



## ТЕХНОЛОГИЯ ПАРАМЕТРИЧЕСКОГО СИНТЕЗА МОДЕЛИ БРАУНА ПО РЕЗУЛЬТАТАМ РЕТРОСПЕКТИВНОГО АНАЛИЗА

УДК 658.5:004.94

### **РОМАНЕНКОВ Юрий Александрович**

канд. техн. наук, доцент, докторант кафедры менеджмента, Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт»

**Научные интересы:** информационные технологии прогнозирования, моделирование организационно-технических систем.

**E-mail:** KhAI.management@ukr.net.

### **ВАРТАНЯН Василий Михайлович**

доктор техн. наук, профессор, заведующий кафедрой менеджмента, Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт»,

**Научные интересы:** информационные технологии прогнозирования, моделирование организационно-технических систем.

**E-mail:** vartanyan\_vm@ukr.net.

### **ВВЕДЕНИЕ**

Реализация концепции стратегического упреждающего управления сложными организационно-техническими системами требует обеспечения стабильно высокого качества прогнозирования, что в свою очередь невозможно без использования адекватных прогнозных моделей, методов их синтеза и современных информационных технологий. При этом объективным сдерживающим фактором использования сложных моделей прогнозирования является не вычислительная сложность, а доступность и качество мониторинговой информации, характеризующейся присутствием во временном ряду (ВР) неопределенности вследствие различных причин (малые выборки, зашумление, дезинформация, пропуски и устаревание данных и т.д.).

Прогнозирование можно отнести к группе важнейших задач управления организационно-техническими системами, решение которых является залогом успешной деятельности предприятий и ор-

ганизаций в условиях конкурентной борьбы. Корректное использование методов и средств прогнозирования, основанное на верной оценке областей их адекватности и осознании их внутреннего механизма – необходимые условия принятия обоснованных эффективных управленческих решений.

Современная практика прогнозирования по-прежнему во многом характеризуется использованием относительно «простых», одно- и двухпараметрических моделей. Это обусловлено их доступностью и способностью обеспечить удовлетворительное качество прогноза в большинстве практических случаев.

К числу таких моделей можно отнести модель экспоненциального сглаживания [1] или прогнозную модель Р. Брауна [2]. Прогнозная оценка в однопараметрической модели Брауна представляет собой экспоненциальное среднее значение стационарного временного ряда:

$$\hat{y}_t = \alpha y_{t-1} + \alpha(1-\alpha)y_{t-2} + \dots + \alpha(1-\alpha)^{n-1} y_{t-n} = \sum_{i=1}^n \alpha(1-\alpha)^{i-1} y_{t-i} \quad (1)$$

где  $n$  – длина выборки ВР;  $\alpha$  – параметр (константа) сглаживания.

Модель Брауна (1) широко используется практиками прогнозирования благодаря своей адаптивности [1] и алгоритмической простоте. В ходе использования подобных моделей перед исследователем возникает задача параметрического синтеза, т.е. определения оптимального значения внутреннего параметра. При этом требования к точности модели обуславливают необходимость решать эту задачу на каждом шаге прогнозирования, т.е. многократно. Для решения этой задачи необходимо обладать методологической базой технологии параметрического синтеза прогнозной модели. Основаниями для включения новых методов параметрического синтеза в ее состав являются корректность базовых гипотез с одной стороны, и практическая работоспособность – с другой [3].

Таким образом, актуальной задачей является разработка технологии параметрического синтеза прогнозной модели Брауна на основе методов, учитывающих осо-

бенности статистической информации, накопленной в виде ВР. При этом понятие «технология» согласно [4] будем трактовать как совокупность и последовательность методов и процессов преобразования исходной информации, позволяющих получить информацию нового качества с заданными параметрами.

### АНАЛИЗ ЛИТЕРАТУРНЫХ ИСТОЧНИКОВ И ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ

Различные подходы к решению поставленной задачи описаны во многих работах. Например, в [5] упоминается, что «эта задача решается с помощью процедуры ретропрогнозов, когда на исследуемом множестве статистических данных определяется ошибка ретропрогноза».

В некоторых источниках, например, в [6, с. 145] отмечается, что «чем больше  $\alpha$ , тем больше вклад последних наблюдений в формирование тренда, а влияние начальных условий быстро убывает; при малом  $\alpha$  прогнозные оценки учитывают все наблюдения, при этом уменьшение влияния более старой информации происходит медленно».

В работе [7] систематизированы подходы к выбору параметра сглаживания (табл. 1).

Таблица 1

Рекомендации по выбору параметра сглаживания  $\alpha$  в модели Брауна [7]

Авторы	Диапазон рекомендуемых значений параметра сглаживания $\alpha$	Примечания
Браун Р. [1, с. 25; 8, с.65; 9, с. 186]	$0,1 < \alpha < 0,3$	Этот <i>ничем не обоснованный</i> диапазон рекомендуемых значений некритически повторен в ряде работ, что часто приводило к неудовлетворительным прогнозам
Четыркин Е.М. [10, с. 43]	$0,1 \leq \alpha < 0,3$	В большинстве случаев хорошие результаты дает $\alpha = 0,1$
Льюис К.Д. [11, с. 21, 22]	$0,05 < \alpha < 0,3$ Наиболее популярное значение – 0,1	Если более подходящими оказываются значения $\alpha > 0,3$ , то это указывает на нарушение условий стационарности временного ряда, и необходимо применять другие, более сложные модели, описывающие нестационарные временные ряды
Минько А.А. [12, с. 111]	$0,2 \leq \alpha \leq 0,8$	

