оборудования), нарушение технологии прокладки, воздействие мерзлотных деформаций, сейсмические подвижки грунтов, оползней, обледенение подвесных кабелей при их эксплуатации и др. [6].

Отсюда понятна важность контроля натяжения ОВ в кабеле и проложенной линии. Самым эффективным современным методом диагностирования состояния натяжения ОВ в кабеле является метод, основанный на анализе спектров бриллюэновского рассеяния света в волокне. Метод позволяет оценить натяжение волокна, выявить ненадежные участки линии и оценить ее механическую надежность в процессе эксплуатации.

Усилие стягивания покрытия также относится к механическим характеристикам волокна и служит показателем того, насколько легко и эффективно осуществляется работа с волокном при строительстве, ремонтно-восстановительных работах и техническом обслуживании линий связи (легкость разделки ОВ, снятие покрытия при операциях скалывания и сращивания ОВ).

Величина усилия стягивания покрытия внесена в спецификации на оптические волокна и имеет одно и то же значение как для сухих ОВ, так и для ОВ во влажной атмосфере.

Вывод. Таким образом, приведенная методика позволяет одновременно измерять затухание ОВ, соединительных муфт, величину дисперсии ОВ, что позволяет судить о качестве монтажа и актуальности метода. Знание характеристик ОК дает возможность эффективного строительства и эксплуатации волоконно-оптической линии связи, включая ее прокладку, монтаж, ремонт и техническое обслуживание.

ЛИТЕРАТУРА

1. Слепов Н.Н. Современные технологии цифровых оптоволоконных сетей связи. 2-е издание. – М.: Радио и связь, 2003. – 432 с.

2. Гринфилд Д. Оптические сети. DiaSoft, 2002. – 362 с.

3. Скляров О.К. Современные волоконно-оптические системы передачи. – М.: Солон-Р, 2001. – 240 с.

4. Дмитриев С.А. Волоконно-оптическая техника: история, достижения, перспективы. Сборник статей. – М.: Connect, 2000. – 376 с.

5. Б.Ж.Кемельбеков, В.Ф.Мышкин, А.Н.Хан. Волоконно-оптические кабели. – Москва, 1999. – С. 208-209.

6. Б.Ж. Кемельбеков, В.Ф. Мышкин, А.Н. Хан. Оптические кабели связи. – Томск, 2001. – С. 222-223.

УДК 621.397.62(075)

Мамедов Асиф Алиевич – магистрант (Алматы, КазАТК)

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ПОГРЕШНОСТИ ОЦЕНКИ ПОЛЕЗНОГО СИГНАЛА НА ФОНЕ ШУМОВ

В общем случае, в погрешности оценки полезного сигнала можно выделить две основные компоненты: погрешность, обусловленная наличием шума и неопределенностью о его характеристиках; погрешность, обусловленная априорной неопределенностью о полезном сигнале. Используя, определенный ранее, набор тестовых сигналов и реализаций шума, представляет интерес исследование компонентов погрешности оценки полезного сигнала при обработке различными методами. При этом эффективность оценки полезного сигнала определяется значением $\sigma_{ост}$. В силу того, что объем исходной реализации ограничен $(n = 100)$, то, для получения состоятельных оценок, каждое точечное значение

оценки $\sigma_{ост}$ является математическим ожиданием, полученное не менее, чем по 1000 реализациям [1,2].

