

---

УДК: 658.562

**Н.А. Любимова**, канд. техн. наук  
Харьковский национальный аграрный университет им. В.В. Докучаева  
(Украина, 62483, Харьковская обл., Харьковский район, п/о «Коммунист»,  
тел.: (0572) 937146, (0572) 676778;  
e-mail: office@knau.kharkov.ua; n.lioubimova@mail.ru)

### **Статистическая модель обнаружения нежелательных трендов контролируемых параметров газообразных выбросов энергетических производств**

Описана математическая модель параметрического тестирования случайных нестационарных временных рядов, составленных из результатов периодических измерений параметров газообразных выбросов теплостанции. Доказана возможность статистически значимого обнаружения локальных периодических трендов контролируемых параметров на фоне прогрессирующих изменений их нестационарности по математическому ожиданию.

Описано математичну модель параметричного тестування випадкових нестационарних часових рядів, створених із результатів періодичних вимірювань параметрів газоподібних викидів теплостанції. Обґрунтовано можливість статистично значимого виявлення локальних періодичних трендів контрольованих параметрів на фоні прогресуючих змін їх нестационарності за математичним сподіванням.

*К л ю ч е в ы е с л о в а:* энергетика, дымовые газы, выбросы, контроль.

В настоящее время одним из основных загрязнителей атмосферы и гидросферы является энергетика. Затраченные материальные ресурсы превращаются в отходы и поступают в окружающую среду с выбросами и сбросами энергетических предприятий в виде газообразных и твердых продуктов сгорания. В специальном разделе технологического регламента перечислены все отходы производства (твердые, жидкие, газообразные), используемые и неиспользуемые, указаны их вид, допустимые количества и технические характеристики. Соблюдение технологического регламента в значительной мере зависит от качества контроля и управления этими процессами, определяет возможность образования нежелательных, в том числе и токсических, газообразных выбросов в окружающую среду.

© Н.А. Любимова, 2014

Основная проблема контроля подобных технологических выбросов вредных веществ — априорная неопределенность параметров их случайных изменений на локальных интервалах наблюдения. Это, в свою очередь, не позволяет совершенствовать вероятностно-статистическую модель многопараметрического контроля, ограничивает его максимальную достоверность, быстродействие и прогностические свойства.

**Обзор публикаций.** Контроль состояния сложных технических объектов по случайным измерительным сигналам, динамика средних значений которых определяется переходными технологическими режимами, — это наиболее сложная и проблемная часть технического контроля [1—3]. При многопараметрическом контроле выбросов загрязняющих веществ в атмосферу особое внимание уделяется учету и контролю нестационарности выбросов на различных стадиях технологических процессов [4]. Основное внимание уделяется организации допускового контроля и контроля за соблюдением регламентированных технологических нормативов [5].

Большинство работ по контролю и учету газообразных выбросов энергетических предприятий можно разделить на две группы. Это работы по техническому и метрологическому обеспечению автоматизированных информационно-измерительных систем данного вида контроля [6—8] и работы, посвященные совершенствованию конструкций и показателей технического назначения первичных измерительных преобразователей и датчиков составляющих газовых смесей [9, 10].

Работы, посвященные применению многофакторных статистических моделей анализа нестационарных процессов технологических выбросов, практически отсутствуют. Поэтому представляется весьма актуальным исследование возможности применения многофакторного дисперсионного анализа кусочно-линейных регрессионных моделей нестационарности при реализации контролируемых случайных процессов для обнаружения скачкообразных и прогрессирующих изменений в выбросах загрязняющих веществ теплоэлектростанций.

**Математическая модель контролируемого процесса.** Контролируемые параметры физико-химических показателей, характеризующие те или иные свойства отходов энергетического производства, являются случайными функциями времени. Любой показатель контроля — это непрерывный случайный процесс  $X(t)$ , чаще всего нестационарный, а его реализация  $x(t)$  — это дискретный случайный процесс с дискретным временем.