Продолжение табл. 1

Лугачев М.И., Ляпунцов Ю.П. [13, с. 71-72]	При достаточно большой дисперсии высокочастотной компоненты не рекомендуется использовать большие значения $\alpha$ , например, больше 0,2	Для каждого конкретного ряда исследователь волен выбирать свое значение $\alpha$ в зависимости от цели прогнозирования
Лукашин Ю.П. [1, с. 17, 25]	Наибольшая точность прогнозирования может быть достигнута при любых допустимых значениях $\alpha$	1. Величине $\alpha$ следует давать то или иное промежуточное значение между 0 и 1 в зависимости от конкретных свойств динамического ряда. 2. Если в результате испытаний обнаружено, что наилучшее значение $\alpha$ близко к 1, то следует проверить обоснованность выбора модели Брауна.
Френкель А.А. [8, с. 66, 69]	Наибольшая точность прогноза может быть достигнута при любых допустимых значениях $\alpha$	Проблема выбора оптимального значения постоянной сглаживания $\alpha$ для своего решения требует, прежде всего, четкой постановки задачи и принципиально сводится к оценке точности прогнозов
Светульников С.Г. [5, 14, с. 18]	$0 < \alpha < 1$ – для прогнозирования эволюционных процессов, $1 \leq \alpha < 2$ – для прогнозирования процессов хаотической динамики	Для каждого конкретного ряда значений существует свое, наиболее точно соответствующее особенностям данного ряда оптимальное значение постоянной сглаживания, которое определяется свойствами прогнозируемого временного ряда

Кроме приведенных выше рекомендаций, необходимо отметить, что сам автор модели Р. Браун предлагал следующую формулу расчета  $\alpha$  [16, с. 72]:

$$\alpha = \frac{2}{p+1}, \quad (2)$$

где  $p$  – число уровней, входящих в интервал сглаживания. Величина  $p$ , а, следовательно, и  $\alpha$ , определяются в этом случае эмпирически.

В работах [17, 18] представлен аналитический подход к оценке качества, а также введено понятие «длины памяти» модели Брауна как количества последних наблюдений, которые максимальным образом учитываются при формировании прогноза.

Диапазоном допустимых значений параметра сглаживания традиционно считается интервал  $\alpha \in [0, 1]$ , который обеспечивает сходимость последовательности весовых коэффициентов в формуле (1) к единице:

$$\{a_k\}_{k=1}^n = \alpha, \alpha(1-\alpha), \dots, \alpha(1-\alpha)^{n-1}. \quad (3)$$

В ряде работ, например, в [5], показано, что классический диапазон  $\alpha \in [0, 1]$  может быть расширен до  $\alpha \in [0, 2]$ , не нарушая при этом условия сходимости последова-

тельности (3) к единице.

Будем назвать множество  $K_c$  классическим допустимым множеством, множество  $K_{out}$  – запредельным допустимым множеством, а множество  $K_{ext} = K_c \cup K_{out}$  – расширенным допустимым множеством параметра сглаживания  $\alpha$  [18]:

$$\begin{aligned} K_c &= \{\alpha : 0 \leq \alpha \leq 1\}, \\ K_{out} &= \{\alpha : 1 < \alpha \leq 2\}, \\ K_{ext} &= \{\alpha : 0 \leq \alpha \leq 2\}. \end{aligned} \quad (4)$$

### ЦЕЛЬ И ЗАДАЧИ ИССЛЕДОВАНИЯ

Целью настоящей публикации является построение технологии параметрического синтеза модели Брауна по результатам ретроспективного анализа на основе обобщения и систематизации подходов к выбору параметра сглаживания, учитывающих особенности статистической информации, накопленной в виде ВР.

### ТЕХНОЛОГИЯ ПАРАМЕТРИЧЕСКОГО СИНТЕЗА МОДЕЛИ БРАУНА ПО РЕЗУЛЬТАТАМ РЕТРОСПЕКТИВНОГО АНАЛИЗА

Сформулируем гипотезу ретроспективного анализа следующим образом: предположим, что качество ретроспективных

прогнозных оценок, полученных для значений временного ряда в прошлые относительно  $t$  моменты времени имеет тенденцию к сохранению в следующий момент времени. Это позволяет аналитически решить задачу параметрического синтеза, но апостериорно, т.е. для моментов времени  $(t-1)$ ,  $(t-2)$  и более ранних [15].

Для этого формируются ретроспективные уравнения (РУ) следующего вида:

$$A_{t-1}(\alpha) = 0 \quad (5)$$

или

$$\varepsilon_{t-1}(\alpha) = 0, \quad (6)$$

где  $A_{t-1}(\alpha)$  и  $\varepsilon_{t-1}(\alpha)$  – аналитические зависимости соответственно абсолютной и относительной ретроспективных ошибок прогноза на момент времени  $(t-1)$  от внутреннего параметра модели Брауна – параметра сглаживания  $\alpha$  [19].

Зависимости  $A_{t-1}(\alpha)$  и  $\varepsilon_{t-1}(\alpha)$  полиномиальные в силу формы (1), поэтому уравнения (5) и (6) алгебраические, с совпадающими корнями, поэтому далее бу-

дем рассматривать только РУ вида (6), которое запишем в следующем виде:

$$\varepsilon_{t-1}(\alpha) = 100 \cdot \frac{\hat{y}_{t-1}(\alpha) - y_{t-1}}{y_{t-1}} = \frac{100}{y_{t-1}} \cdot \left( \sum_{i=1}^{n-1} \alpha(1-\alpha)^{i-1} y_{t-i-1} - y_{t-1} \right) = 0 \quad (7)$$

В соответствии с гипотезой ретроспективного анализа будем искать такие значения параметра сглаживания  $\alpha$ , которые обеспечивают абсолютную точность ретро-прогноза на момент времени  $(t-1)$ . Другими словами, будем искать вещественные корни РУ (7) на расширенном допустимом множестве  $K_{ext}$  параметра сглаживания  $\alpha$ . Исходя из того, что  $K_c \subset K_{ext}$ , все выкладки справедливы и для классического множества допустимых значений  $K_c$ .