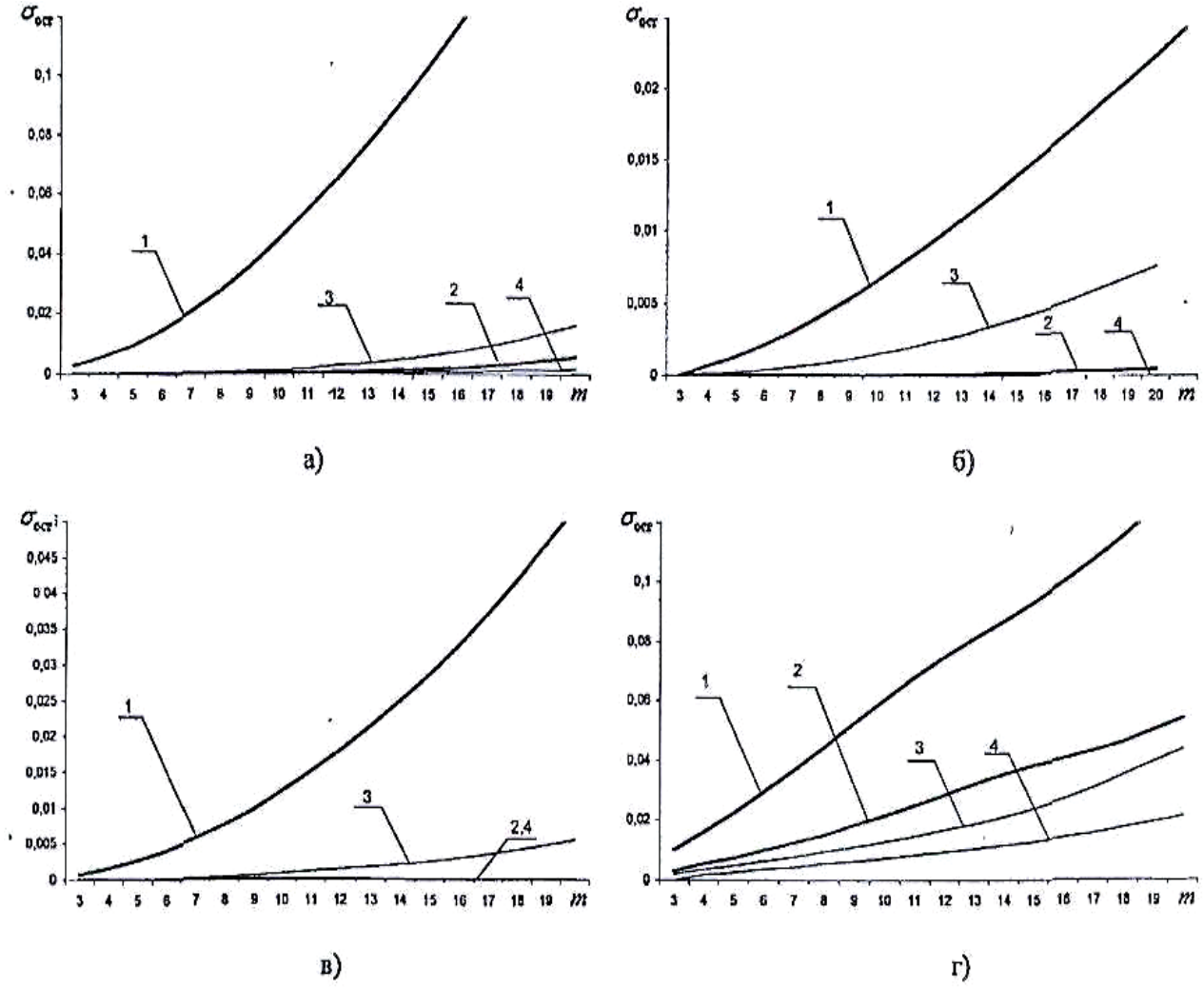

Рисунок 1- Графики зависимостей $\sigma_{ост} = f(m)$ для случая обработки методом кусочного размножения и методами скользящего среднего при различной форме полезной составляющей и отсутствии шумовой составляющей, $(\sigma_{Ш} = 0)$

На рисунке 1 представлены зависимости $\sigma_{ост} = f(m)$ для случая, когда отсутствует шумовая составляющая $(\sigma_{Ш} = 0)$, а полезный сигнал представлен гармонической формой (рисунок 1 ,а), экспоненциальной формой (рисунок 1,б), полином второй степени (рисунок 1,в), составной сигнал (1) (рисунок 1г). На каждом из рисунков представлены результаты обработки различными методами и соответствуют единые обозначения: зависимость для случая обработки методом простого скользящего среднего, взвешенного скользящего среднего, методом кусочного размножения оценок при *p =1* и *p=2* соответственно. При использовании метода простого и взвешенного скользящего среднего, длина скользящего интервала определяется как $2 \cdot m - 1$, которая эквивалентна длине интервала обработки для метода кусочного размножения оценок [3].

