

УДК 389.14

Использование параметров нестационарности сигналов легочной аускультации для обнаружения и локализации легочной патологии

П. Ф. Щапов¹, А. В. Горбулич², Р. С. Томашевский¹, Ю. А. Заикина²¹Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт» (НТУ «ХПИ»), Украина²Харьковская медицинская академия последипломного образования (ХМАПО), Украина

Резюме

Введение. В работе предложено использование мониторинга рН в пищеводе в сочетании с аускультацией легких для оценки влияния желудочно-пищеводного-трахеобронхиального рефлюкса.

Постановка задачи. Методология. В работе типичный аускультативный сигнал представлен как квазипериодический случайный процесс, а бронхообструктивные изменения, вызванные рефлюксом, как случайный фактор, влияющий на этот процесс. Предложен подход для оценки степени влияния этого фактора на основе сравнения показателей нестационарности спектра самого сигнала и его линейного преобразования. Для расчета спектрально-временных показателей сигнала использовалось непрерывное вейвлет-преобразование для дискретных сигналов. Уровень значимости факторного влияния на информативный сигнал оценивался с помощью Т-статистики.

Цель работы. Повышение эффективности информационно-измерительных технологий неинвазивного экспресс-контроля состояния органов дыхания при диагностике рефлюкс-ассоциированной бронхиальной астмы.

Результаты исследования. В результате работы был разработан и экспериментально подтвержден метод оценки влияния рефлюкса на органы дыхания при послеоперационном восстановлении. Метод заключается в вычислении информативных показателей, количественно оценивающих уровень нестационарности сигнала и его линейного преобразования — коэффициентов межспектральной корреляции. Результаты экспериментальных исследований подтвердили эффективность и статистическую значимость предложенного метода и информативных показателей.

Заключение. В работе решена задача повышения достоверности классификации послеоперационных легочных осложнений и доказана возможность локализации обструкции долей легких с помощью мониторинга аускультативного сигнала.

Использование математического аппарата, представленного в статье, может оказаться полезным для решения задачи диагностики гастроэзофаготрахеобронхиального рефлюкса и рефлюкс-ассоциированной бронхиальной астмы.

Ключевые слова: Рефлюкс; бронхиальная астма; экспресс-контроль; вейвлет-преобразование; функция когерентности; нестационарность.

Клін. інформат. і Телемед. 2017. Т.12. Вип.13. с.83–90. <https://doi.org/10.31071/kit2017.13.11>

1. Введение

Инструментальная диагностика рефлюкс-ассоциированной бронхиальной астмы является сложной технической проблемой [14–16]. Для объективизации желудочно-пищеводно-бронхиального рефлюкса используют различные методики (среди которых следует упомянуть бронхоскопию, спирографию, мониторинг внутрипищеводного рН, а так же анализ анамнеза и симптомов рефлюкса и бронхообструкции). Однако их применение не позволяют установить количественную связь между рефлюксными событиями и нарушениями проходимости трахеобронхиального дерева, возникающими, предположительно после высокого пищеводного рефлюкса с последующим забросом в дыхательные пути [14]. Причиной технических сложностей является высокая раздражимость слизистой трахеи и бронхов, что не позволяет поместить в них регистрирующие датчики [16], а так же, как правило, небольшой объем рефлюктата, попадающего в просвет дыхательных путей, что не позволяет использовать методики неинвазивного мониторинга, позволяющие детектировать постороннее содержимое, попадающее в просвет трахеи, например, с помощью УЗИ датчика [16].

Одним из возможных вариантов количественной оценки желудочно-пищеводно-трахеобронхиального рефлюкса

является учет рефлюксных событий с применением мониторинга рН в пищеводе с одновременной оценкой изменений в аускультативной картине легких. При разработке и внедрении этой методики возникла задача выявления изменений аускультативной картины с течением времени и обнаружение различий в аускультативных данных над правым и левым легким, поскольку, как правило, аспирация желудочного содержимого происходит в главный правый бронх, что связано с особенностями анатомии трахеобронхиального дерева. И, следовательно, появление различий в аускультативной картине над правым и левым легким тоже можно рассматривать как важную диагностическую информацию.

2. Материалы и методы исследования

Повышение эффективности информационно-измерительных технологий неинвазивного экспресс-контроля состояния органов дыхания при диагностике рефлюкс-ассоциированной бронхиальной астмы.

Типичные аускультативные (звуковые) сигналы, используемые для неинвазивной функциональной диагностики рефлюкс-ассоциированной бронхиальной астмы (РАБА), представляют собой квазипериодические случайные процессы, вероятностные свойства которых должны рассматриваться как априори зависящие от времени. Такая зависимость диктуется особенностями биофизических изменений в процессе восстановления и появлением источников случайного факторного влияния на модели таких изменений [17–20]. В нашем исследовании будем рассматривать изменения аускультативной картины над правым и левым легким после зафиксированного при рН мониторинге высокого гастроэзофагеального рефлюкса, как источника могущего влиять на сигналы аускультации. На рис. 1 представлены реализации информационных аускультативных сигналов для двух вариантов состояния объекта диагностики у одного больного: а) без обструкции, б) с обструкцией после фиксации высокого желудочно-пищеводного рефлюкса.