Процессная диаграмма технологии параметрического синтеза модели Брауна представлена на рис. 1.

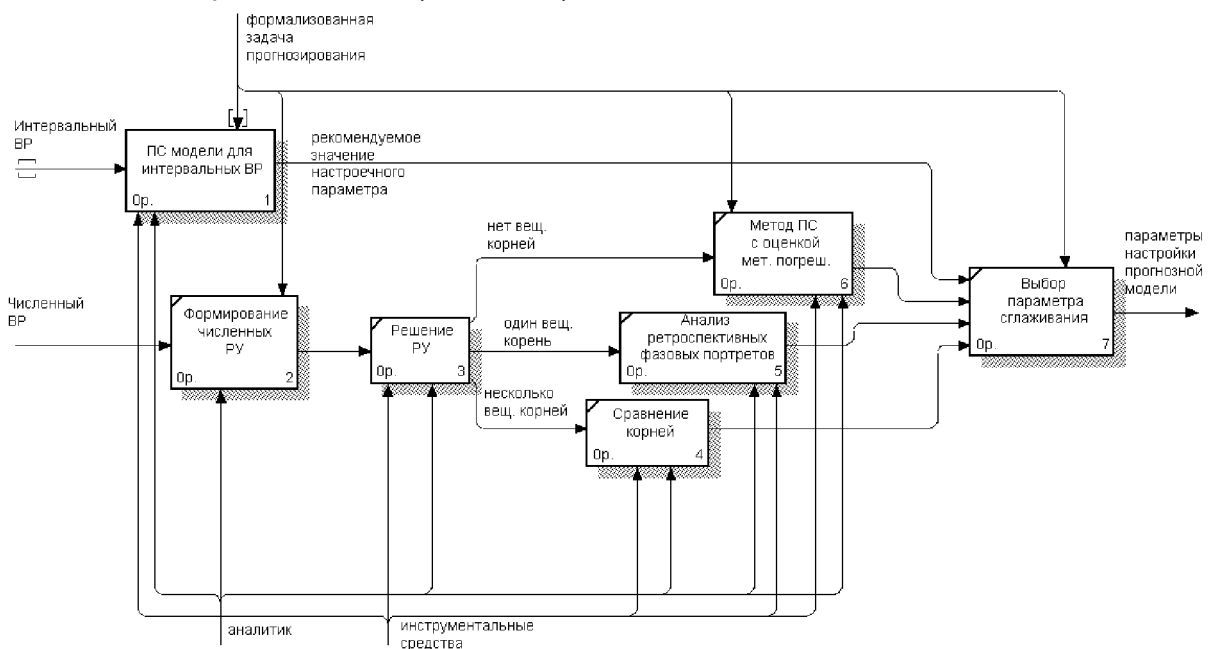


Рис. 1. Процессная диаграмма технологии параметрического синтеза модели Брауна

**Адаптация и параметрический синтез прогнозной модели Брауна для интервальных ВР.** Технология предполагает работу с ВР двух типов: интервальными и численными. В некоторых реальных задачах возникает ситуация, когда одно или несколько значений ВР представлены в интервальной форме:

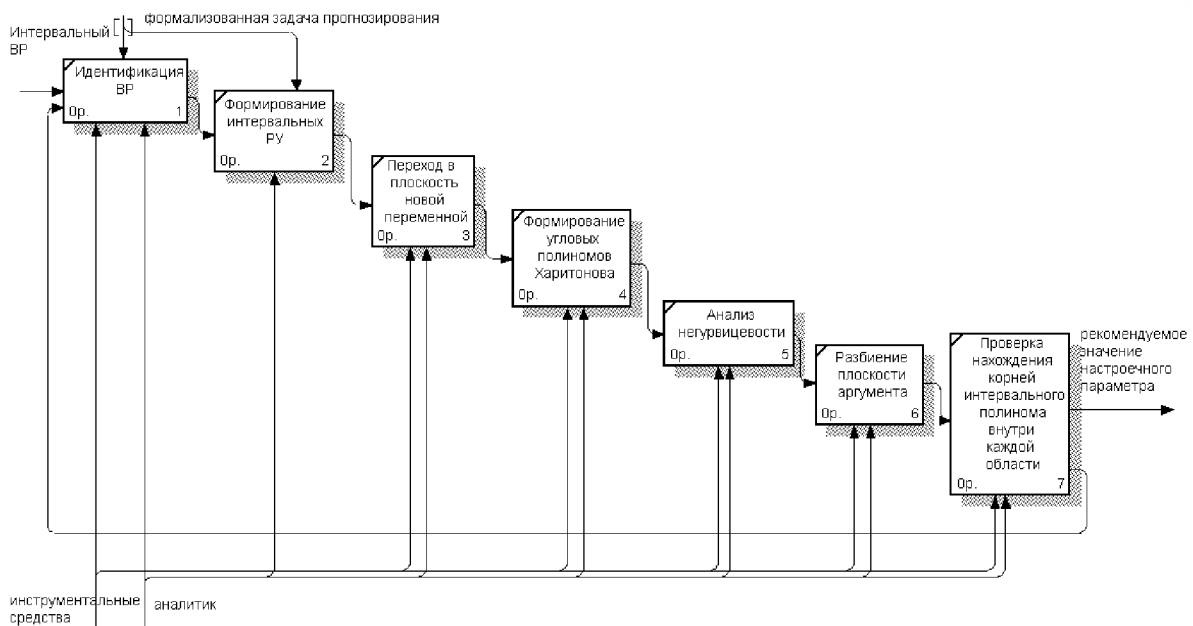
$$[\hat{y}_t] = \alpha[y_{t-1}] + \alpha(1-\alpha)[y_{t-2}] + \dots + \alpha(1-\alpha)^{n-1}[y_{t-n}] = \sum_{i=1}^n \alpha(1-\alpha)^{i-1}[y_{t-i}] \quad (9)$$

