УДК 681.324

С.Г. Котенко, М.О.Можаєв

Національний технічний університет «ХПІ», Харків

МОДЕЛЬ АВТОРЕГРЕСІЇ ПРОІНТЕГРОВАНОГО КОВЗАЮЧОГО СЕРЕДНЬОГО В ЗАДАЧАХ ФОРМУВАННЯ ЕКСПЕРТНИХ ОЦІНОК ПОКАЗНИКІВ ЯКОСТІ ПРОЕКТОВАНИХ ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙНИХ СИСТЕМ

У статті розглянуті методи побудови експертних оцінок показників якості проектованих телеком-комунікаційних систем за допомогою часових рядів. Запропоновано модель авторегресії проінтегрованого ковзаючого середнього (АРПКС), а також схема екстраполятора значень індикаторів. На основі моделі авторегресії проінтегрованого ковзаючого середнього можна отримувати оціночні прогнозні значення, що сприяють зниженню ступеня суб'єктивізму в експертних висновках.

Ключові слова: *експертні оцінки, модель авторегресії, АРПКС, Бокс і Дженкінс, рівняння Юла-Уолкера.*

Вступ

Актуальність дослідження. Великий інтерес для організації процесу формування експертних оцінок представляють моделі часових рядів, що позволить, наприклад, здійснювати прогноз станів модельованої системи (значень експертних показників якості (ЕПЯ)) перспективної телекомунікаційній системи спеціального призначення (ТКС СП) при реалізації в ній того чи іншого технічного рішення.

Моделі формування експертних оцінок, розроблені в [1, 2], дозволяють формувати експертні оцінки про якість того чи іншого технічного рішення, прийнятого в ході проектування ТКС СП, з урахуванням динаміки модельованих процесів (підпроцесів) функціонування системи на основі спостереження за змінами стану моделюючий системи, значень її експертних показників якості (ЕПЯ).

Тому до основних завдань моделювання часових рядів і прогнозування їх параметрів в класичній постановці відносяться вибір відповідних параметричної моделі часового ряду, оцінювання її параметрів, діагностика її якості, а також отримання виразу для прогнозу параметрів ряду (екстраполяції значень на попереджуючий момент часу). Для забезпечення спроможності, достатності, мінімуму дисперсії та ефективності результатів обробки наявних статистичних даних необхідне виконання низки умов для моделі, наприклад стаціонарності і ергодичності, і забезпечення часу оцінювання значення, наприклад ЕПЯ, меншого, ніж інтервал кореляції значень часового ряду.

До цього часу такий комплексний аналіз моделювання за допомогою часових рядів не проводився і тому актуальною метою даної статті є розробка методу оцінки параметрів екстраполяції значень індикатора, моделі авторегресії проінтегрованого ковзаючого середнього в задачах формування прогнозних оцінок значень експертних показників якості проектованих ТКС та пристроїв.

Результати теоретичних досліджень

Розглянемо етапи вибору моделі які передбачає обґрунтування деякого класу стохастичної моделі та ідентифікація її параметрів на основі знання автокореляційних функцій елементів часового ряду, а також методу діагностичної перевірки моделі.

Проста модель часового ряду має такий вигляд:

$$\theta_t = b + \varepsilon t \,, \qquad (1)$$

де b — константа і εt — випадкова помилка. Константа b відносно стабільна на кожному часовому інтервалі, але може також повільно змінюватися з часом. Один з інтуїтивно ясних способів виявлення *b* полягає в тому, щоб використовувати згладжування ковзаючим середнім, при якому останніми спостереженнями приписуються більше ваги, ніж передостаннім, передостаннім більше ваги, ніж попереднім, і т.д.

Саме так влаштовано просте експоненціальне згладжування. Тут більш старим спостереженням приписуються експоненціальне зменшуючи ваги, при цьому, на відміну від ковзаючого середнього, враховуються всі попередні спостереження ряду, а не тільки ті, що потрапили в певне вікно. Формула простого експоненціального згладжування має наступний вигляд:

$$S_t = \alpha\theta_t + (1-\alpha)S_{t-1} \qquad (2)$$

Коли ця формула застосовується рекурсивне, кожне нове згладжене значення (яке є також прогнозом) обчислюється як зважене середнє поточного спостереження і згладженого ряду. Вочевидь, результат згладжування залежить від параметра α. Якщо $\alpha = 1$, то попередні спостереження повністю ігноруються. Якщо $\alpha = 0$, то ігноруються поточні спостереження. Значення α між 0 та 1 дають проміжні результати.