На рис. 2 представлены локализованные, на интервале наблюдения (0–1200) мс, вейвлет-спектры аускультативных сигналов, приведенных на рис. 1.

Из рис. 1 и 2 наглядно видно отсутствие значимых различий не только между сигналами вариантов а) и б), но и между их вейвлет-спектрами. Использование традиционных методов

описательной статистики, применяемых в медико-биологических исследованиях [20–22], также не выявляют различий при нормативном уровне значимости $\alpha = 0,05$. Такие методы априори постулируют стационарность исследуемых процессов, не учитывая динамику нестационарности на интервале наблюдения и не могут применяться при активном мониторинге. Рассмотрим вероятностную модель локальной нестационарности информационного сигнала аускультации.

Известно, что при коррелированности гармоник любого информационного сигнала $x(t)$, последний становится спектрально-нестационарным [1, 8]. Такую нестационарность можно выявить, вычисляя функцию когерентности, которая определяется выражением [9–12]

$$\gamma_{\xi\eta}(\omega) = \frac{|f_{\xi\eta}(\omega)|}{[f_{\xi}(\omega) \cdot f_{\eta}(\omega)]^{1/2}}, \quad (1)$$

где $f_{\xi\eta}(\omega)$ – взаимная спектральная плотность стационарно связанных сигналов $\xi(t)$ и $\eta(t)$; $f_{\xi}(\omega)$ и $f_{\eta}(\omega)$ – спектральные плотности нестационарности любого из процессов $\xi(t)$ и $\eta(t)$ будем иметь условие

$$0 < \gamma_{\xi\eta}(\omega) < 1 \quad (2)$$

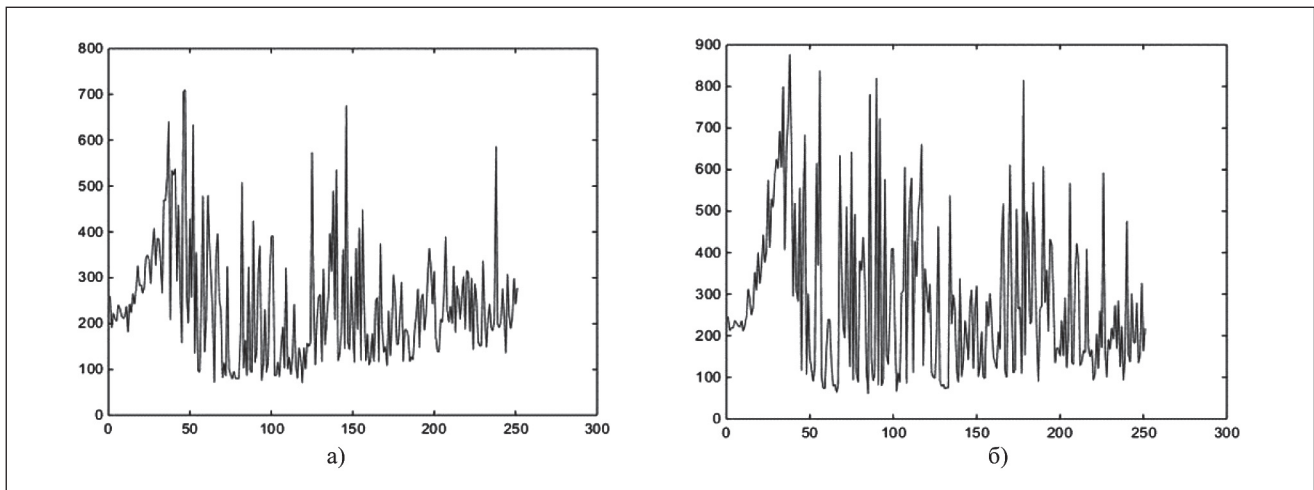


Рис. 1. Реализации информационных аускультативных сигналов для двух вариантов состояния объекта диагностики: а) без обструкции, б) с обструкцией.