а РУ (7) для ВР с интервальными значениями соответственно будет выглядеть следующим образом:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \alpha(1-\alpha)^{i-1}[y_{t-i-1}] - [y_{t-1}] = 0 \quad (10)$$

$[y_{t-i}] = [y_{t-i}; \overline{y_{t-i}}]$ , (8)  
 где  $\underline{y_{t-i}}$  и  $\overline{y_{t-i}}$  – нижняя и верхняя границы интервального значения параметра  $y_{t-i}$ . В этом случае расчетная формула модели Брауна принимает следующий вид:

На рис. 2 показана процессная диаграмма параметрического синтеза прогнозной модели Брауна в условиях интервальной неопределенности данных.



**Рис. 2. Процессная диаграмма параметрического синтеза прогнозной модели Брауна в условиях интервальной неопределенности данных**

Кратко опишем этапы параметрического синтеза прогнозной модели Брауна в условиях интервальной неопределенности данных согласно [20].

Процедура параметрического синтеза начинается с идентификации ВР, который включает в себя предварительный анализ и

обработку исходных данных, а именно выделение тренда и формирование ряда интервальных остатков. Затем формируются одно или несколько интервальных РУ вида (10).

Для установления факта нахождения корней интервального полинома (10) на

интервале может быть использовано билинейное  $w$ -преобразование вида для отображения области  $G_1$  в правую полуплос-

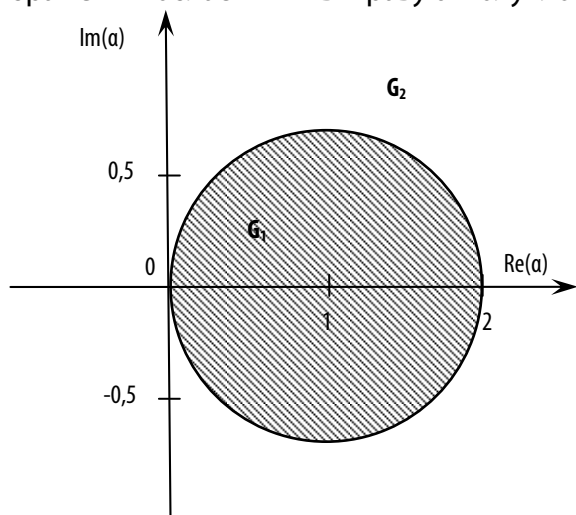


Рис. 3. Разбиение плоскости комплексного параметра  $\alpha$

кость комплексной плоскости  $W$  (рис. 3, 4).

$$\alpha = \frac{2}{1+w}, \quad w = \frac{2-\alpha}{\alpha} \quad (11)$$

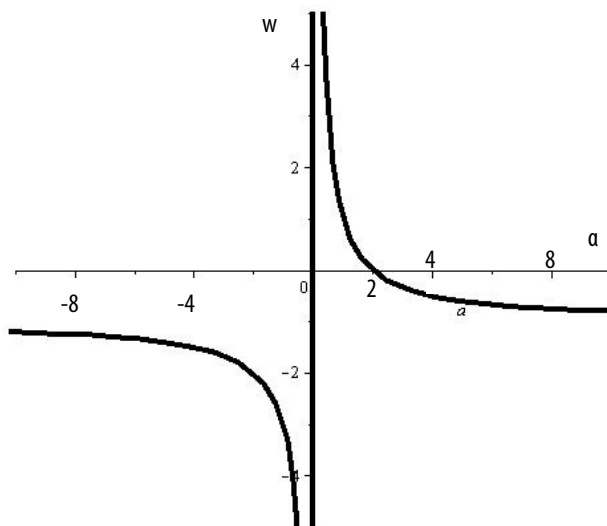


Рис. 4. График функции  $w = \frac{2-\alpha}{\alpha}$

После подстановки (11) уравнение (10) примет следующий вид:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \frac{2}{1+w} \left(1 - \frac{2}{1+w}\right)^{i-1} [y_{t-i-1}] - [y_{t-1}] = 0 \quad (12)$$

Если теперь привести уравнение (12) к стандартному виду

$$[b_0]w^n + [b_1]w^{n-1} + [b_2]w^{n-2} + \dots + [b_{n-1}]w + [b_n] = 0, \quad (13)$$

где  $[b_i] = [\underline{b}_i; \bar{b}_i]$  – интервальные линейные функции от значений исходного ВР

$$\begin{aligned} D_1(w) &= \underline{b}_0 w^k + \underline{b}_1 w^{k-1} + \bar{b}_2 w^{k-2} + \bar{b}_3 w^{k-3} + \dots + \underline{b}_{k-1} w + \underline{b}_k, \\ D_2(w) &= \underline{b}_0 w^k + \bar{b}_1 w^{k-1} + \bar{b}_2 w^{k-2} + \underline{b}_3 w^{k-3} + \dots + \underline{b}_{k-1} w + \bar{b}_k, \\ D_3(w) &= \bar{b}_0 w^k + \bar{b}_1 w^{k-1} + \underline{b}_2 w^{k-2} + \underline{b}_3 w^{k-3} + \dots + \bar{b}_{k-1} w + \bar{b}_k, \\ D_4(w) &= \bar{b}_0 w^k + \underline{b}_1 w^{k-1} + \underline{b}_2 w^{k-2} + \bar{b}_3 w^{k-3} + \dots + \bar{b}_{k-1} w + \underline{b}_k. \end{aligned} \quad (14)$$

В случае негурвицевости хотя бы одного из полиномов (14) хотя бы один из корней уравнения (10) находится в области  $G_1$ , а, следовательно, можно и дальше дробить область  $G_1$  на более мелкие, проверяя наличие в них корней. Проверяя та-

$[y_{t-i}]$ , то появляется возможность использовать теорему Харитонова [21], согласно которой интервальный полином устойчив (т.е. все корни полинома с интервальными коэффициентами лежат в левой полуплоскости комплексной системы координат вне зависимости от сочетаний значений коэффициентов), если устойчивы четыре характерных полинома с детерминированными коэффициентами:

ким способом факт наличия корней интервального уравнения (10) внутри каждого из кругов вдоль вещественной оси на расширенном допустимом множестве  $K_{ext}$ , можно отсеять отрезки, где корни полиномиального уравнения (10) не могут появиться ни при каких сочетаниях значений

коэффициентов интервального уравнения.