Рассмотрим математическую модель такой реализации, в которой нестационарность по математическому ожиданию включает два тренда:

1) общий линейный в виде регрессии —

$$\hat{X} = A + B t; \quad (1)$$

2) локальный — последовательность  $k$  частных групповых регрессий со случайными коэффициентами —

$$\hat{x}_j = a_j + b_j t, \quad j = \overline{1, k}. \quad (2)$$

С учетом выражений (1) и (2) математическая модель реализации  $x(t)$  нестационарного процесса  $X(t)$  примет вид

$$x(t_{ji}) = \bar{X} + B(t_{ji} - \bar{t}) + \Delta_{aj} + \Delta_{bj} t_{ji} + \varepsilon_{ji}, \quad (3)$$

где  $\bar{X}$  — общее среднее значение всех результатов измерения;  $j$  — номер группы (частной регрессии);  $i$  — номер результата измерения процесса  $x(t)$  внутри  $j$ -й группы,  $i = \overline{1, n_j}$ ;  $n_j$  — число результатов измерений внутри  $j$ -й группы;  $\bar{t}$  — общее среднее время наблюдения;  $\Delta_{aj}$  — аддитивное смещение внутри  $j$ -й группы,  $\Delta_{aj} = A - a_j$ ;  $\Delta_{bj}$  — мультипликативное смещение внутри  $j$ -й группы,  $\Delta_{bj} = B - b_j$ ;  $\varepsilon_{ji}$  — остаточный шум модели (3).

Наложим линейные ограничения на систематические,  $\Delta_{aj}$ ,  $\Delta_{bj}$ , и случайное,  $\varepsilon_{ji}$ , отклонения [11]:

$$\sum_{j=1}^k \Delta_{aj} = 0, \quad \sum_{j=1}^k \Delta_{bj} = 0, \quad \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \varepsilon_{ji} = 0.$$

Кроме того, будем считать остаточную дисперсию случайного отклонения  $\varepsilon_{ji}$  постоянной величиной,  $M[\varepsilon_{ji}^2] = \sigma^2$ , а закон распределения отклонений  $\varepsilon_{ji}$  — нормальным при условии взаимной независимости этих отклонений:  $\varepsilon_{ji} \sim NORM(0, \sigma^2)$ ,  $M[\varepsilon_{ji} \varepsilon_{lr}] = 0$ ,  $j \neq l$ ,  $i \neq r$ .

**Модель статистического контроля.** Из математической модели (3) контролируемого процесса  $X(t)$  следует, что существует три составляющих систематических отклонений  $x(t_{ji})$  от общего среднего  $\bar{X}$ :

- 1) общее линейное отклонение (общий линейный тренд)  $B(t_{ji} - \bar{t})$ ;
- 2) частные скачкообразные аддитивные отклонения  $\Delta_{aj}$  (локальный аддитивный тренд);
- 3) частные прогрессирующие отклонения  $\Delta_{bj} t_{ji}$  (локальный мультипликативный тренд);

Перечисленные неслучайные систематические тренды могут отсутствовать, но могут и содержаться в контролируемом процессе  $X(t)$ . В последнем случае частные локальные тренды могут провоцировать локальные выбросы в результате процесса  $X(t)$ , что при наличии общего линейного тренда повысит вероятность ненормативного загрязнения окружающей среды по данному показателю химического состава  $X$ , представленному во времени процессом  $X(t)$ .

Своевременное обнаружение перечисленных трендов (по отдельности или по множеству) позволит повысить достоверность контроля вследст-

вие адаптации процедур его планирования и управления. В этом случае любое изменение следует осуществлять на основе статистических решений при тестировании модели (3) по реальным группированным результатам  $\{\{x_{1i}\}_1^{n_1}, \dots, \{x_{ji}\}_1^{n_j}, \dots, \{x_{ki}\}_1^{n_k}\}$  показателя  $X$  на интервале наблюдения  $[0, t_{kn_k}]$ .

Введем набор статистических решений  $\gamma_0$  и  $\gamma_1$ , позволяющих соответственно не отвергнуть или отвергнуть нулевые гипотезы  $\{H_0^{(s)}\}_1^3, s = \overline{1,3}$ :

$$\begin{aligned} H_0^{(1)}: B &= 0, \\ H_0^{(2)}: \Delta a_1 &= \Delta a_2 = \dots = \Delta a_k = 0, \\ H_0^{(3)}: \Delta b_1 &= \Delta b_2 = \dots = \Delta b_k = 0. \end{aligned} \tag{4}$$

Для получения правила выбора соответствующего решения, относительно справедливости перечисленных нулевых гипотез, проведем дисперсионный анализ модели (3). Для этого используем разложение общей суммы квадратов отклонений всех  $x(t_{ji})$  от общего среднего значения  $\bar{X}$ ,

$$Q = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} [x(t_{ji}) - \bar{X}]^2,$$

на составляющие  $Q_1, Q_2, Q_3$  и  $Q_\varepsilon$  [9]:  $Q = Q_1 + Q_2 + Q_3 + Q_\varepsilon$ .