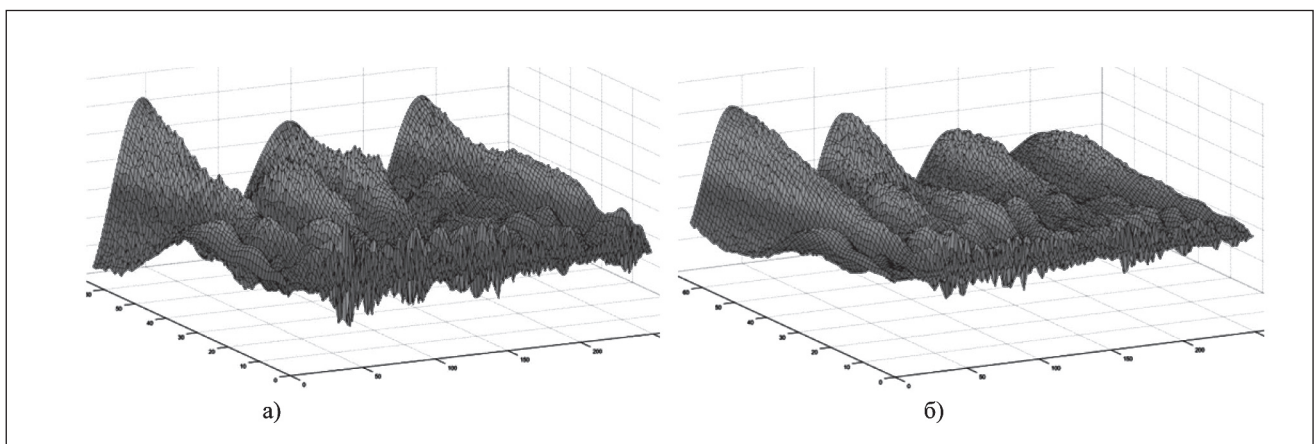


Рис. 2. Вейвлет-спектры информационных сигналов аускультации: а) без обструкции; б) с обструкцией.

Рассмотрим теперь некоторый случайный измерительный сигнал $x(t)$ существующий на конечном интервале T времени его наблюдения. Для выявления спектральных свойств такого сигнала воспользуемся его двумерным частотно-временным (по масштабу «а» и сдвигу «в») дискретизированным непрерывным вейвлет-преобразованием [23, 24], осуществляя свертку сигнала $x(t)$ с некоторой базисной вейвлет-функцией $\psi(t)$.

$$W_x(a, b) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \cdot \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \quad (3)$$

Для дискретного непрерывного вейвлет-преобразования результаты свертки будут представлены множеством вейвлет-коэффициентов $W_x(a_j, b_i) = \eta_{ji}$, $j = \overline{1, h}$, $i = \overline{1, m}$ [23, 24], где h – количество масштабов, m – количество сдвигов. Известно, что такая модель вейвлет-преобразования увеличивает взаимную коррелированность получаемых вейвлет-коэффициентов. Для уменьшения последней продифференцируем анализирующий вейвлет $W[x(t)]$, что эквивалентно, исходя из свойств вейвлет-преобразования, дифференцированию реализации $x(t)$ сигнала $X(t)$.

$$\frac{d}{dt} W[x(t)] = W\left[\frac{d}{dt} x(t)\right]. \quad (4)$$

Обозначим полученные, при таком дифференцировании, вейвлет-коэффициенты как $W_y(a_j, b_i)$. Будем рассматривать основной и продифференцированный спектры, как реализации $V_{ji}(a_j, b_i) = W_x(a_j, b_i)$ и $U_{ji} = W_y(a_j, b_i)$ системы (V, U) для случайных величин V и U . Рассмотрим нормированный коэффициент R_{VU} линейной парной корреляции [16] между величинами V и U .

Для процессов $x(t)$ и $y(t)$, условие (2) для функции когерентности (1) приводит к условию

$$0 < |R_{VU}| < 1, \quad (5)$$

$$\text{где } R_{VU} = \frac{|K_{VU}|}{[\sigma_V^2 \cdot \sigma_U^2]^{1/2}}, \quad (6)$$

K_{VU} – ковариация (совместный центральный момент 2-го порядка) между спектрами V_{ji} и U_{ji} ;
 σ_V^2, σ_U^2 – дисперсии спектров V_{ji} и U_{ji} .

Учитывая, что коэффициент линейной парной корреляции R_{VU} нормирован ($-1 < R_{VU} < 1$), имеет смысл убрать ограничение по модулю для этого коэффициента. В этом случае снимается ограничение и на знак ковариации K_{VU} , которая определяется выражением.

$$K_{VU} = (N-1)^{-1} \sum_{j=1}^h \sum_{i=1}^m (V_{ji} - \bar{V})(U_{ji} - \bar{U}), \quad (7)$$

где $N = h \cdot m$

\bar{V}, \bar{U} – средние значения вейвлет-спектров $V_{ji} = W_x(a_j, b_i)$ и $U_{ji} = W_y(a_j, b_i)$.

Учитывая двумерность вейвлет-спектра по частоте ω (задается масштабом) и по времени t (задается сдвигом), введем факторные модели спектральной нестационарности процесса $x(t)$.