Таким образом, локализовав на расширенном допустимом множестве  $K_{ext}$  области возможных значений параметра сглаживания  $\alpha$ , возможно обоснованно, на основе результатов ретроспективного анализа, выбрать его значение для прогнозирования на следующий период. В этом смысле, прогнозная однопараметрическая модель Брауна получает дальнейшее развитие за счет предложенного метода параметрического синтеза, учитывающего интервальный характер исходных данных, что позволяет обеспечить адекватность модели и расширить границы её применимости.

**Параметрический синтез прогнозной модели Брауна по результатам ретроспективного анализа для численных ВР.** Очевидно, что уравнения вида (7) могут иметь разное количество вещественных корней на расширенном допустимом множестве параметра сглаживания  $K_{ext}$ . Рассмотрим все возможные случаи в соответствии с нижней ветвью процессной диаграммы на рис. 1.

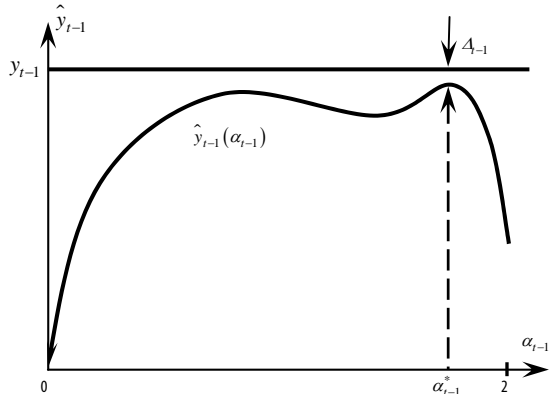


Рис. 5. Графическая интерпретация метода параметрического синтеза прогнозной модели Брауна с аналитической оценкой ее методической погрешности

Нет вещественных корней. При наличии только комплексных корней может

быть найдена минимальная методическая ошибку  $A_{t-1}$  (рис. 5) как предложено в [22].

Такую же процедуру можно применить и для более ранних относительно  $(t-1)$  моментов времени. Таким образом, может быть получена следующая последовательность уравнений:

$$\begin{aligned} y_{t-1} + A_{t-1} &= \sum_{i=2}^n \alpha_{t-1} (1 - \alpha_{t-1})^{i-2} y_{t-i}, \\ y_{t-2} + A_{t-2} &= \sum_{i=3}^n \alpha_{t-2} (1 - \alpha_{t-2})^{i-m} y_{t-i}, \\ &\dots \\ y_{t-m} + A_{t-m} &= \sum_{i=m}^n \alpha_{t-m} (1 - \alpha_{t-m})^{i-2} y_{t-i}, \end{aligned} \quad (15)$$

где  $m$  – глубина ретроспективного анализа.

Решая уравнения (15), получаем две последовательности для  $m$  последних моментов времени:

$$\{\alpha^*\}_m = \{\alpha_{t-1}^*, \alpha_{t-2}^*, \dots, \alpha_{t-m}^*\}, \quad (16)$$

$$\{\Delta^*\}_m = \{\Delta_{t-1}^*, \Delta_{t-2}^*, \dots, \Delta_{t-m}^*\}. \quad (17)$$

Экстраполируя тенденцию (16) на момент времени  $t$  можно определить значение  $\alpha_t^*$  для прогнозирования на момент времени  $t$ . При этом последовательность (17) с одной стороны может служить мерой адекватности прогнозной модели, с другой может быть включена в прогноз в качестве составляющей. Корректность предлагаемого будет зависеть от значения максимальной допустимой ошибки, которая должна ограничивать элементы последовательности (17).

Таким образом, можно утверждать, что прогнозная однопараметрическая модель Брауна усовершенствована путем разработки метода параметрического синтеза с аналитической оценкой ее методической погрешности, что позволяет расширить границы применимости и адекватности модели.

*Один вещественный корень.* Предположим, что уравнения (7) имеют один вещественный корень на расширенном допустимом множестве параметра сглаживания  $K_{ext}$ . Тогда получаем последовательность корней уравнений вида (7) для  $m$  последних моментов времени аналогичную (16):

$$\{\alpha\}_m = \{\alpha_{t-1}, \alpha_{t-2}, \dots, \alpha_{t-m}\}. \quad (18)$$

Последовательность (18) можно рассматривать как комплексную характеристику пары «BP – прогнозная модель» [3] и исследовать, например, с помощью инструментов фазового анализа [23]. Это предполагает разложение ретроспективного фазового портрета параметра сглаживания прогнозной модели Брауна

$$\Phi_2(\Lambda) = \{(\alpha_{t-m+i-1}, \alpha_{t-m+i})\}, \quad i = \overline{1, m-1}, \quad (19)$$

на квазициклы путем визуализации фрагментов данного фазового портрета. При этом принимается во внимание характер вращения звеньев, соединяющих соседние точки  $(\alpha_i, \alpha_{i+1})$ ,  $(\alpha_{i+1}, \alpha_{i+2})$  визуализируемого фрагмента.