Отметим, что оценка зависимости $\sigma_{ост} = f(m)$ для метода кусочного размножения оценок осуществляется на интервале [0,n], а для методов простого и

взвешенного скользящего среднего на интервале [m,n-m], т.е. не учитывается отсутствие оценки полезного сигнала в начале и конце реализации (краевые эффекты) [1, 2].

Анализ результатов, представленных на рисунке 1, показывает, что зависимости $\sigma_{ост} = f(m)$ для различных методов обработки несколько различаются. В случае обработки сигнала гармонической формы, наибольшей погрешностью обладает оценка, полученная с помощью метода простого скользящего среднего (рисунок 1,а). Остальные зависимости расположены в следующей последовательности: метод кусочного размножения при *p=1,* метод взвешенного скользящего среднего и метод кусочного размножения при $p = 2$. Характер зависимостей схож (рисунок 1,а). Значительное отличие погрешности оценки для случая простого скользящего среднего объясняется тем, что оценка, полученная в результате локального усреднения обладает значительно большей погрешностью, чем при взвешенном усреднении (метод взвешенного скользящего среднего) или метода кусочного размножения оценок. В среднем, погрешность оценки, полученная методом простого скользящего среднего, выше на 20% - 40% при малых значениях m и в 3-5 раза при больших значениях *m* относительно остальных зависимостей (рисунок 1,а). Следует отметить, что оценкой метода простого скользящего среднего является центральное значение аппроксимирующего полинома первой степени на текучем скользящем интервале , а в случае метода кусочного размножения, участвует вес значения этого полинома , что приводит к существенному снижению погрешности оценки сигнала (рисунок 1,а соответственно). В случае взвешенного скользящего среднего, когда степень аппроксимирующего полинома на интервале $p=2$, при этом зависимость $\sigma_{ост} = f(m)$ для метода кусочного размножения лежит ниже.

Аналогичная тенденция сохраняется при обработке полезного сигнала экспоненциальной формы (рисунок 1,б). В сравнении с характеристиками $\sigma_{ост} = f(m)$ обработки гармонического сигнала (рисунок 1,а), значения шкалы $\sigma_{ост}$ в 5 раз меньше, при этом расположение зависимостей $\sigma_{ост}$ для различных методов обработки сохраняется. Полученные результаты, возможно, объясняются тем, что экспоненциальная модель полезной составляющей не имеет точек экстремума, что позволяет её более точно, по сравнению с гармоническим сигналом, описать полиномами. Следует отметить, что зависимости для метода взвешенного скользящего среднего и кусочного размножения оценок при $p = 2$ очень близки, но не совпадают (рисунок 1,б соответственно). Как и в случае, сохраняется относительная пропорция погрешности (рисунок 1,б). Попарно сравнивая зависимости, отметим, что при любом фиксированном *m,* погрешность оценки для метода кусочного размножения, в среднем, на 50% ниже, чем для метода простого и взвешенного скользящего среднего. На рисунке 1,в представлены зависимости $\sigma_{ост} = f(m)$ при обработке сигнала, описываемый полиномом второй степени. В случае метода взвешенного скользящего среднего и кусочного размножения оценок при $p = 2$ зависимости $\sigma_{ост} = f(m)$ и в силу масштаба, не видны (порядок погрешности составляет 10^{-16}). Полученный результат объясняется тем, что на каждом скользящем интервале, исходный сигнал описывается полиномом второй степени, при этом для зависимостей 2 и 4 используется аппроксимирующая функция того же порядка. Сравнивая шкалу значений $\sigma_{ост}$ при обработке различных моделей сигнала (рисунок 1,а; 1,б и 1,в) можно сделать вывод, что наличие экстремумов в модели сигнала приводит к росту погрешности её оценки при обработке методом простого и взвешенного скользящего среднего, а в случае метода кусочного размножения, это является неярко выраженным.

Обработка исходной реализации методом кусочного размножения при $p =1$ и р =2, и случае составной модели сигнала, позволяет получит погрешность оценки ниже, чем при использовании метода простого и взвешенного скользящего среднего (рисунок 1,г). Следует

отметить, что сигнал является кусочно-гладким, имеет точки разрыва функции при переходе от одного участка к другому [3].