1. Частотная нестационарность (по масштабу):

$$V_{ji}^{(\omega)} = \bar{V} + \delta_j^{(\omega)} + z_{ji}^{(\omega)}, \quad (8)$$

где $\delta_j^{(\omega)}$ – функциональное изменение спектра V_{ji} по оси масштаба, обусловленное влиянием фактора спектральной нестационарности (при фиксированном (t) времени наблюдения);

$z_{ji}^{(\omega)}$ – случайные (остаточные) изменения гармоник $W_x(a_j, b_i)$ спектра по времени (при фиксированном масштабе)

2. Временная нестационарность (по сдвигу):

$$V_{ji}^{(t)} = \bar{V} + \delta_j^{(t)} + z_{ji}^{(t)}, \quad (9)$$

где $\delta_j^{(t)}$ – функциональное изменение спектра V_{ji} по оси сдвига (из-за фактора нестационарности);

$z_{ji}^{(t)}$ – случайные (остаточные) изменения спектра V_{ji} по частоте (сдвиг – фиксирован).

Применив математический аппарат классического дисперсионного анализа (для параметрической модели факторного влияния) к коэффициентам вейвлет-преобразования спектров U и V , можно получить частотное и временное разложение для межспектральной ковариации K_{VU} и межспектральной нормированной корреляции R_{VU} (последняя, для простоты, представлена для нормированных по дисперсиям спектров $W_x(a_j, b_i)$ и $W_y(a_j, b_i)$).

$$\begin{cases} R_{VU} = R_{\bar{V}\bar{U}}^{(\omega)} \left(\frac{h-1}{N-1} \right) + R_{\Delta V \Delta U}^{(t)} \cdot \sigma_{\Delta V(t)} \cdot \sigma_{\Delta U(t)} \cdot \left(\frac{N-h}{N-1} \right) \\ R_{VU} = R_{\bar{V}\bar{U}}^{(t)} \left(\frac{m-1}{N-1} \right) + R_{\Delta V \Delta U}^{(\omega)} \cdot \sigma_{\Delta V(\omega)} \cdot \sigma_{\Delta U(\omega)} \cdot \left(\frac{N-m}{N-1} \right) \end{cases} \quad (10)$$

где $\sigma_{\Delta V(\omega)}, \sigma_{\Delta V(t)}$ и $\sigma_{\Delta U(\omega)}, \sigma_{\Delta U(t)}$ – нормированные по дисперсиям σ_V^2 и σ_U^2 остаточные среднеквадратические отклонения (СКО) спектров $W_x(a_j, b_i)$ и $W_y(a_j, b_i)$, соответственно, по частотной и временной координатам.

При большом числе (N) вейвлет-коэффициентов ($N \gg h$ и $N \gg m$) выражения (10) упрощаются:

$$\begin{cases} K_{VU} = K_{\bar{V}\bar{U}}^{(\omega)} + K_{\Delta V \Delta U}^{(t)} \\ K_{VU} = K_{\bar{V}\bar{U}}^{(t)} + K_{\Delta V \Delta U}^{(\omega)} \end{cases} \quad (11)$$

$$\begin{cases} R_{VU} = m^{-1} \cdot R_{\bar{V}\bar{U}}^{(\omega)} + R_{\Delta V \Delta U}^{(t)} \cdot \sigma_{\Delta V(t)} \cdot \sigma_{\Delta U(t)}, \\ R_{VU} = h^{-1} \cdot R_{\bar{V}\bar{U}}^{(t)} + R_{\Delta V \Delta U}^{(\omega)} \cdot \sigma_{\Delta V(\omega)} \cdot \sigma_{\Delta U(\omega)}. \end{cases} \quad (12)$$

Разложение (12) получено для вейвлет-спектра амплитуд (спектра первого порядка). Аналогичное разложение можно получить вейвлет-спектра мощности (спектра второго порядка).

3. Результаты и обсуждения

Использование параметров спектральной нестационарности для классификации и локализации легочных патологий возможно лишь в том случае, если такие параметры статистически значимо меняют свои средние значения при изменении уровней случайного факторного влияния, обуславливающего текущее биологическое состояние объекта экспресс-контроля. Оценка статистической значимости, в этом случае, должна проводиться для двух сравниваемых биологических состояний (θ_1 – норма, θ_2 – патология), на основе нормативного теста на значимость, в котором основная гипотеза H_0 : факторное влияние отсутствует, объект находится в состоянии θ_1 . Альтернативная гипотеза H_1 : факторное влияние присутствует, объект находится в состоянии θ_2 .

Если КМК для состояний θ_1 и θ_2 статистически одинаковы, то информативность такого коэффициента – нулевая. Увеличение информативности КМК будет определяться ростом разности между его значениями для состояний θ_1 и θ_2 . Количественная оценка информативности, включая оценку ее статистической значимости, может производиться с помощью нормативного теста на равенство коэффициентов корреляции

[13] при заданных объемах значений вейвлет-коэффициентов, используемых для расчета КМК. Критериальная статистика для этого теста вычисляется по уравнению

$$T = \frac{z_1 - z_2}{S} \quad (13)$$

$$\text{где } z_1 = 0,5 \ln((1+r_1)(1-r_1)) \quad (14)$$

$$z_2 = 0,5 \ln((1+r_2)(1-r_2)) \quad (15)$$

$$S = \sqrt{\frac{2}{N-3}} \quad (16)$$

N – объем выборки (для оси масштаба $N=13376$, для оси сдвига $N=13230$).

r_1 – значение КМК, соответствующее состоянию θ_1 , а r_2 – состоянию θ_2 .