Емпіричні дослідження [3- 5] показали, що просте експоненціальне згладжування дає досить точний прогноз. На практиці параметр згладжування часто шукається з пошуком на сітці. Можливі значення параметра розбиваються сіткою з певним кроком. Наприклад, розглядається сітка значень від $\alpha = 0{,}1$ до $\alpha = 0{,}9$ з кроком 0,1. Потім вибирається α, для якого сума квадратів (або середніх квадратів) залишків (спостережувані значення мінус прогнози на крок вперед) є мінімальною.

Для обчислення першого згладженого значення (прогнозу) слід мати значення S_0. В залежності від вибору α (зокрема, якщо α близько до 0), початкове значення згладженого процесу може зробити істотний вплив на прогноз для багатьох наступних спостережень. Рекомендується брати початкове значення S_0, що дає найкращий прогноз. З іншого боку, вплив вибору зменшується з довжиною ряду і стає некритичним при великій кількості спостережень.

Разом з тим розглянуті моделі дозволяють описувати динаміку стаціонарних випадкових процесів. Враховуючи той факт, що більшість процесів, реально протікаючи в ТКС СП, не є стаціонарними, великий інтерес для організації експертної діяльності представляє модель авторегресії — проінтегрованого ковзаючого середнього (АРПКС (*p, d, q*)), запропонована Боксом і Дженкінсом [3]. Таким чином визначення методики моделі авторегресії проинтегрованного ковзаючого є удосконалення моделі, що є вирішенням актуального завдання у наш час. Модель включає три типи параметрів: параметри авторегресії *p*, порядок різниці *d* і параметр ковзаючого середнього *q*, які обчисляють для ряду після взяття різниці з лагом (іноді використовують такі терміни: зрушення, запізнювання) *d*. Розширення області моделювання в цьому поданні досягається шляхом переходу до моделювання не самих значень процесу $\eta(k)$, а різниці між значеннями ряду до *d*-го порядку включно, що володіє стаціонарними властивостями, що означає постійність її середнього і незмінність у часі відповідних вибіркових дисперсії і автокореляції. Для того щоб визначити необхідний порядок різниці, звичайно проводять дослідження графіка вихідного ряду і будують автокорелограму. Сильні зміни рівня (сильні скачки вгору або вниз) зазвичай вимагають взяття несезонної різниці першого порядку (лаг дорівнює 1), а сильні зміни нахилу вимагають взяття різниці другого порядку.

Зауважимо, що надмірна кількість взятих різниць призводить до менш стабільних оцінок коефіцієнтів.

При організації експертної діяльності великий інтерес викликає підхід до формування прогнозних значень часового ряду ЕПЯ проектованої ТКС СП. Прогнозні значення ЕПЯ на l крок вперед можуть бути отримані при виконанні умов $q \ge p + d, l > q - p - d$.

Загальний вираз для моделі АРПКС часового ряду (*i*-го індикатора значення елемента векторного ЕПЯ, стану моделі системи, стану моделі структури $\theta_{стр}$ і т.д.) може бути представлено в наступному вигляді:

$$\phi(B)\Delta^d\theta_{i.ст.t} = \lambda(B)V_t + \phi(B)\Delta^d W_{ст.t} \qquad (3)$$

де $\phi(B)$ — оператор авторегресії, що визначається відповідно до виразу:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - ... - \phi_p B^p \qquad (4)$$

B — оператор зсуву назад $(B\theta_t = \theta_{t-1})$, Δ — різницевий оператор із зсувом назад $(\Delta = \theta_t - \theta_{t-1})$, W_t — шум спостереження за індикаторами (похибка вимірювання); V_t — шум збудження процесу θ_t, $\lambda(B)$ — оператор ковзаючого середнього, який визначається відповідно з виразом

$$\lambda(B) = 1 - \lambda_1 B - ... - \lambda_q B^q \quad (5)$$

Окремим випадком авторегресійної моделі при *p* = 1 є марківський процес

$$\theta_{ст.t} = \phi(t \mid t-1)\theta_{ст.t-1} + V_t \quad (6)$$

При *p* = 0 змішана модель перетворюється в модель ковзаючого середнього, що реалізує механізм обліку динаміки зміни значень збудливої послідовності V_t. На відміну від процесу авторегресії, в процесі ковзаючого середнього поточне спостереження ряду являє собою суму випадкового компонента V_t в даний момент часу і лінійної комбінації зважених значень випадкових впливів в попередні *q* моментів часу. Визначення оптимального значення параметрів змінного середнього засноване на обліку кореляцій значень випадкових впливів на глибину *q* кроків.

