

2. Хохлова Е. Эластография – новое направление в ультразвуковой диагностике // Здоровье нации. – 2008. – № 3. – С. 20–21.

3. Рожкова Н. И., Зубарева А. В., Запирова С. Б. Новая технология : Соноэластография в маммологии // Медицинская визуализация. – 2010. – № 4. – С. 74–99.

4. Коробейникова О. В., Кузнецов Е. П., Богдан О. П. Исследование физических механизмов артефакта ультразвуковой доплерографии «псевдопоток» // Медицинская физика. – 2009. – № 3. – С. 64–70.

5. Korobeynikova O. V., Bogdan O. P., Kuznetsov E. P. Investigations of Artifact «Pseudo-flow» Physical Mechanisms in Ultrasound Dopplerography // IFMBE PROCEEDINGS World Congress on Medical Physics and Biomedical Engineering: Diagnostic Imaging. – Vol. 25/2. – Munich : Springer, 2009. – P. 11–13.

6. Богдан О. П. Влияние артефактов на результаты ультразвуковых доплеровских исследований // Интеллектуальные системы в производстве. – 2009. – № 1. – С. 173–180.

7. Диденко В. И. Современные методы определения фиброза печени // Гастроэнтерология. – 2013. – № 2(48).

8. Разработка методики визуализации упругих свойств ткани с использованием ультразвуковой доплерографии / О. В. Коробейникова, Е. П. Кузнецов, О. П. Богдан, Е. А. Фостик // Вестник ИжГТУ. – 2010. – № 2(45). – С. 97–100.

9. Муравьева О. В., Богдан О. П., Овчинникова М. А. Разработка методики эластографии с использованием В-режима ультразвукового диагностирования // Приборостроение в XXI веке – 2011. Интеграция науки, образования и производства : Сб. материалов VII Всерос. науч.-техн. конф. с междунар. участием. – Ижевск : Изд-во ИжГТУ, 2012. – С. 194–197.

10. Богдан О. П., Овчинникова М. А. Сравнительные исследования возможностей методик эластографии в статическом и динамическом режимах // Измерения, контроль и диагностика – 2012 : Сб. материалов II Всерос. науч.-техн. конф. студентов, аспирантов и молодых ученых с междунар. участием. – Ижевск : Союз, 2012. – С. 35–39.

O. V. Muravieva, DSc in Engineering, Professor, Kalashnikov Izhevsk State Technical University

O. P. Bogdan, PhD in Engineering, Kalashnikov Izhevsk State Technical University

D. S. Murashova, «IRZ TEST» Ltd., Izhevsk

E. P. Kuznetsov, PhD in Medicine, City Clinics № 2, Public Health Ministry, Udmurt Republic, Izhevsk

Technique and Device for Soft Tissues Shear Modulus Estimation Using Static Elastography

The technique of shear modulus estimation is theoretically proved due to evaluation of deformations under influence of external static pressure using B-mode ultrasonic scanning. For realization of technique the device is proposed, approbation results obtained in clinical conditions are presented.

Key words: static elastography, B-scan, elastic modules, deformation, compression.

УДК 621.385.833

П. В. Гуляев, кандидат технических наук, Институт механики УрО РАН, Ижевск

А. В. Тюрников, кандидат физико-математических наук, Институт механики УрО РАН, Ижевск

С. Р. Кизнерцев, кандидат технических наук, Институт механики УрО РАН, Ижевск

Е. Ю. Шелковников, доктор технических наук, профессор, Ижевский государственный технический университет имени М. Т. Калашникова

СТАТИСТИЧЕСКИЙ КРИТЕРИЙ АДАПТАЦИИ АЛГОРИТМОВ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ В СКАНИРУЮЩЕЙ ЗОНДОВОЙ МИКРОСКОПИИ

Описано применение адаптивных моделей прогнозирования в сканирующей зондовой микроскопии. В частности, рассмотрены вопросы, связанные с изменением распределения ошибки прогноза в процессе адаптации модели. Показано, что оптимальная модель формирует ошибку прогноза с распределением по закону Лапласа.

Ключевые слова: сканирующая зондовая микроскопия, прогнозирование, адаптация, ошибка прогноза, распределение ошибки прогноза.

Применение прогнозирования в сканирующей зондовой микроскопии позволяет существенно увеличить производительность, расширить функциональные возможности, повысить сохранность зондов [1–5].