Область допустимых значений ω_0 для T -статистики при справедливости основной гипотезы определяется интервалом $\omega_0 \in (-1,96; 1,96)$ если уровень значимости $\alpha = 0,05$ [13].

Основная и альтернативная гипотезы, при использовании конкретных значений КМК r_1 и r_2 , будут удовлетворять следующим условиям:

$$H_0: r_1 = r_2$$

$$H_1: r_1 \text{ не равно } r_2.$$

В ходе тестирования КМК может быть принято одно из двух решений: γ_0 (T -статистика $\in \omega_0$); γ_1 (T -статистика $\notin \omega_0$).

Для такого исследования были использованы результаты мониторинга по сигналам аускультации пациентов на этапе послеоперационной реабилитации с верифицированными состояниями отсутствия или наличия обструкции. В табл. 1 представлены результаты вычисления значений КМК и критериальной T -статистики для четырех вариантов КМК в задаче экспресс-контроля появления обструкции:

$$RAM = R_{\sqrt{UV}}^{(w)}; RSM = R_{\sqrt{UV}}^{(l)}; RAD = R_{\sqrt{UV}}^{(w)}; RSD = R_{\sqrt{UV}}^{(l)}.$$

Из табл. 1 видно, что наиболее информативным является КМК RAD (модуль его T -статистики равен $8,618 \gg 1,96$), менее информативным, но статистически значимым является

остальные КМК RSD (модули их T -статистик равны более 5, что значительно превышает значение 1,96).

В табл. 2 представлены результаты вычисления значений КМК и критериальной T -статистики для четырех вариантов КМК в задаче локализации обструкции.

Из табл. 2 следует, что все 4 КМК – информативны, поскольку модуль их T -статистик превышает 1,96, однако наиболее информативным является КМК RSD (модуль его T -статистики равен $21,63 \gg 1,96$).

Количественная оценка статистической значимости КМК будет определяться вероятностью попадания КМК в критическую область определяемую интервалами $\omega_1 \in [-\infty; -1,96]$, $\omega_1 \in [1,96; \infty]$.

Эта вероятность больше 0,999 для $T > 5,0$ (статистики RAM, RAD, RSM из табл. 2) и больше 0,99999 (статистики RAD из табл. 1 и RSD из табл. 2).

4. Выводы

Анализ результатов тестирования сигналов аускультации (табл. 1 и 2) указывает, что при ограничениях на время наблюдения и априорной нестационарности сигналов, большей информативностью при расчете параметров будут обладать спектры мощности.

В работе решена задача повышения достоверности (до 0,99999) классификации послеоперационных легочных осложнений с использованием в качестве информативного параметра КМК RAD , что позволяет применять ограниченные во времени сигналы аускультации для экспресс-контроля и обнаружения последствий рефлюкса.

Доказана возможность локализации, с высокой достоверностью (свыше 0,99999) обструкции долей легких при использовании информативного параметра в виде КМК RSD . Наличие высоких информационных свойств у параметров RAM, RAD и RSM (табл. 2) указывают на возможность построения многомерного (для всех 4 КМК), пространства информативных параметров, позволяющего еще больше повысить достоверность, для задач увеличения точности и качества локализации обструкции. Такие задачи предполагают совершенствование

Табл. 1. Результаты экспериментальных исследований параметров нестационарности сигналов аускультации для состояний θ_1 и θ_2 (задача экспресс-контроля появления обструкции).

	RAM		RAD		RSM		RSD	
	Ср.	Z	Ср.	Z	Ср.	Z	Ср.	Z
Норма	0,1665	0,07299	0,748	0,4205	0,19	0,0835	0,4375	0,2037
Обструкция	0,0815	0,03547	0,6195	0,3145	0,0405	0,0176	0,5445	0,2652
T(норм./обстр.)	5,691		8,618		5,402		-5,001	

Табл. 2. Результаты экспериментальных исследований параметров нестационарности сигналов аускультации для состояний θ_1 и θ_2 (задача локализации обструкции).

	RAM		RAD		RSM		RSD	
	Ср.	Z	Ср.	Z	Ср.	Z	Ср.	Z
Right	0,12	0,0524	0,475	0,2243	0,04	0,0174	0,597	0,299
Left	0,3	0,13442	0,756	0,4285	0,344	0,1557	0,862	0,56505
T(Left./Right.)	6,7229		16,6		11,336		21,63	

существующих информационных технологий многопараметрического контроля и функциональной диагностики.

Использование математического аппарата представленного в статье может оказаться полезным для решения задачи диагностики гастроэзофаготрахеобронхиального рефлюкса и рефлюксассоциированной бронхиальной астмы.