Наряду с оценками зависимости погрешности $\sigma_{ост} = f(m)$ также является немаловажным исследовать её доверительные интервалы. Так как каждая точка зависимости $\sigma_{ост} = f(m)$ получена *в* результате усреднения по 1000 реализациям, то возможно вычислить доверительный интервал полученной оценки:

$$\Delta(\sigma_{ост}) = \sqrt{\sum_{I=1}^{1000} \frac{(\sigma_{ост}^1 - \sigma_{ост})}{999}} \qquad (1)$$

где $\sigma_{ост}^1$ - і-й номер опыта, $\sigma_{ост} = \sigma_{ост} = 1/1000 \sum_{I=1}^{1000} \sigma_{ост}^1$ - математическое ожидание среднеквадратического отклонения погрешности оценки.

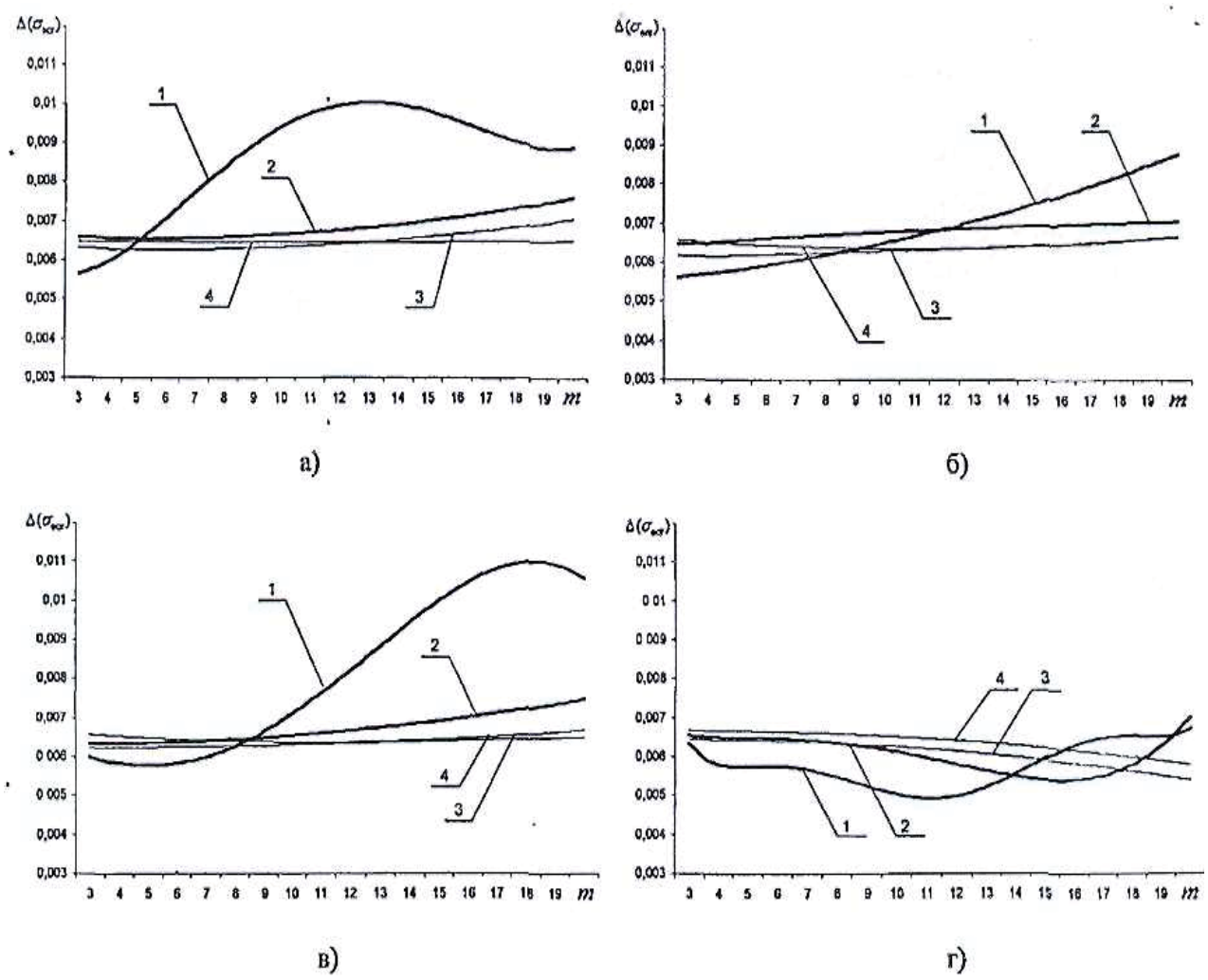

Рисунок 2 - Графики зависимостей доверительных интервалов $\Delta(\sigma_{ост}) = f(m)$ оценки погрешности $\sigma_{ост} = f(m)$ в случае обработки методом кусочного размножения оценок; методом простого и взвешенного скользящего среднего при выделении различных функций полезного сигнала

На рисунке 2 представлены зависимости $\Delta(\sigma_{ост}) = f(m)$ доверительных интервалов оценок $\sigma_{ост} = f(m)$ при обработке исходной реализации с различными моделями полезного

сигнала и $\sigma_{Ш} = 0{,}1$. Порядок обозначений графиков прежний и соответствует ранее принятым условиям [4].

Анализ результатов, представленных на рисунке 2, показывает, что при обработке методом простого и взвешенного скользящего среднего, характер $\Delta(\sigma_{ост}) = f(m)$ зависит не только от параметра *m*, но и от модели полезного сигнала (рисунок 2). Для метода простого скользящего среднего, при обработке реализации с гармонической и полиномиальной моделью полезного сигнала (рисунок 2,а; 2,в), значения доверительных интервалов увеличиваются с ростом *m* и имеют нелинейную зависимость. Зависимости для метода взвешенного скользящего среднего $\Delta(\sigma_{ост}) = f(m)$ схожи с зависимостями для метода кусочного размножения оценок при *p=1* и *p = 2,* но они имеют возрастающую тенденцию с увеличением *m* (рисунок 2,а; 2,б; 2,в). При обработке методом кусочного