Практика показує, що для формування оціночних і прогнозних значень нестаціонарних процесів зміни значень ЕПЯ моделей проектованої ТКС СП у телекомунікаційній ЕС доцільно реалізувати (в якості базової з можливістю підстроювання) модель АРПКС. Модель має властивості безнадмірності та адекватності для більшості процесів, які необхідно моделювати в ході експертизи різних етапів проекту ТКС СП.

Результати обчислень похибок оцінок

Однак необхідність автоматизації процесу експертної діяльності в ході проектування ТКС СП вимагає побудови алгоритмів визначення параметрів авторегресії у вигляді, зручному для реалізації на ЕОМ. З цією метою скористаємося рекурентним алгоритмом найменших квадратів (РНК), який дозволяє при надходженні нових поточних даних $\theta(N+1)$ переходити від вектора коефіцієнтів лінійного передбачення $\vec{\phi}_{p,N}$ до вектора $\vec{\phi}_{p,N+1}$ не вирішуючи рівняння Юла-Уолкера [5].

Для отримання алгоритму РНК вираз для помилки лінійного передбачення вперед при використанні вибірки розміром *N* для *к*-го часового кроку і глибини регресії *p* запишемо в такому вигляді:

$$\vec{e}_{p,N}(n) = \vec{\theta}^T_{p,N}(n)\vec{\phi}_{p,N}(n) \quad (7$$

де $\vec{\theta}^T_{p,N}(n) = (\theta(n); \theta(n-1); ...; \theta(n-p))$ — вектор значень часового ряду розмірністю *p* + 1; $\vec{\phi}_{p,N}(n) = (1; \vec{\phi}_{p,N}(n-1); ...; \vec{\phi}_{p,N}(n-p))^T$ — вектор значень коефіцієнтів авторегресії розмірністю *p* + 1.

Так як підсумовування у виразі для помилки здійснюється з урахуванням знака «мінус» при коефіцієнтах авторегресії, то в результаті отримуємо різницю між значенням ряду в момент часу *к* і зваженими значеннями регресії на минулі значення ряду глибиною *p*.

Введемо поняття суми експоненціальне зважених квадратів помилок передбачення на всій довжині вибірки $\rho'_{p,N} = \sum_{k=1}^{N} w^{N-k}(e'_{p,N}(n))^2$.

Можна показати [5], що вектор коефіцієнтів лінійного передбачення $\vec{\phi}_{p,N}$, що мінімізує суму експоненціальне зважених з вагою w^{N-k} квадратів помилок $\rho'_{p,N}$, задовольняє рішенням рівняння

$$R_{p,N}\vec{a}_{p,N} = \begin{Bmatrix} \rho'_{p,N} \\ 0_p \end{Bmatrix} \quad (8)$$

де $R_{p,N} = \begin{bmatrix} r_{p,N}(0,0) & r^T_{p,M} \\ r_{p,N} & R_{p-1,N-1} \end{bmatrix}$ — рекурентна матриця коефіцієнтів автокореляції;

$\vec{\phi}_{p,N} = \{1; \phi_1, N; ...; \phi_{p,N}\}^T$ — вектор коефіцієнт авто регресії;

$r_{p,N}(0,0) = \sum_{n=1}^{N} w^{N-n}(\theta(n))^2$ — зважена дисперсія спостерігаємо послідовності.

Тоді основу базового РНК-алгоритму складають наступні вирази для векторів коефіцієнт передбачення, коефіцієнтів підсилення і дисперсії помилки фільтрації:

$$\begin{aligned} \vec{\phi}_{p,N+1} &= \vec{\phi}_{p,N} - P_N\vec{\theta}_{p-1}(N)(\vec{\theta}^T_{p-1}(N)\vec{\phi}_{p,N} + \vec{\theta}(N+1)) = \\ &= \vec{\phi}_{p,N} - \vec{e}^{\phi}_{p,N}(N+1)P_N\vec{\theta}_{p-1}(N) = \\ &= \vec{\phi}_{p,N} - \vec{e}^{\phi}_{p,N}(N+1)C_{p-1,N} \end{aligned} \quad (9)$$