Из табл. 1 и 2 следует что значения любых КМК для варианта состояния, связанного с нарушением медицинской нормы, всегда имеют меньшие значения чем КМК для нормального состояния. Такой вывод позволяет использовать методику локализации обструкции, в любой половине легкого, по знаку T -статистики.

Исследования проводились с соблюдением национальных норм биоэтики и положений Хельсинкской декларации (в редакции 2013 г.). Авторы статьи – П. Ф. Щапов, А. В. Горбулич, Р. С. Томашевский, Ю. А. Заикина – подтверждают, что у них нет конфликта интересов.

Литература

1. Mirskii G. Y. Stochastic Interaction Characteristics and Their Measurements. Moscow: *Energoizdat*, 1982. 236 p.
2. Bendat J. S.; Piersol A. G. Random Data: Analysis and Measurements Procedures, 4th ed. *Wiley*, 2010, 640 p.
3. Bendat J. S. Piersol A. G. Engineering Applications of Correlations and Spectral Analysis, 2nd ed. *Wiley* 1993. 472 p.
4. Gardner W. A. (ed.), Cyclostationarity in Communications and Signal Processing. New York: *IEEE press*, 1994. 621 p.
5. Napolitano A. Generalizations of Cyclostationarity Signal Processing Spectral Analysis Applications. *Wiley IEEE press*, 2012. 492 p.
6. Gardner W. A., Napolitano A., Paura L. Cyclostationarity: half a century of research. *Signal processing*, 2006, v. 86, n. 4, p. 639-697; DOI:10.106/j.sigpro.2005.06.016.
7. Yavorsky J. M. Mathematical models and Analysis of Stochastic Oscillations. Lviv: *Karpenko Physico-Mechanical Institute of the Nas of Ukraine*, 2013, 187 p.
8. Hinich M. J. Statistical theory of signal coherence. *IEEE J. Oceanic engineering*, 2000, v. 25, n. 2, p. 256-261, DOI: 10.1109/48.838988.
9. Gardner W. A. Introduction to Random Processes with Application to Signals and Systems New York, *Macmillan*, 1985. 434 p.
10. Gardner W. A. On the Spectral Coherence of Nonstationary Processes. *IEEE trans. Signal process*, 1991, v. 39 n. 2, p. 424-430, doi:10.1109/78.80825.
11. Gardner W. A. Exploitation of Spectral Redundancy in Cyclostationary Signals. *IEEE SP Magazine (Signal Processing)*, apr. 1991, v. 8, n. 2, p. 14-36. DOI:10.1109/79.81007.
12. Hurd H. HL.; Miamme A. Periodically correlated random sequences. Spectral theory and practice. New Jersey: *Wiley-Interscience*, 2007, 353 p.
13. Поллард Дж. Справочник по вычислительным методам статистики. Под ред. и с предисл. Е. М. Четьркина. М., *Финансы и статистика*, 1982, 344 с.
14. Нейронные сети для обоаботки информации. Пер. С польского И. Д. Рудинского. М., *Финансы и статистика*, 2002, 344 с.
15. Воскобойников Ю. Е., Гочаков А. В., Колкер А. Б. Фильтрация сигналов и изображений: Фурье и вейвлет алгоритмы (с примерами в Mathcad). Новосибир. *Гос. архитектур.-строит. ун-т (Сибстрин)*, 2010, 188 с. ISBN 978-5-7795-0519-2.
16. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента. Пер. с англ. М., Мир, 1981. 520 с.
17. Hastie T. and Tibshirani R. Generalized additive models for medical research. *Stat Methods Med Res*, 1995. p. 187-196.
18. Strode P. and Brokaw A. Using BioInteractive Resources to Teach. Mathematics and Statistics in Biology. Colorado, *Rocky River High School*, 2015, 42 p.
19. Новиков Д. А., Новочадов В. В. Статистические методы в медико-биологическом эксперименте (типовые случаи). Волгоград, 2005, 84 с.
20. Зайцев В. М., Лифляндский В. Г., Маринкин В. И. Прикладная медицинская статистика, СПб. ООО «ИЗ-ВО ФОЛИАНТ», 2003, 432 с.
21. Гланц С. Медико-биологическая статистика. Пер. с англ. М., Практика, 1998, 459 с.
22. Юнкеров В. И., Григорьев С. Г. Математико-статистическая обработка данных медицинских исследований. СПб. *ВМЕДА*, 2002, 266 с.
23. Merry R. J. E., Steinbuch M. and van de Molengraft M. J. G. Wavelet Theory and Applications a literature study. Eindhoven Univ. of Technology Dep. of Mechanical Engin. Control Systems Technol. Group, 2005, 41 p.
24. Daniel T. L. Lee and Yamamoto A. Wavelet analysis theory and application. Hewlett-Packard Company. 1994, p. 44-52.