Результаты дисперсионного анализа для проверки гипотез  $H_0^{(1)}, H_0^{(2)}, H_0^{(3)}$  представлены в табл. 1, в которой обозначено:  $\bar{t}_j$  — групповое среднее значение времени наблюдения;  $N = \sum_{j=1}^k n_j$  — общее число результатов измерения контролируемого показателя за все время наблюдения  $t_{kn}$ ;  $\bar{b}$  — средневзвешенный угловой коэффициент локальных трендов.

С помощью значений, приведенных в последнем столбце табл. 1, можно сформировать три критериальные  $F$ -статистики дисперсионного отношения с соответствующими степенями свободы [11]:

$$F^{(1)} = \bar{Q}_1 / \bar{Q}_\varepsilon, F^{(1)} \sim F_{w_1, w_\varepsilon}, \tag{5}$$

$$F^{(2)} = \bar{Q}_2 / \bar{Q}_\varepsilon, F^{(2)} \sim F_{w_2, w_\varepsilon}, \tag{6}$$

$$F^{(3)} = \bar{Q}_3 / \bar{Q}_\varepsilon, F^{(3)} \sim F_{w_3, w_\varepsilon}. \tag{7}$$

Используя верхние процентные точки  $F$ -распределения [11] как критические статистики  $F_{кр} = \{F_{W_1, W_\varepsilon, \alpha}, F_{W_2, W_\varepsilon, \alpha}, F_{W_3, W_\varepsilon, \alpha}\}$ , сформулируем правила выбора решений относительно справедливости гипотез (4) (табл. 2).

Таблица 1. Результаты дисперсионного анализа математической модели (3)

Источник изменения значений модели $x(t_{ji})$	Сумма квадратов отклонений	Число степеней свободы	Среднее значение квадрата
Общий линейный ( $B \neq 0$ )	$Q_1 = B^2 \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (t_{ji} - \bar{t})^2$	$W_1 = 1$	$\bar{Q}_1 = \frac{Q_1}{W_1}$
Локальный аддитивный ( $\Delta a \neq 0$ )	$Q_2 = Q - Q_1 - Q_3 - Q_\varepsilon$	$W_2 = k - 1$	$\bar{Q}_2 = \frac{Q_2}{W_2}$
Локальный мультипликативный ( $\Delta b \neq 0$ )	$Q_3 = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (t_{ji} - \bar{t})^2 (b_i - \bar{b})^2$	$W_3 = k - 1$	$\bar{Q}_3 = \frac{Q_3}{W_3}$
Случайный остаточный ( $\varepsilon_{ji} \neq 0$ )	$Q_\varepsilon = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} [x(t_{ji}) - a_j - b_j t_{ji}]^2$	$W_\varepsilon = N - 2k$	$\bar{Q}_\varepsilon = \frac{Q_\varepsilon}{W_\varepsilon}$
Суммарный общий	$Q = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} [x(t_{ji}) - \bar{X}]^2$	$W = N - 1$	$\bar{Q} = \frac{Q}{W}$

Таблица 2. Правила выбора статистических решений

Проверяемая гипотеза	Решение	
	$\gamma_0$	$\gamma_1$
$H_0^{(1)}$	$F^{(1)} < F_{w_1, w_\varepsilon, \alpha}$	$F^{(1)} \geq F_{w_1, w_\varepsilon, \alpha}$
$H_0^{(2)}$	$F^{(2)} < F_{w_2, w_\varepsilon, \alpha}$	$F^{(2)} \geq F_{w_2, w_\varepsilon, \alpha}$
$H_0^{(3)}$	$F^{(3)} < F_{w_3, w_\varepsilon, \alpha}$	$F^{(3)} \geq F_{w_3, w_\varepsilon, \alpha}$

Если в модели (3) пренебречь отклонениями  $\Delta a_j$  и  $\Delta b_j t_{ji}$ , считая их составляющими общего остаточного отклонения  $Z_{ji} = \Delta a_j + \Delta b_j t_{ji} + \varepsilon_{ji}$ , где  $\alpha$  — уровень значимости, то нулевые гипотезы (4) преобразуются в одну нулевую гипотезу

$$H_0 : B = 0. \tag{8}$$

Гипотеза (8) эквивалентна гипотезе  $H_0^{(1)}$ , однако вероятность ошибки первого рода при проверке справедливости гипотезы  $H_0$  меньше, чем при проверке гипотезы  $H_0^{(1)}$ . Статистика дисперсионного отношения для проверки этой гипотезы вычисляется по формуле

$$F^{(0)} = \frac{Q_1}{(Q_2 + Q_3 + Q_\varepsilon)} (N - 2). \tag{9}$$

Решения  $\gamma_0$  или  $\gamma_1$  принимают в соответствии с правилами:

а) принять решение  $\gamma_0$ , если  $F^{(0)} < F_{1,(N-2),\alpha}$ ;

б) принять решение  $\gamma_1$ , если  $F^{(0)} \geq F_{1,(N-2),\alpha}$ .