На основе анализа ретроспективного фазового портрета параметра сглаживания можно определить обоснованную оценку его значения для получения актуального прогноза. Предложенный метод параметрического синтеза прогнозной модели Брауна, основанный на анализе ретроспективных фазовых портретов параметра сглаживания, позволяет учитывать и визуализировать динамику ретроспективных оптимальных значений параметра сглаживания.

*Несколько вещественных корней.* В случае, когда уравнение (7) имеет больше

одного вещественного корня на расширенном допустимом множестве  $K_{ext}$ , то возникает задача их сравнения и выбора среди них того, которое обеспечивает лучшее качество ретро-прогноза. Очевидно, что большинство классических критериев качества прогнозных оценок, в частности, ошибка ретро-прогноза не могут выступать критериями сравнительного анализа, т.к. все значения параметра сглаживания, равные вещественным корням уравнения (7), обеспечивают предельные значения этих критериев.

Для сравнительного анализа всего набора прогнозных оценок, полученных при значениях параметра  $\alpha = \alpha_1, \alpha = \alpha_2, \dots, \alpha = \alpha_k$  ( $k \geq 2$  – количество вещественных корней на множестве  $K_{ext}$ ), в [18] предложено нормирующее преобразование:

$$\alpha = \alpha_j + \Delta\alpha_j = \alpha_j + 0,01\alpha_j\varepsilon_\alpha, \quad j = \overline{1, k}, \quad (20)$$

где  $\alpha_j$  – вещественные корни уравнения (7),  $\Delta\alpha_j$  – абсолютное, а  $\varepsilon_\alpha$  – относительное отклонение относительно вещественного корня  $\alpha_j$ .

Оно позволяет изобразить в единой плоскости параметров  $(\varepsilon_t, \varepsilon_\alpha)$  зависимости для всех вещественных корней ретроспективного уравнения (7) общим количеством  $k$  (рис. 6).

Согласно [19, 24] в качестве критериев сравнения предложено использовать чувствительность и робастность прогнозных оценок к изменениям параметра сглаживания.



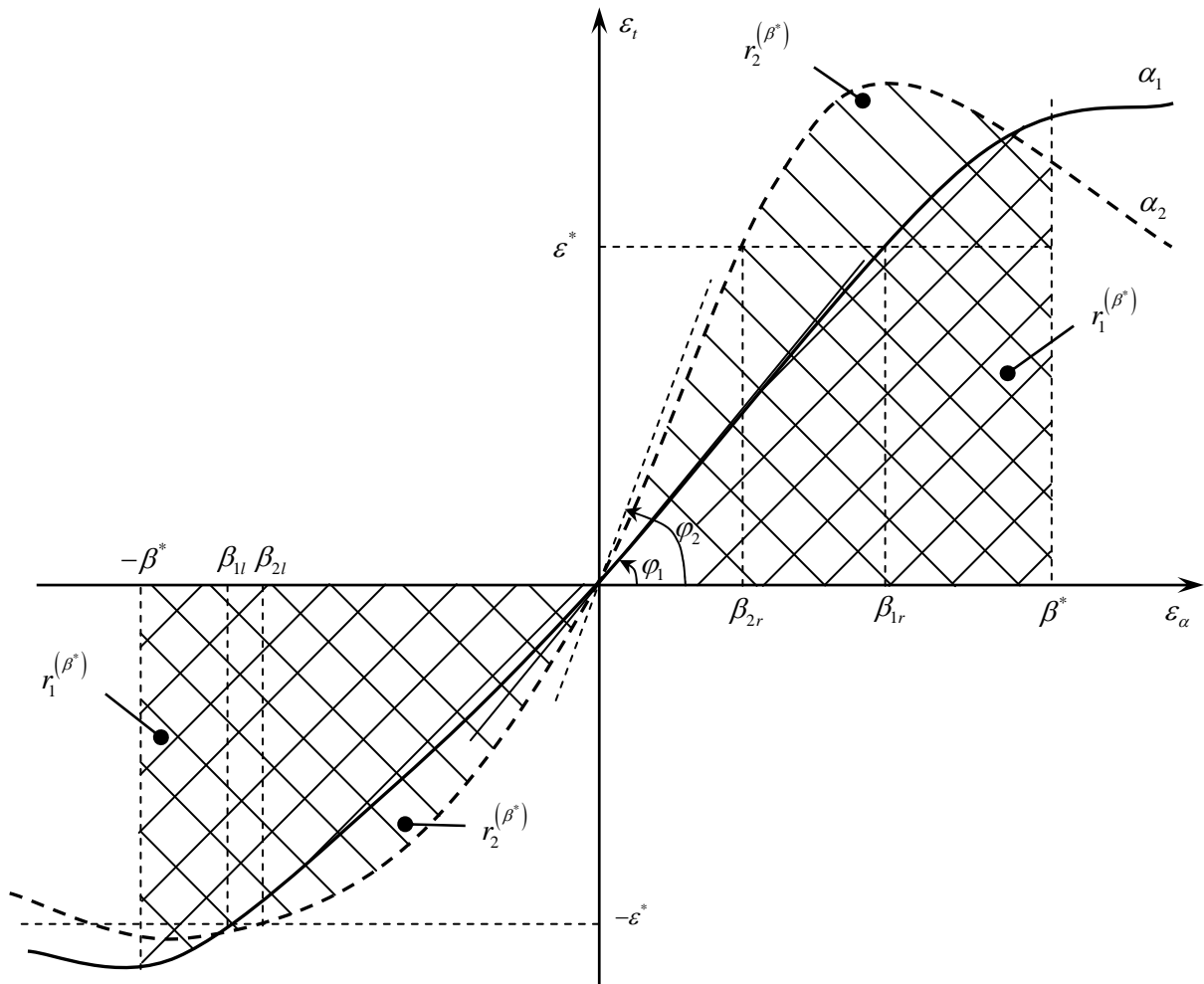


Рис. 6. Графоаналитическое сравнение вещественных корней ретроспективного уравнения (7) в единой плоскости параметров  $(\varepsilon_t, \varepsilon_\alpha)$