Використання параметрів нестационарності сигналів легеневої аускультативної для виявлення та локалізації легеневої патології

П. Ф. Щапов¹, А. В. Горбуліч², Р. С. Томашевський¹, Ю. А. Заїкіна²

¹Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут» (НТУ «ХПІ»), Україна

²Харківська медична академія післядипломної освіти (ХМАПО), Україна

Резюме

Введення. В роботі запропоновано використання моніторингу рН стравохідної системи у поєднанні з аускультативною легень для оцінки впливу шлунково-стравохідного-трахеобронхіального рефлюкса.

Постановка завдання. Методологія. В роботі типовий аускультативний сигнал представлений як квазіперіодичний випадковий процес і бронхообструктивні зміни, викликані рефлюксом, як випадковий фактор, що впливає на цей процес. Представлений підхід оцінювання стану впливу цього фактора на основі порівняння показників нестационарності спектру самого сигналу та його лінійного перетворення. Для розрахунку спектрально-часових показників сигналу використовувалося безперервне вейвлет-перетворення для дискретних сигналів. Рівень значущості факторного впливу інформативного сигналу оцінювався за допомогою Т-статистики.

Мета роботи. Підвищення ефективності інформаційно-вимірвальних технологій неінвазивного експрес-контролю стану органів дихання при діагностиці рефлюкс-асоційованої бронхіальної астми.

Результати дослідження. В результаті роботи розроблено та експериментально підтверджено метод оцінки впливу рефлюкса на органи дихання при післяопераційному відновленні. Метод полягає в обчисленні інформативних показників, які оцінюють рівень нестационарності сигналу та його лінійного перетворення — коефіцієнтів межспектральної кореляції. Результати експериментальних досліджень підтвердили ефективність та статистичну значимість запропонованого методу та інформативних показників.

Заключення. В роботі вирішена задача підвищення достовірності класифікації післяопераційних легеневих ускладнень та доказана можливість локалізації обструкції дольових легень за допомогою моніторингу аускультативного сигналу.

Використання математичного апарату, представленого в статті, може виявитися корисним для вирішення задач діагностики гастроєзофаготрахеобронхіального рефлюкса та рефлюкс-асоційованої бронхіальної астми.

Ключові слова: Рефлюкс; бронхіальна астма; експрес-контроль; вейвлет-перетворення; функція когерентності; нестационарність.

Use of parameters of unsteadiness of signals of pulmonary auscultation for detection and localization of pulmonary pathology

P. F. Shapov¹, A. V. Gorbulichy², R. S. Tomashevsky¹, Yu. A. Zaikin²

¹National Technical University «Kharkiv Polytechnic Institute» (NTU «KhPI»), Ukraine

²Kharkiv Medical Academy of Postgraduate Education (KhMAPO), Ukraine

e-mail: romiocat.khpi@gmail.com

Resume

Introduction. The paper proposes the use of monitoring of pH in the esophagus in combination with an auscultation of the lungs to assess the effect of gastrointestinal-esophageal-tracheobronchial reflux.

Problem statement. Methodology. A typical auscultatory signal is presented as a quasiperiodic random process and bronchoobstructive changes caused by reflux as a random factor affecting this process. The approach of estimating the step of the influence of this factor is proposed on the basis of comparison of indices of the nonstationarity of the spectrum of the signal itself and its linear transformation. To calculate the spectral-temporal signal parameters, a continuous wavelet transform for the discrete signals was used. The level of significance of the factor influence the informative signal was estimated using T-statistics.

Purpose of work. Increasing the effectiveness of information and measurement technologies for non-invasive express control of the state of respiratory organs in the diagnosis of reflux-associated bronchial asthma.

Research results. As a result of the work, a method for evaluating the effect of reflux on respiratory organs during postoperative recovery was developed and experimentally confirmed. The method consists in the computation of informative indicators that quantify the level of the nonstationarity of the signal and its linear transformation, the coefficients of the inter-spectral correlation. The results of experimental studies confirmed the effectiveness and statistical significance of the proposed method and informative indicators.

Conclusion. The task of increasing the reliability of the classification of postoperative pulmonary complications was solved in the work, and the possibility of localization of lung limb obstruction was proved by means of auscultative signal monitoring

The use of the mathematical apparatus presented in the article may prove useful in solving the problem of diagnosis of gastroesophagotracheobronchial reflux and reflux-associated bronchial asthma.

Key words: Reflux; Bronchial asthma; Express control; Wavelet transformation; Coherence function; Nonstationarity.

©2017 Institute Medical Informatics and Telemedicine Ltd, ©2017 Ukrainian Association of Computer Medicine, ©2017 Kharkiv medical Academy of Postgraduate Education. Published by Institute of Medical Informatics and Telemedicine Ltd. All rights reserved.