Статистика  $F^{(0)}$  позволяет с большей достоверностью проверить гипотезу об отсутствии общего линейного тренда (1).

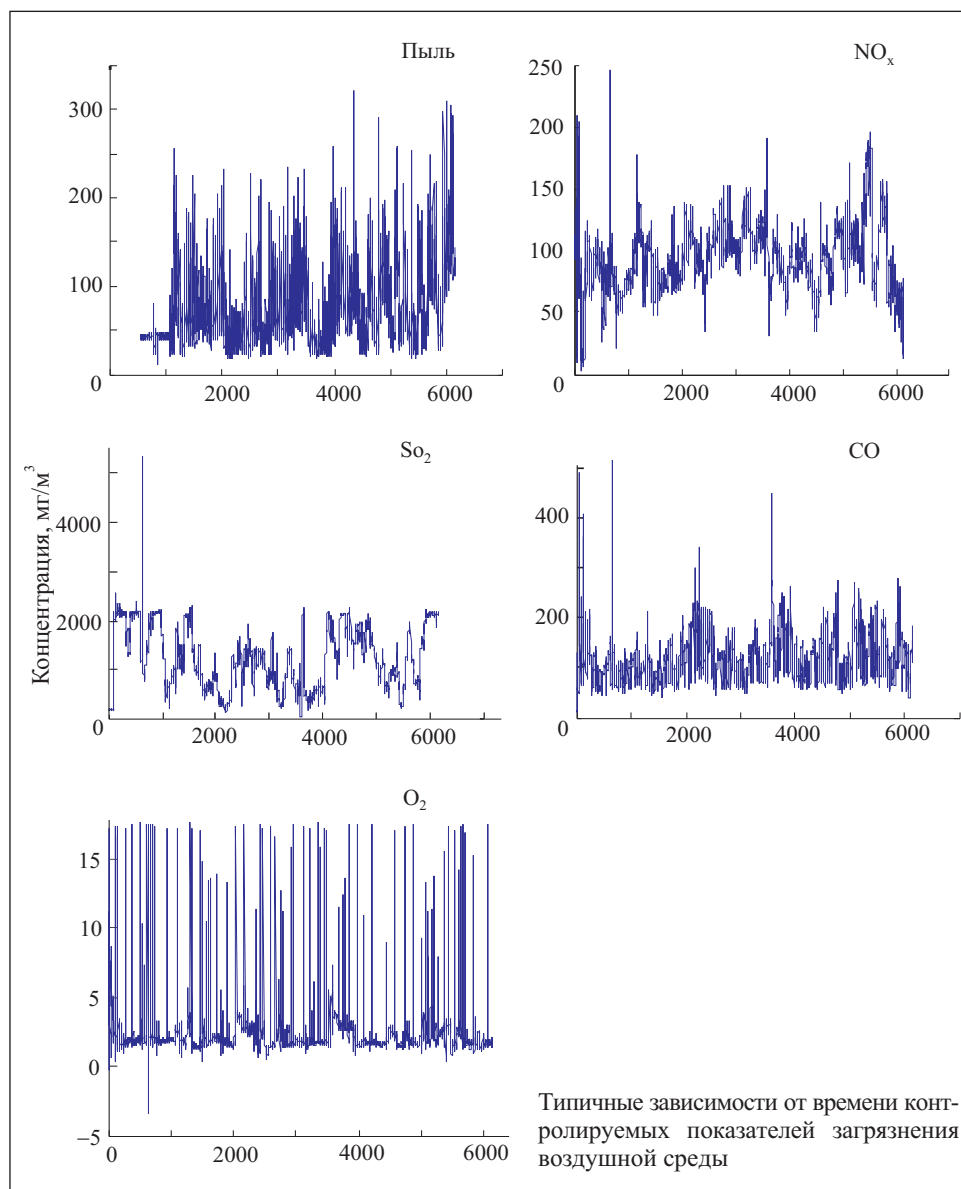
**Экспериментальные результаты статистического контроля.** Проверка эффективности предложенных статистических моделей нестационарного процесса и процедуры статистического контроля его трендов выполнена на примере данных для Старобешевской ТЭС. Контроль газообразных выбросов осуществлялся газоанализатором ULTRAMAT 23, работающим в системах с отбором пробы и одновременным измерением компонентов в одном приборе. При этом использован однолучевой метод с многослойным детектором и интегрированной функцией автоматической калибровки. Проанализирована выборка  $N = 6150$  измеренных значений количественного содержания в газообразных выбросах ТЭС концентраций пыли,  $\text{NO}_x$ ,  $\text{SO}_2$ ,  $\text{CO}$ ,  $\text{O}_2$ . На рисунке представлены типичные зависимости от времени каждого показателя контроля.