размножения оценок с *p = 1* и *p = 2,* значения доверительных интервалов практически не зависят от параметра *m* и модели полезного сигнала исходной обрабатываемой реализации (рисунок 2). Даже при обработке реализации с составной моделью полезного сигнала, характер зависимостей $\Delta(\sigma_{ост}) = f(m)$ не изменился.

Вывод. Таким образом, оценки погрешности $\sigma_{ост} = f(m)$ слабо зависят от формы полезного сигнала, при обработке методом кусочного размножения, являются более устойчивыми, так как обладают меньшими доверительными интервалами, слабозависящими от параметров обработки, в сравнении с методами простого и взвешенного скользящего среднего.

ЛИТЕРАТУРА

1. Марчук В.И. Первичная обработка результатов измерений при ограниченном обьеме априорной информации: Монография / Под ред. К.Е. Румянцева. Таганрог. – Изд-во: ТРГУ, 2003. – 160 с.

2. Шерстобитов А.И. Обнаружение аномальных измерений при анализе нестационарных процессов. Измерительная техника. – М., 2004. –№ 1. – С. 5-8.

3. Каллианпур Г. Стохастическая теория фильтрации: Пер. с англ. / Под ред. А.В. Скорохода. – М.: Наука. Главная редакция физ.-мат. лит., 1987. – 320 с.

4. Фомин А.Ф. Отбраковка аномальных результатов измерений / А.Ф. Фомин, О.Н. Новоселов, А.В. Плющев. – М.: Энергоатомиздат, 1985. – 200 с.

УДК 338.47

Хавронская Анна Михайловна – к.э.н. доцент (Алматы, Казахский национальный технический университет им. К.И. Сатпаева)

ИНФОРМАЦИОННОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ ПРОЦЕССА УПРАВЛЕНИЯ ОРГАНИЗАЦИЕЙ

В современных условиях мирового социально-экономического развития особенно важной областью стало информационное обеспечение процесса управления, которое состоит в сборе и переработке информации, необходимой для принятия обоснованных управленческих решений. Чем более точной информацией располагает фирма о внутренней и внешней среде, тем больше вероятность устойчивой работы компании. Поэтому, важной задачей менеджеров фирмы является создание эффективной системы информационного обеспечения.