$$C_{p-1,N} = P_{N-1}\vec{\theta}_{p-1}(N) / (w + \vec{\theta}^T_{p-1}(N)P_{N-1}\vec{\theta}_{p-1}(N)) \quad (10)$$

$$P_N = w^{-1}(i - C_{p-1,N}\vec{\theta}^T_{p-1}(N))P_{N-1} \quad (11)$$

де $\vec{e}^{\phi}_{p,N}(N+1) = \vec{\theta}^T(N)\vec{\phi}_{p,N} + \vec{\theta}(N+1)$ — вектор залишкових помилок фільтрації, так як на відміну від аналізу помилки передбачення тут використовується вектор $\vec{\phi}_{p,N}$, а не $\vec{\phi}_{p,N+1}$ $C_{p-1,N} = P_N\vec{\theta}_{p-1}(N)$ — вектор коефіцієнтів посилення залишкової помилки фільтрації (нев'язкі спостережень); w — ваговий множник, що приймає значення в межах 0 ... 1; $P_{N-1} = R^{-1}_{p-1,N-1}$ — матриця дисперсій помилок фільтрації; $P_{p-1,N-1} = \sum_{n=1}^{N-1} w^{N-1-n}\vec{\theta}_{p-1}(n)\vec{\theta}^T_{p-1}(n)$ — матриця розмірністю $(p-1 \times p-1)$ зважених з вагою $0 < w < 1$ других моментів процесу на кроках $p-1$, усереднюється за вибіркою обсягом $N-1$.

Вихідні дані для роботи фільтра задаються у вигляді $\vec{\phi}_0$ и $P_{p,0} = \varepsilon I$, де *I* — одинична матриця, а ε —

деяка позитивна величина, що забезпечує оборотність матриці $P_{p,0}$.

Суттєве зменшення обчислювальних витрат з p^2 операцій до $5p$ може бути досягнуто при використанні швидких алгоритмів РНК обчислення $\vec{\phi}_{p,N}$.

Ключовим моментом прискорення при цьому є введення процедури оновлення значень вектора коефіцієнтів посилення $C_{p-1,N}$ з використанням лише векторних операцій замість векторно-матричних.

Проте експериментальні дані дозволяють відзначити зниження стійкості реалізації швидких алгоритмів відносно класичних.

Враховуючи, що вимоги до часових показників процесів формування експертних оцінок є набагато менш жорсткими, ніж вимоги до формування оціночних значень в системах управління ТКС СП, доцільніше зупинитися на розгляді можливостей реалізації класичних алгоритмів.

Рекурентним співвідношення для визначення значень операторів змінного середнього для моделі АРПКС можуть бути представлені наступним чином:

$$\begin{aligned}
&\lambda_{1t} = -(c_1' / \sigma_V^2 - \lambda_{1(t-1)}\lambda_{2(t-1)} - \lambda_{2(t-1)} \\
&\lambda_{3(t-1)} - \lambda_{3(t-1)}\lambda_{4(t-1)}); \\
&\lambda_{2t} = -(c_2' / \sigma_V^2 - \lambda_{1(t-1)}\lambda_{3(t-1)} - \lambda_{2(t-1)}\lambda_{4(t-1)}); \\
&\lambda_{3t} = -(c_3' / \sigma_V^2 - \lambda_{3(t-1)}\lambda_{4(t-1)} - \lambda_{2(t-1)}\lambda_{4(t-1)}); \\
&\lambda_{4t} = -(c_4' / \sigma_V^2 - \lambda_4);
\end{aligned} \tag{12}$$

де c_q параметри автоковаріації, що визначаються відповідно до вираження:

$$\begin{aligned}
&c_0 = \phi_1; \quad c_1 = \phi_1 c_0; \quad c_2 = \phi_1 c_1; \\
&c_3 = \phi_1 c_2; \quad c_4 = \phi_1 c_3; \quad c_5 = \phi_1 c_4; \\
&c_0' = \phi_0^2 c_0 + \phi_1^2 c_0 + \phi_0\phi_1; \\
&c_1' = \phi_0^2 c_1 + \phi_1^2 c_1 + \phi_0\phi_1(c_2 + c_0); \\
&c_2' = \phi_0^2 c_2 + \phi_1^2 c_2 + \phi_0\phi_1(c_3 + c_1); \\
&c_3' = \phi_0^2 c_3 + \phi_1^2 c_3 + \phi_0\phi_1(c_4 + c_2); \\
&c_4' = \phi_0^2 c_4 + \phi_1^2 c_4 + \phi_0\phi_1(c_5 + c_3);
\end{aligned} \tag{13}$$