В табл. 3 приведены результаты расчета значений  $F$ -статистик (6), (7) и (9) для суточных локальных и общего трендов исследуемых процессов, а

Таблица 3. Значения критериальных  $F$ -статистик для различных уровней загрязнения  $K$

$K$	$F$ -статистика	Пыль	$\text{NO}_x$	$\text{SO}_2$	$\text{CO}$	$\text{O}_2$
3	$F^{(2)}$	0,5542 ( $\gamma_0$ )	14,4815 ( $\gamma_1$ )	1,670 ( $\gamma_0$ )	0,2973 ( $\gamma_0$ )	1,1762 ( $\gamma_0$ )
	$F^{(3)}$	0,9301 ( $\gamma_0$ )	0,1263 ( $\gamma_0$ )	2,4998 ( $\gamma_0$ )	2,1363 ( $\gamma_0$ )	0,4375 ( $\gamma_0$ )
4	$F^{(2)}$	0,1203 ( $\gamma_0$ )	31,278 ( $\gamma_1$ )	26,975 ( $\gamma_1$ )	1,4452 ( $\gamma_0$ )	2,059 ( $\gamma_0$ )
	$F^{(3)}$	0,5555 ( $\gamma_0$ )	5,9624 ( $\gamma_1$ )	27,937 ( $\gamma_1$ )	1,4664 ( $\gamma_0$ )	0,6873 ( $\gamma_0$ )
5	$F^{(2)}$	0,8722 ( $\gamma_0$ )	21,321 ( $\gamma_1$ )	44,448 ( $\gamma_1$ )	0,0951 ( $\gamma_0$ )	3,0374 ( $\gamma_0$ )
	$F^{(3)}$	0,2389 ( $\gamma_0$ )	5,4653 ( $\gamma_1$ )	9,110 ( $\gamma_1$ )	2,7703 ( $\gamma_0$ )	0,9016 ( $\gamma_0$ )
6	$F^{(2)}$	0,9826 ( $\gamma_0$ )	24,523 ( $\gamma_1$ )	24,691 ( $\gamma_1$ )	1,5699 ( $\gamma_0$ )	2,243 ( $\gamma_0$ )
	$F^{(3)}$	0,7159 ( $\gamma_0$ )	16,7536 ( $\gamma_1$ )	5,0655 ( $\gamma_1$ )	0,4453 ( $\gamma_0$ )	0,685 ( $\gamma_0$ )
7	$F^{(2)}$	7,294 ( $\gamma_0$ )	31,537 ( $\gamma_1$ )	1,6128 ( $\gamma_0$ )	15,964 ( $\gamma_1$ )	0,6184 ( $\gamma_0$ )
	$F^{(3)}$	1,7849 ( $\gamma_0$ )	2,3756 ( $\gamma_0$ )	4,3516 ( $\gamma_1$ )	4,599 ( $\gamma_1$ )	0,6402 ( $\gamma_0$ )
	$F^{(0)}$	0,0017 ( $\gamma_0$ )	16,283 ( $\gamma_1$ )	3,886 ( $\gamma_0$ )	15,069 ( $\gamma_1$ )	4,175 ( $\gamma_0$ )

Примечание. В скобках указано решение об отсутствии ( $\gamma_0$ ) и наличии ( $\gamma_1$ ) соответствующего тренда в процессе  $x(t)$  для каждой статистики.



также соответствующие значения при  $\alpha = 0,05$ . Из табл. 3 видно, что наибольшее число локальных трендов содержат процессы изменения  $\text{NO}_x$  (восемь решений  $\gamma_1$ ) и  $\text{SO}_2$  (семь решений  $\gamma_1$ ) с периодами изменений от восьми до трех с половиной часов ( $K = 3, 7$ ).