Чувствительность прогнозной оценки к изменению параметра сглаживания трактуется как степень изменения точности прогнозной оценки при небольших изменениях значения параметра сглаживания. Для ее определения вычисляется значение модуля производной функции ошибки  $\varepsilon_t'(\varepsilon_\alpha)$  в точках  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$ :

$$s_j = \left| \frac{d\varepsilon_t^{(j)}(\varepsilon_\alpha)}{d\varepsilon_\alpha} \right|_{\varepsilon_\alpha=0} = |\operatorname{tg} \varphi_j|, \quad j = \overline{1, n}, \quad (21)$$

где  $s_j$  – показатель чувствительности  $j$

-й прогнозной оценки,  $\left. \frac{d\varepsilon_t^{(j)}(\varepsilon_\alpha)}{d\varepsilon_\alpha} \right|_{\varepsilon_\alpha=0}$  – значения производной  $j$ -й функции ретроспективной ошибки в точке  $\varepsilon_\alpha = 0$ ,  $\varphi_j$  – угол наклона кривой  $\varepsilon_t^{(j)}(\varepsilon_\alpha)$  в точке  $\varepsilon_\alpha = 0$ .

Робастность прогнозной оценки – способность модели сохранять наперед заданный уровень качества прогноза в максимально широком диапазоне изменений внутренних параметров прогнозной модели.

В качестве показателей робастности предлагается использовать группу харак-

теристик, геометрический смысл которых показан на рис. 6.

1.  $\beta_{jl}, \beta_{jr}$  – левая и правая границы интервала робастности, обеспечивающие сохранение точности прогнозной оценки в пределах  $(-\varepsilon^*; \varepsilon^*)$ .

2.  $\Delta\beta_j = \beta_{jr} - \beta_{jl}$  – ширина интервала робастности.

3.  $r_j^{(\beta^*)} = \frac{1}{\int_{-\beta^*}^{\beta^*} |\varepsilon_t^{(j)}(\varepsilon_\alpha)| d\varepsilon_\alpha}$  – степень робастности в диапазоне  $(-\beta^*; \beta^*)$ , степень близости кривой  $\varepsilon_t^{(j)}(\varepsilon_\lambda)$  к оси абсцисс.

Таким образом, использование предложенных показателей позволяет осуществить многокритериальную оптимизацию прогнозной модели Брауна в рамках задачи параметрического синтеза.

## ВЫВОДЫ

Предложена технология параметрического синтеза прогнозной модели Брауна, позволяющая осуществлять настройку модели при решении задачи прогнозирования численных и интервальных времен-

ных рядов. Методическая база предложенной технологии основана на результатах ретроспективного анализа пары «временной ряд – прогнозная модель» и представляет собой комплекс аналитических методов обоснованного выбора внутреннего параметра прогнозной модели Брауна. Будучи адаптирована к работе с интервальными данными, технология параметрического синтеза может быть включена, например, в комплекс прогностического обеспечения систем поддержки принятия решений, что обуславливает ее практическую значимость. Предлагаемый инструментарий позволяет, помимо решения прямой задачи прогнозирования, аналитически оценивать качество прогнозной модели в ходе ее использования, что обеспечивает эффективность интерактивного режима процесса анализа и прогнозирования. Предложенные процедуры реализованы инструментальными средствами интегрированного математического пакета MAPLE, обеспечивающего все аналитические вычисления и необходимые средства визуализации.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Lukashin, Yu. P. *Adaptivnye metody kratkosrochnogo prognozirovaniya vremennykh ryadov: Uchebnoe posobie.* – М.: Финансы и статистика, 2003. – 416 с.
2. Brown, R. G., Meyer R.F. The fundamental theorem of exponential smoothing. *Oper. Res.* – 1961. – Vol.9. – 5.
3. Romanenkov, Yu. A. *Tehnologiya nastroyki prognoznoy modeli na osnove retrospektivnogo analiza sobstvennykh fazovykh traektoriy [Tekst] / Yu. A. Romanenkov // Visnik NTU «HPI». Seriya: Mehaniko-tehnologichni sistemi ta kompleksi.* – Harkiv : NTU «HPI», 2015. – No 36(1145). – 5.47–52.
4. Smirnov, S. A. *Pedagogika: pedagogicheskie teorii, sistemy, tehnologii [Tekst] : Uchebnik dlya studentov vysshikh i srednih uchebnykh zavedeniy / S. A. Smirnov, I. B. Kotova – М.: «Akademiya», 1999. – 512 с.*
5. Svetunkov, S.G. *O rasshirenii granits primeneniya metoda Brauna [Tekst] / S. G. Svetunkov // Izvestiya Sankt-Peterburgskogo gosudarstvennogo universiteta ekonomiki i finansov.* 2002. – №3. – S. 94-107.
6. *Rabochaya kniga po prognozirovaniyu [Tekst] / Redkol. : I. V. Bestuzhev-Lada (otv. red.). – М.: Mysl, 1982. – 430 с.*
7. Vasilev, A. A. *Metody vybora postoyannoy sglazhivaniya v modeli prognozirovaniya Brauna [Tekst] / A. A. Vasilev // Vestnik Tverskogo gosudarstvennogo universiteta,* 2013, №1 (seriya «Ekonomika i upravlenie». 2013, vyp. 17). – S. 183-196.
8. Frenkel, A. A. *Prognozirovanie proizvoditel'nosti truda: metody i modeli [Tekst] : nauchnoe izd. – М.: Ekonomika, 1989. – 214 с.*
9. *Statisticheskoe modelirovanie i prognozirovanie [Tekst]: ucheb. posobie / G. M. Gambarov, N. M. Zhuravel, Yu. G. Korolev i dr.; pod red. A. G. Granberga. – М.: Финансы и статистика, 1990. – 383 с.*
10. Chetyrkin, E. M. *Statisticheskie metody prognozirovaniya [Tekst]: monografiya – 2-e izd., pererab. i dop. / E. M. Cheptyrkin. – М.: Statistika, 1977. – 200 с.*