σ_V^2 — залишкова дисперсія шуму збудження, визначається відповідно до виразу

$$\sigma_V^2 = c_0' + \lambda_{1t}^2 + \lambda_{2t}^2 + \lambda_{3t}^2 + \lambda_{4t}^2 \tag{14}$$

Необхідність реалізації процедур перевірки незміщеності, спроможності, мінімуму дисперсії та ефективності викликана тим, що значення операторів КС по рекурентним виразами (12) − (14) розраховуються за оціночним значенням операторів авторегресії, що надходять в реальному часі.

І хоча реалізація алгоритму оцінки операторів АР також передбачає реалізацію цих процедур, самі процеси та їх інтервали кореляції дещо відрізняються один від одного.

На початку ітеративної процедури значення оператора авторегресії покладаються рівними нулю, а $\phi_0 = -1$. Далі визначається прогнозне значення, наприклад, індикатора індексу структури моделюємої ТКС СП у відповідності з виразом

$$\begin{aligned}
&\theta_{\tilde{n}\grave{o}(l)} = \\
&= \phi_l\left[\theta_{\tilde{n}\grave{o}(t+l-l)}\right] + V_{t+l} - \lambda_l\left[V_{t+l-l}\right] - \ldots - \lambda_4\left[V_{t+l-3}\right].
\end{aligned} \tag{15}$$

Поправки в прогнозні значення (стану моделі ТКС СП, індексу моделі її структури, значення ПК) на t + 1-му кроці вносяться відповідно до виразу

$$\theta_{ст(t+l)}(l+1) = \theta_{ст(t)}(l) + \phi_l + V_{t+l} \tag{16}$$

де ϕ лінійний оператор, що перетворює V_t в $\theta_{ст(t)}$ і визначаємий відповідно до виразів

$$\begin{aligned}
&\phi_l = \phi_1 - \lambda_1; \\
&\phi_2 = \phi_1\phi_l + \phi_2 - \lambda_2; \\
&\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\
&\phi_l = \phi_1\phi_{l-1} + \ldots + \phi_{p+d}\phi_{l-p-d} - \lambda_l;
\end{aligned} \tag{17}$$

Довірливий інтервал значень прогнозу визначається відповідно з виразом

$$z_{t+l}(\pm) = z_t(l) \pm u_{\varepsilon/2}\sqrt{1 + \sum_{j=1}^{l-1}\phi_j^2 s_v} \tag{18}$$

де $u_{\varepsilon/2}$ — квантиль рівня $1 - \varepsilon/2$.

Умови стаціонарності з достатньою для практики точністю визначаються розміщенням значень операторів авторегресії всередині одиничного кола:

$$-1 < \phi < 1 \tag{19}$$

Важливим етапом реалізації алгоритму формування оціночних значень операторів КС є етап перевірки виконання умов оборотності властивості, що забезпечує «розумний» [1] зв'язок між справжніми і попередніми значеннями часового ряду.

Умови оборотності в даному випадку полягають у тому, що коріння характеристичного рівняння

$$\lambda B = 1 - \lambda_1 B - \ldots - \lambda_q B^q = 0 \tag{20}$$

повинні лежати поза одиничним колом. Тоді умова, що підлягає контролю в ході формування прогнозних значень, в загальному випадку можна сформулювати у вигляді

$$1 - \sum_{q=1}^{q}\lambda_q B^q \approx 0 \tag{21}$$

і для розглянутої базової моделі можна записати

$$\begin{aligned}
&\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \lambda_4 < 1, \\
&\lambda_4 - \lambda_3 - \lambda_2 - \lambda_1 < 1, \\
&-1 < \lambda_q < 1.
\end{aligned} \tag{22}$$

При не виконанні цих умов значення операторів ковзаючого середнього перераховуються. Ступінь наближення до нульового значення у виразі (20) визначається вимогами до точності прогнозування.

Загальна структурна схема екстраполятора значень індикаторів представлена на рис. 1 і складається з формуючого фільтра (ФФ), суматора, пристрою обчислення коефіцієнтів авторегресії (ПОКАР), пристрою обчислення значень операторів ковзаючого середнього (ПООКС), екстраполятор оціночних значень (ЕОЗ), пристрій корекції (ПК) прогнозних значень.