Для повышения точности перемещения зондов при сканировании применяют различные методы оптимального (адаптивного) прогнозирования. Большинство из них основываются на взаимосвязи уров-

ней яркости смежных точек изображения и определяют прогнозную оценку в виде линейной комбинации яркостей предшествующих m точек:

$$\bar{Z}_n = \sum_{i=1}^m \alpha_i Z_{n-i}, \quad Z(x, y) - \text{двумерная функция яркости.}$$

В первой группе методов [6, 7] коэффициенты α_i определяются автокорреляционной функцией пикселей на изображении. Другая группа методов [7, 8] использует различные функции предсказания, из

которых в процессе сканирования изображений выбирается оптимальная. Третья группа методов [3] осуществляет прогнозирование путем последовательного применения одной и той же модели предсказания, имеющей простую программную или аппаратную реализацию (многоуровневое предсказание с адаптацией порядка модели).

Для указанных методов прогнозирования актуальной является задача разработки критерия выбора порядка модели прогноза. В качестве одного из таких критериев предлагается использовать распределение ошибок прогноза, полученное в результате сканирования поверхности.

Исследование распределения ошибки прогноза

При определении закона распределения ошибок прогноза и адаптивной дискретизации имеют место условия испытаний, при которых величину этих ошибок в точке растровой сетки СЗМ-изображения возможно вычислить только один раз.

Поскольку прогнозная оценка, а также значения Z-координаты в измерительных точках представляют собой линейную комбинацию наблюдений, будем считать, что ошибки прогноза распределены по нормальному закону. Допустим, что данные ошибки представляют собой случайные величины с нулевым математическим ожиданием $\mu = 0$ и дисперсией, изменяющейся случайным образом от одной точки растровой сетки СЗМ-изображения к другой.

При определении закона распределения ошибок прогноза и адаптивной дискретизации воспользуемся методами теории информации [9], согласно которой оптимальным будет распределение ошибки $f(x)$, обращающее энтропию H в максимум:

$$H = - \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot \ln(f(x)) dx = \max. \quad (1)$$

Дополнительное условие, накладываемое при этом, – средняя мощность искомой функции должна быть ограниченной:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x^2 dx = \sigma^2,$$

где σ – среднеквадратичное отклонение ошибки прогноза и дискретизации. Кроме того, должны выполняться следующие условия:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1; \quad \int_{-\infty}^{\infty} f(x) x dx = 0. \quad (2)$$

В итоге возникает задача отыскания условного максимума, которая решается методом множителей Лагранжа [10]. Для случая, когда σ в каждом опыте – случайная величина [11], в качестве решения данной задачи ищут среднее распределение вида

$$f^*(x) = \int_0^{\infty} n(x, \sigma) f(\sigma) d\sigma, \quad (3)$$

где $n(x, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right)$.

При этом выражения (1), (2) примут следующий вид:

$$H = - \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_0^{\infty} n(x, \sigma) f(\sigma) d\sigma \right) \times \ln \left(\int_0^{\infty} n(x, \sigma) f(\sigma) d\sigma \right) dx = \max; \quad (4)$$

$$\sigma_0 = \int_0^{\infty} \sigma f(\sigma) d\sigma; \quad 1 = \int_0^{\infty} f(\sigma) d\sigma, \quad (5)$$

где σ_0 – средняя величина σ для растровой сетки СЗМ-изображения.

Задача (3)–(5) представляет собой известный случай нестабильных условий испытаний, ее решение представляет собой следующее распределение [11]:

$$f^*(x) = \frac{1}{\sqrt{2\lambda}} \exp\left\{-\frac{\sqrt{2} \cdot |x|}{\lambda}\right\};$$

$$f(\sigma) = \frac{2}{\lambda^2} \sigma \exp\left\{-\frac{\sigma^2}{\lambda^2}\right\}, \quad (6)$$

где $\lambda = \sigma_0 \cdot 2 \cdot \sqrt{\frac{1}{\pi}}$.

Таким образом, следует ожидать, что распределение ошибок прогноза для всей растровой сетки СЗМ-изображения будет описываться законом Лапласа (6).

Экспериментальные результаты и их обсуждение

Для оценки возможности применения распределения ошибок прогноза при выборе порядка модели был исследован ряд изображений, полученных в различных режимах и на различных зондовых микроскопах. Для прогнозирования рельефа в конкретной точке СЗМ-изображения применялся многоуровневый метод с адаптацией порядка модели. Анализ полученных результатов (рис. 1, 2) показал следующее. При изменении порядка модели прогноза изменяется форма кривой распределения ошибки. При этом рекомендуемая модель прогноза будет иметь наименьшую дисперсию ошибки, а ее кривая распределения ошибки будет иметь форму наиболее близкую к закону распределения Лапласа.