11. Lyuis, K. D. Metody prognozirovaniya ekonomicheskikh pokazateley [Tekst]: monografiya, per. s angl. / K. D. Lyuis. – M. : Finansy i statistika, 1986. – 133 s.
12. Minko, A. A. Prognozirovanie v biznese s pomoshchyu Excel. Prosto kak dvazhdy dva [Tekst]: na-uchno-populyarnoe izd. / A. A. Minko. – M. : Eksmo, 2007. – 208 s.
13. Lugachev, M. I. Metody sotsialno-ekonomicheskogo prognozirovaniya [Tekst]: ucheb. posobie. / M. I. Lugachev, Yu. P. Lyapunsov. – M. : Ekonomicheskii fakultet MGU; TEIS, 1999. – 160 s.
14. Metody sotsialno-ekonomicheskogo prognozirovaniya [Tekst]: uchebnik dlya vuzov. Tom II / S.G. Svetunkov, I.S. Svetunkov. – SPb. : Izd-vo SPbGUEF, 2010. – 103 s.
15. Vartanyan, V. M. Parametricheskii sintez prognoznoy modeli eksponentsialnogo sglazhivaniya [Tekst] / V. M. Vartanyan, Yu. A. Romanenkov, A. V. Kononenko // Vestnik NTU «HPI». Sbornik nauchnykh trudov. Tematicheskii vypusk «Sistemnyi analiz, upravlenie i informatsionnye tehnologii». – Harkov: NTU «HPI». – 2005. – № 59 – S. 9-16.
16. Vartanyan, V. M. Modelirovanie dinamicheskikh protsessov po vremennym ryadam [Tekst] : monogr. / V. M. Vartanyan, Yu. A. Romanenkov, D. S. Revenko, V. Yu. Kashcheeva. – H.: Nats. aerokosm. un-t im. N.E. Zhukov-skogo «HA», 2012. – 266 s.
17. Romanenkov, Yu. A. Parametricheskii analiz oblasti adekvatnosti adaptivnoy prognoznoy modeli Brauna [Tekst] / Yu. A. Romanenkov // Naukovi pratsi Pivdenного filialu Natsionalnogo universitetu bioresursiv i prirodokoristuvannya Ukraini «Krimskiy agrotehnologichniy universitet». – Tehnichni nauki. Vipusk 162. – Simferopol: VD «ARIAL», 2014. – S. 228-236.
18. Romanenkov, Yu. Analysis of the predictive properties of Brown's model in the extended domain of the internal parameter [Text] / Yu. Romanenkov // MOTROL. Commission of Motorization and Energetics in Agriculture. – 2015. – Vol.17, No. 8. – P. 27-34.
19. Romanenkov, Yu. A. Metod parametricheskogo sinteza modeli Brauna na osnove retrospektivnoy mnogokriterialnoy optimizatsii [Tekst] / Yu. A. Romanenkov, T. G. Zeyniev / Zbirnik naukovih prats (ga-luzeve mashinobuduvannya, budivnitstvo). – Poltava : PoltNTU, 2014. – №2(41). – S. 48-56.
20. Vartanyan, V. M. Parametricheskii sintez modeli eksponentsialnogo sglazhivaniya dlya statistiche-skih ryadov intervalnykh dannykh [Tekst] / V. M. Vartanyan, Yu. A. Romanenkov, V. Yu. Kashcheeva, D. S. Revenko // Otkrytye informatsionnye i kompyuternye integrirovannye tehnologii: sb. nauch. tr. Nats. aerokosm. un-ta im. N.E. Zhukovskogo «HA». – Vyp. 44. – H., 2009. – C. 232-240.
21. Zhabko, A. P. Neobhodimye i dostatochnye usloviya ustoychivosti lineynogo semeystva polinomov [Tekst] / A.P. Zhabko, V.L. Haritonov // Avtomatika i telemekhanika. – 1994. – № 10. – S. 125-134.
22. Romanenkov, Yu. A. Prognosticheskoe obespechenie uprezhdayushchego upravleniya effektivnostyu biznes-protsessov v organizatsii [Tekst] / Yu. A. Romanenkov // Sistemi obrobki informatsiyi : zbirnik nauko-vih prats. – H. : Harkivskiy universitet Povitryanih Sil imeni Ivana Kozheduba, 2014. – Vip. 9 (125). – S. 193-198.
23. Parovik, R. I. Fazovyy analiz vremennykh ryadov geofizicheskikh poley [Tekst] / R. I. Parovik, P. P. Firstov // Vest. KRAUNTs. Fiz.-mat. nauki. – 2013. – №1. – S.23-29.
24. Romanenkov, Yu. A. Parametricheskie kriterii kachestva retrospektivnykh prognoznykh otsenok [Tekst] / Yu. A. Romanenkov // Visnik Natsionalnogo tehnicnogo universitetu «HPI». Seriya: Strategichne upravlinnya, upravlinnya portfelyami, programami ta proektami. – H. : NTU «HPI». – 2015. – № 1 (1110). – S. 85 – 90.

**Рецензент:** д.т.н., проф. Ходаков В.Е.,  
Херсонский национальный технический университет.