Рис. 1. Загальна структурна схема екстраполятора значень індикаторів

Таким чином, представляючи на основі моделі АРПКС (в загальному випадку нестаціонарні) процеси зміни ЕПЯ, чутливих до особливостей альтернативних технічних рішень, що розглядаються в ході проектування ТКС СП, можна отримувати їх оціночні і прогнозні значення, сприяючі суттєвому зниженню ступеня суб'єктивізму при формуванні експертного висновку про доцільність прийняття того чи іншого проектного рішення.

Висновки

У статті проведено аналіз існуючих моделей авторегресії, моделі Бокса и Дженкінса, що дозволяють формувати експертні оцінки про якість того чи іншого технічного рішення, прийнятого в ході проектування ТКС СП, з урахуванням динаміки модельованих процесів. У ході моделювання розроблена вдосконалена модель авторегресії проінтегрованого ковзаючого середнього в задачах формування експертних оцінок показників якості проектованих телекомунікаційних систем.

Проведені дослідження середньоквадратичних похибок визначення параметрів сигналу використовують запропонований метод та встановили, що він має більш високу точністю. Також окрім методу здійснювання прогнозу станів модельованої системи, значень експертних показників якості та моделі реалізуючи цей метод було запропоновано структурну схему екстраполятора значень індикаторів. Що суттєво сприяє зниженню ступеня суб'єктивізму при формуванні експертного висновку про доцільність прийняття того чи іншого проектного рішення.

Список літератури

1. *Можаєв О.О. Моделювання формування експертних оцінок показників якості телекомунікаційних систем / О.О.Можаєв // Системи управління, навігації та зв'язку,збірник наукових праць – К.:2008, - № 1(5). – С. 118-121.*

2. *Котенко С.Г. Побудова екстраполюючої моделі процесу функціонування телекомунікаційних систем / С.Г. Котенко., М.О. Можаєв, С.М. Порошин // Східно-Європейський журнал передових технологій. – Вип. 4(58) – Х.: 2012. С.62-65.*

3. *Box, George and Jenkins, Gwilym. Time series analysis: Forecasting and control / Box, George and Jenkins, Gwilym. – San Francisco: Holden-Da, 1970. – 575 p.*

4. *Лукашин Ю.П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов / Ю.П. Лукашин. – М.: Финансы и статистика. 2003. – 413 с.*

5. *Марпл-мл. С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения / С.Л. Марпл-мл. — М.: Мир, 1990. — 584 с.*

Подано до редколегії 28.06.2012

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.А. Краснобаев, Харківський національний технічний університет сільського господарства ім. П. Василенко, Харків.

МОДЕЛЬ АВТОРЕГРЕССИИ — ПРОИНТЕГРИРОВАННОГО СКОЛЬЗЯЩЕГО СРЕДНЕГО В ЗАДАЧАХ ФОРМИРОВАНИЯ ПРОГНОЗНЫХ ОЦЕНОК ЗНАЧЕНИЙ ЭКСПЕРТНЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ПРОЕКТИРУЕМЫХ ТКС

С.Г. Котенко, М.О Можаєв

В статье рассмотрены методы построения экспертных оценок показателей качества проектируемых телекоммуникационных систем с помощью временных рядов. Предложена модель авторегрессии проинтегрированного скользящего среднего, а также схема экстраполятора значений индикаторов. На основе модели АРПСС можно получать оценочные прогнозные значения, способствующие снижению степени субъективизма в экспертных заключениях.

***Ключевые слова**: экспертные оценки, модель авторегрессии, АРПСС, Бокс и Дженкинс, уравнение Юла-Уолкера.*

AUTOREGRESSIVE MODEL: AN INTEGRATED MOVING AVERAGE IN THE PROBLEMS OF THE EXPERT FORECASTS FORMATION OF THE QUALITY INDICATOR VALUES FOR TELECOMMUNICATION SYSTEMS DESIGNED

S.G.Kotenko, M.A. Mozhayev

The paper describes the methods of creating quality expert assessments for telecommunication systems being designed using time series. A model of autoregressive integrated moving average and a scheme for a data-hold device for the indicator values are offered. With the help of the model of autoregressive integrated moving average one can obtain estimating prognostic values that reduce the degree of subjectivity in the expert report.

***Keywords**: expert report, model of autoregressive integrated moving average, Box and Jenkins, the Yule Walker equation.*