Для быстроты принятия решения о выборе определенной модели прогноза может использоваться доверительный интервал. Для класса экспоненциальных распределений, к которым относится выражение (6), определение доверительного интервала с заранее заданной вероятностью возможно по формуле, описывающей отношение интервала Δ (в котором находится ошибка) к среднеквадратичному отклонению σ_0 для

области значений $\frac{\Delta}{\sigma_0} > 1,6$ и $F > 0,9$ [9]:

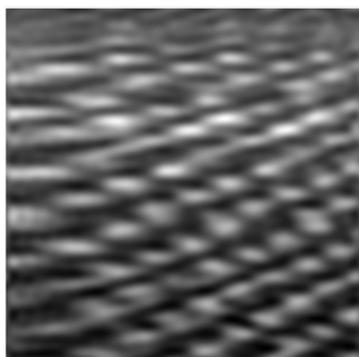
$$\frac{\Delta}{\sigma_0} = k = 1,62 \left[\frac{3}{8} (\varepsilon - 1,6)^{\frac{2}{3}} \right]^{\lg \lg [1/(1-P_s)]},$$

где ε – эксцесс распределения; F – интегральная плотность распределения вероятности; P_d – доверительная вероятность:

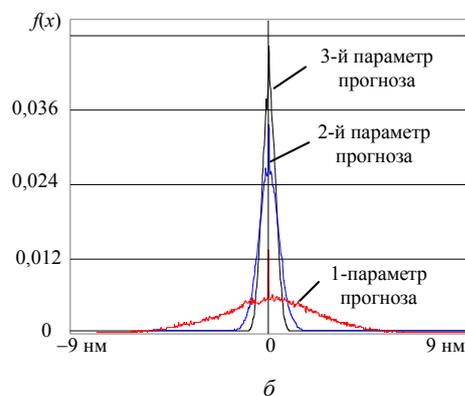
$$P_d = 1 - 2 \cdot (1 - F).$$

Тогда доверительный интервал определяется согласно выражению

$$-k\sigma_0 < x < k\sigma_0.$$



a

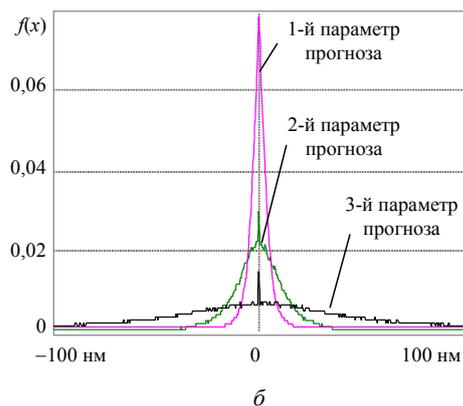


б

Рис. 1. Изображение графита (4×4 нм) (а) и распределение ошибок прогноза $f(x)$ (б)



a



б

Рис. 2. Изображение частицы меди (87×87 нм) (а) и распределение ошибок прогноза $f(x)$ (б)

Таким образом, проведенные исследования показали следующее. Оценку ошибки прогноза целесообразно осуществлять на основе статистических критериев, рассчитываемых для всей растровой сетки СЗМ-изображения. Для прогнозных функций в виде линейных комбинаций измерений в смежных точках сетки в качестве такого критерия возможно применение среднего распределения ошибки прогноза. При этом следует ожидать, что для функций прогноза, обеспечивающих его максимальную точность, данное распределение будет подчиняться закону Лапласа.

Библиографические ссылки

1. Патент РФ на изобретение RUS 2218629 28.01.2002. Сканирующий туннельный микроскоп / А. М. Липанов, Е. Ю. Шелковников, П. В. Гуляев, С. Р. Кизнерцев, Н. И. Осипов, А. В. Тюриков, М. Н. Коротаев, К. А. Чухланцев.
2. Патент РФ на изобретение RUS 2296387 08.11.2005. Сканирующий туннельный микроскоп / А. М. Липанов,

Доверительный интервал можно устанавливать заранее экспериментальным путем отдельно для каждого класса СЗМ-изображений, вида функции прогноза, масштаба изображений. В процессе сканирования выход ошибки прогноза за пределы доверительного интервала может быть использован в качестве условия изменения коэффициентов α_i функции прогноза или количества прогнозируемых параметров прогнозной оценки.

Е. Ю. Шелковников, А. В. Тюриков, П. В. Гуляев, Д. В. Гудцов.

3. Применение аппарата прогнозирования в сканирующих устройствах растрового типа / А. М. Липанов, Ю. К. Шелковников, М. Р. Гафаров, П. В. Гуляев // Приборы и системы : Управление : Контроль : Диагностика. – 2010. – № 7. – С. 59–64.

4. Адаптивная дискретизация растровых изображений в туннельном микроскопе / А. М. Липанов, П. В. Гуляев, Е. Ю. Шелковников, С. Р. Кизнерцев // Химическая физика и мезоскопия. – 2003. – Т. 5. – № 2. – С. 268–275.

5. Липанов А. М., Гуляев П. В., Шелковников Е. Ю. Адаптивная система развертки изображения и формирования измерительной информации в сканирующем туннельном микроскопе // Датчики и системы. – 2004. – № 7. – С. 14–18.