Показатели для пыли и  $\text{O}_2$ , трендов не содержат. У показателя  $\text{CO}$  имеется один тренд с аддитивной и мультипликативной составляющими с

периодом до 3,5 ч ( $K = 7$ ). Из всех показателей только у  $\text{NO}_x$  и  $\text{CO}$  имеются общие линейные суточные тренды (решения  $\gamma_1$  для критериальной статистики  $F^{(0)}$ ).

## Выводы

1. Предложенный метод дисперсионного анализа кусочно-линейной регрессионной модели случайных временных рядов как реализации нестационарных процессов контролируемых концентраций составляющих ингредиентов в газообразных выбросах ТЭС позволяет независимо оценивать локальные нестационарности по математическому ожиданию (отдельно по аддитивному и мультипликативному систематическим изменениям).

2. Рассмотренная модель обнаружения локальных и общих систематических трендов для наблюдаемых показателей загрязнения атмосферы дает возможность оценивать взаимозависимость показателей (в табл. 1 —  $\text{NO}_x$  и  $\text{SO}_2$ ), для которых наблюдаются совпадения решений  $\gamma_1$  по составляющим локальных трендов.

3. Выявленные в ходе дисперсионного анализа локальные тренды могут быть использованы для адаптации плана контроля выбросов с учетом локализации интервалов времени наблюдения отдельно по каждому из контролируемых показателей.

Mathematical model of parametric testing of stochastic non-stationary time series, composed of the results of periodic measurement of waste gas parameters in the thermal power-station, is described. Possibility of statistically significant detection of local periodic trends of controlled parameters on the background of progressing changes of their non-stationarity by the expectation is proved.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Азизов А.М.* Информационные системы контроля параметров технологических процессов. — Л. : Химия, 1983. — 328 с.
2. *Малайчук В.П., Мозговой О.В., Петренко О.М.* Інформаційно-вимірвальні технології неруйнівного контролю: Навч. посіб. — Дніпропетровськ: РВВ ДНУ, 2001. — 240 с.
3. *Володарський Є.Т., Кухарчук В.В., Поджаренко В.О., Сердюк Г.Б.* Метрологічне забезпечення вимірювань і контролю: Навч. посіб. — Вінниця: Велес, 2001. — 219 с.
4. *Методическое пособие по расчету, нормированию и контролю выбросов загрязняющих веществ в атмосферный воздух.* — НИИ Охраны атмосферного воздуха (НИИ Атмосфера). Федеральная служба по экологическому, технологическому и атомному надзору. — Санкт-Петербург, 2005. — 219 с.
5. *Апостолюк С.О., Джигирей В.С., Апостолюк А.С. та ін.* Промислова екологія: Навч. посіб. — Київ: Знання, 2005. — 474 с.
6. *Богданович И.* Автоматизированные системы контроля и учета выбросов загрязняющих веществ и парниковых газов в атмосферу // Энергетика и ТЭК. — № 2. — 2010. — С. 14 — 18.



7. Гейко О.Н., Акмедзянов И.Ш., Цвельх Ю.М. Автоматизированный многокомпонентный контроль выбросов промышленных объектов в атмосферу // Технологии и конструирование электронной аппаратуры. — 2003. — № 5. — С. 18—22.
8. Марікуца У., Березнюк Б., Фармага І. Особливості побудови програмного забезпечення системи моніторингу навколишнього середовища. [Електронний ресурс] — <http://ena.lp.edu.ua> 2011. — С. 31—34.
9. Хватов В.Ф. Научные основы методов и средств контроля экологического состояния автотранспорта и его воздействия на окружающую среду. Дисс. ... док-ра техн. наук. — СПб, 2007. — 332 с.
10. Шестопалов А.В. Повышение точности контроля концентрации выбросов в атмосфере города стационарными источниками. Дисс. ... канд. техн. наук. — Омск, 2007. — 114 с.
11. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке: Методы планирования эксперимента. Пер. с англ. — М. : Мир, 1981. — 520 с.

Поступила 30.12.13

*ЛЮБИМОВА Нина Александровна, канд. техн. наук, доцент кафедры охраны труда и окружающей среды Харьковского национального аграрного университета им. В.В. Докучаева. В 1976 г. окончила Харьковский политехнический ин-т, а в 1994 г. — Харьковский государственный университет им. В.Н. Каразина. Область научных исследований — моделирование статистического контроля и диагностики вредных выбросов на электростанциях и предприятиях энергетического комплекса.*

