>).
3. Абденова Г.А. Адаптивное прогнозирование и фильтрация спроса на продукцию, с помощью моделей пространства состояний. Сборник научных трудов ИГТУ. – 2003, № 4(34). – С. 3 – 12.
4. Г. Хацкевич, В. Ляшкова Эконометрическая модель валового регионального продукта для прогнозирования конкурентоспособности региональной экономики. Теоретичні та прикладні питання економіки. – 2014, №1 – (28) С. 85-101. (Режим доступа: http://tpe.econom.univ.kiev.ua/data/2014_28_2/zb28_2_08.pdf).
5. Демиденко М. Оценка равновесных и циклических компонент в динамике макропеременных Республики Беларусь. Банковский вестник, СМЕЖАНЬ. – 2008, С. 10-19.
6. Morrison G.W., Pike D.H. Kalman filtering applied to statistical forecasting. MANAGEMENT SCIENCE. – Vol 23, No. 7, March, 1977.
7. Венгеров А. А., Щаренский В. А. Прикладные вопросы оптимальной линейной фильтрации. – М.: Энергоиздат, 1982.- 192 с.
8. Фомин В.Н. Рекуррентное оценивание и адаптивная фильтрация. – М.: Наука, 1984. – 288 с.
9. Eurostat (режим доступа <http://ec.europa.eu/eurostat>)

Научное издание

**Моделирование поведения хозяйствующих
субъектов в условиях изменяющейся рыночной
среды**

Монография

Под редакцией:

*докт. экон. наук, проф. В.С. Пономаренко,
докт. экон. наук, проф. Т.С. Клебановой*

Печатается в авторской редакции

Подписано к печати ___ __ 2016г.

Гарнитура «Times New Roman». Формат 60x84/16.

Бумага офсетная. Печать - цифровая. Усл.-печ. л. 25,09. Учет.-изд. л. 25,59

Тираж 300 экз. Заказ № 177

Издательство и печать ФЛ-П Ткачук А.В.

71100, Запорожская обл., г. Бердянск, ул. Кирова, 52/49, 53

Тел. (097) 918-66-41, (066) 106-29-93; e-mail: Tizdat@gmail.com

<http://izdatelstvo.at.ua>

Свидетельство о внесении субъекта издательского дела в

Государственный реестр издателей, изготовителей и

распространителей издательской продукции

ДК № 3377 от 29.01.2009 г.