6. Гонсалес Р., Вудс Р. Цифровая обработка изображений. – М. : Техносфера, 2005. – 1070 с.

7. Методы сжатия данных : Устройство архиваторов, сжатие изображений и видео / Д. Ватолин, А. Ратушняк, М. Смирнов, В. Юкин. – М. : Диалог-МИФИ, 2002. – 384 с.

8. Уидроу Б., Стернз С. Адаптивная обработка сигналов. – М. : Радио и связь, 1989. – 440 с.

9. Новицкий П. В., Зограф И. А. Оценка погрешностей результатов измерений. – Л. : Энергоатомиздат, 1991. – 304 с.

10. Солодов А. В. Теория информации и ее применение к задачам автоматического управления и контроля. – М. : Наука, 1967. – 432 с.

11. Мудров В. И., Кушко В. А. Методы обработки измерений. – М. : Советское радио, 1976. – 192 с.

P. V. Gulyaev, PhD in Engineering, Institute of Mechanics UB RAS, Izhevsk

A. V. Tyurikov, PhD (Physics and Mathematics), Institute of Mechanics UB RAS, Izhevsk

S. R. Kiznertsev, PhD in Engineering, Institute of Mechanics UB RAS, Izhevsk

E. Yu. Shelkovnikov, DSc in Engineering, Professor, Kalashnikov Izhevsk State Technical University

Statistical Test of Adaptation for Prediction Algorithms of Scanning Probe Microscopy

The work deals with the use of adaptive prediction models in scanning probe microscopy. In particular, issues were observed related to changes in the distribution of the forecast error in the adaptation model. It is shown that the optimal model will give the distribution of the forecasting error by the law of Laplace.

Key words: scanning probe microscopy, prediction, adaptation, forecasting error, distribution of the forecasting errors.

УДК 621.317

В. А. Куликов, доктор технических наук, профессор, Ижевский государственный технический университет имени М. Т. Калашникова

И. В. Коробейникова, кандидат технических наук, доцент, Ижевский государственный технический университет имени М. Т. Калашникова

В. В. Коробейников, кандидат технических наук, доцент, Ижевский государственный технический университет имени М. Т. Калашникова

ЧИСЛЕННОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ МЕТОДОВ ОЦЕНКИ ДЛИТЕЛЬНОСТИ ОСТЫВАНИЯ ИНЕРЦИОННЫХ ОБЪЕКТОВ

Выполнены исследования трех методов оценки длительности остывания инерционного объекта, основанных на использовании двухслойной модели остывания. Приведены погрешности оценки этой длительности в зависимости от различных параметров. Даны рекомендации по применению рассмотренных методов.

Ключевые слова: объект, параметры, методы, погрешность.

Задача оценки длительности остывания (ДО) инерционного объекта (ИО) решается в судебной медицине, где по динамике изменения посмертной температуры определяют время наступления смерти человека как момент начала остывания тела.

Современные методы оценки ДО основаны на двухслойной модели остывания ИО с сосредоточенными параметрами [1, 2], которая имеет вид

$$T = (T_0 - T_c)e^{-\frac{t}{\tau_1}} + (T_p - T_c) \frac{1}{k-1} e^{-\frac{t}{\tau_1}} - (T_p - T_c) \frac{1}{k-1} e^{-\frac{t}{\tau_1 k}} + T_c, \quad (1)$$

где T_0 – внутренняя температура объекта (принято, что $T_0 = 37,5$ °С); T_c – температура окружающей среды; T_p – температура поверхностного слоя объекта; τ_1 – постоянная времени в регулярном периоде остывания; $k = \tau_1 / \tau_2$ – коэффициент пропорцио-

нальности; τ_2 – постоянная времени в иррегулярном периоде остывания; t – время.

В этой модели выделяют два периода остывания: иррегулярный, где ДО ≤ 6 часов, и регулярный, где ДО > 6 часов.

Представим (1) в виде

$$T(t) = T^*(t) - c(t), \quad (2)$$

где

$$\left. \begin{aligned} T^*(t) &= a(t) + b(t) - T_c; & a(t) &= (T_0 - T_c)e^{-\frac{t}{\tau_1}} \\ b(t) &= \frac{1}{k-1}(T_0 - T_c)e^{-\frac{t}{\tau_1}}; & c(t) &= \frac{1}{k-1}(T_0 - T_c)e^{-\frac{tk}{\tau_1}} \end{aligned} \right\} (3)$$

На рис. 1 для $T_0 = 37,5$ °С; $T_c = 0$ °С; $T_p = T_0$; $\tau_1 = 18$ и $k = 12$ представлены графики изменения температуры $T(t)$ (2) и компонентов (3).

Вклад слагаемого $c(t)$ с увеличением t быстро уменьшается, и при ДО более 5-6 часов это слагаемое может не учитываться. Исключив это слагаемое