ISSN 1812-7231 *Klin.inform.telemed.* Volume 12, Issue 13, 2017, Pages 83–90

http://kit-journal.com.ua/en/index_en.html

References (24)

Reference

- Mirskii G. Y. Stochastic Interaction Characteristics and Their Measurements. M. Energoizdat Publ., 1982, 236 p.
- Bendat J. S., Piersol A. G. Random Data: Analysis And Measurements Procedures, 4th ed. Wiley, 2010, 640 p.
- Bendat J. S., Piersol A. G. Engineering Applications of Correlations and Spectral Analysis, 2nd ed. Wiley, 1993, 472 p.
- Gardner W.A. (ed.), Cyclostationarity in Communications and Signal Processing. New York: IEEE press, 1994, 621 p.
- Napolitano A. Generalizations of Cyclostationarity Signal Processing Spectral Analysis Applications. Wiley IEEE press. 2012. 492 p.
- Gardner W. A., Napolitano A., Paura L. Cyclostationarity: half a century of research. *Signal processing*, 2006, vol. 86, iss. 4, pp. 639–697. DOI:10.106/j.sigpro.2005.06.016.
- Yavorsky J. M. *Matjematichni modjeli ta analiz stohastichnuh koluvan* [Mathematical models and Analysis of Stochastic Oscillations]. Lviv: Karpenko Physico-Mechanical Institute of the Nas of Ukraine, 2013, 187 p. (in Ukr.).
- Hinich M. J. A statistical theory of signal coherence. *IEEE J. Oceanic engineering*, apr. 2000, vol. 25, n. 2, pp. 256–261; DOI: 10.1109/48.838988.
- Gardner W. A. Introduction to Random Processes with Application to Signals and Systems New York: Macmillan, 1985. 434 p.
- Gardner W. A. On the Spectral Coherence of Nonstationary Processes. *IEEE trans. Signal process*, 1991, vol. 39, iss. 2, p. 424–430; doi:10.1109/78.80825.
- Gardner W. A. Exploitation of Spectral Redundancy in Cyclostationary Signals. *IEEE SP Magazine (Signal Processing)*. 1991, vol. 8, n. 2, pp. 14–36; DOI:10.1109/79.81007.
- Hurd H. HL., Miamme A. Periodically correlated random sequences. Spectral theory and practice. New Jersey: Wiley-Interscience, 2007, 353 p.
- Pollard Dzh. *Spravochnik po vyichislitelnyim metodam statistiki* [Handbook of computational methods of statistics]. M.: Finansy i statistika Publ., 1982. 344 p.
- Neyronnyie seti dlya oboabotki informatsii* [Neural networks for information processing]. M.: Finansy i Statistika Publ., 2002. 344 p. (In Rus.).
- Voskoboynikov Yu. E., Gochakov A. V., Kolker A. B. *Filtratsii signalov i izobrazheniy: Fure i veyvlet algoritmy (s primerami v Mathcad)* [Filtering signals and images: Fourier and wavelet algorithms]. Novosib. Gos. arhitektur.-stroit. un-t (Sibstrin). 2010, 188 p. (In Rus.).
- Dzhonson N., Lion F. *Statistika i planirovanie eksperimenta* [Statistics and experiment planning]. M.: Mir Publ., 1981. 520 p. (In Rus.).
- Hastie T. and Tibshirani R. Generalized additive models for medical research. *Stat Methods Med Res*, 1995. pp. 187–196.

18. Strode P. and Brokaw A. Using BioInteractive Resources to Teach. Mathematics and Statistics in Biology. Colorado, Rocky River High School. 2015. 42 p.
19. Novikov D. A., Novochadov V. V. *Statisticheskie metodyi v mediko-biologicheskomeksperimente (tipovyye sluchai)* [Statistical methods in the medical-biological experiment (typical cases)]. Volgograd, 2005, 84 p. (In Rus.).
20. Zaytsev V. M., Lifyandskiy V. G., Marinkin V. I. *Prikladnaya meditsinskaya statistika* [Applied Medical Statistics]. SPb: FOLIANT Publ., 2003, 432 p. (In Rus.).
21. Glants S. *Mediko-biologicheskaya statistika* [Medical and Biological Statistics]. M., Praktika Publ., 1998. 459 p. (In Rus.).
22. Yunkerov V. I., Grigorev S. G. *Matematiko-statisticheskaya obrabotka dannyih meditsinskih issledovaniy* [Mathematical and statistical processing of medical research data.] SPb.: VMedA Publ., 2002, 266 p. (In Rus.).
23. Merry R. J. E., Steinbuch M. and van de Molengraft M. J. G. *Wavelet Theory and Applications a literature study*. Eindhoven Univer. of Technol. Dep. of Mechanical Engin. Control Systems Technol. Group, 2005, 41 p.
24. Lee D. T. L. and Yamamoto A. *Wavelet analysis theory and application*. Hewlett-Packard Company. 1994, pp. 44–52.

Переписка

к.т.н., доцент **Р. С. Томашевский**
ул. Кирпичева, 2, Харьков, 61002, Украина
тел.: +380(50) 035 15 37
эл. почта: romioat.khpi@gmail.com