то не рекомендуется использовать эту связь для деловых переговоров;- третий уровень до 700 мс – считается приемлемым качеством связи для ведения неделовых переговоров. Такое качество связи возможно при передаче пакетов по спутниковой связи. Суммарные задержки при использовании IP-телефонии обычно находятся в пределах 150-200 мс [3].

Анализируя данные рис.1 и приведенные выше уровни с допустимыми задержками возникает вопрос, – как и каким образом, появились эти данные. Абонентов, ведущих разговор по телефонному каналу, не интересует, какая технология используется для организации телефонного разговора. Исследования,, проведенные по оценке мешающего действия токов электрического эхо на ведение телефонного разговора казали, что: 1.Отличное качество, если процент абонентов, испытавших затруднения при разговоре не превышает 12,5%; 2. Хорошее качество, если процент абонентов, испытавших затруднения при разговоре не превышает 25%; 3. Удовлетворительное качество, если процент абонентов, испытавших затруднения при разговоре не превышает 50%; 4.Неудовлетворительное качество, если процент абонентов, испытавших затруднения при разговоре превышает 50%.

На рис. 2 приведены величины суммарной задержки на R – фактор и некоторые результаты влияния токов эхо на качество связи.

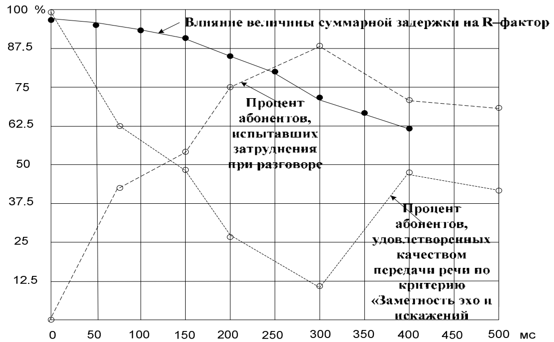

Рис.2 – Величины суммарной задержки на R – фактор
и некоторые результаты влияния токов эхо на качество связи

Как видно эти результаты очень сильно отличаются. С точки зрения подавления токов эхо практически все каналы IP – Телефонии должны оборудоваться эхоподавляющими устройствами.

В целом, можно сказать, технологии, использующие пакетную коммутация для передачи телефонных разговоров ждет не самое блестящее будущее.

Литература

1. Анализ возможности использования алгоритмов пакетной передачи речи в сетях передачи данных IP и Frame Relay nanurov@mail.ru

2. Гольдштейн, Б.С. IP-телефония / Б.С. Гольдштейн, А.В. Пинчук, А.Л. Суховицкий– М.: Радио и связь, 2001. – 336 с.

3. Росляков, А.В. IP-телефония / А.В. Росляков, М.Ю. Самсонов, И.В. Шибаева. – М.: Эко -Трендз, 2001. – 250 с.

Д.В. Иванов, А.Ю. Серебряков

ИДЕНТИФИКАЦИЯ FAR ПРОЦЕССОВ ПРИ НАЛИЧИИ ПОМЕХИ, ОПИСЫВАЕМОЙ УРАВНЕНИЕМ С РАЗНОСТЬЮ ДРОБНОГО ПОРЯДКА

(Самарский государственный университет путей сообщения)

Модели авторегрессии находят применение в цифровой обработке сигналов, эконометрике, экологии, геофизических исследованиях, системах распознавания изображений, анализе временных рядов. При наличии аддитивной помехи в выходном сигнале МНК дает смещенные оценки параметров авторегрессии. В настоящее время активно развиваются методы нелинейного оценивания параметров динамических систем [1,2]. В [3] предложен метод нелинейных наименьших квадратов, позволяющий получать сильно состоятельные оценки параметров авторегрессии при наличии помехи в выходном сигнале, его рекуррентная модификация приведена в [4].

В последние годы для анализа временных рядов все большее распространение получают процессы длинной памяти. Длинная память, или долгосрочная зависимость – это свойство, которое описывает корреляционную структуру высокого порядка временного ряда. В случае, если ряд характеризуется длинной памятью, то зависимость существует даже между далеко отдаленными друг от друга во времени наблюдениями.

Типичными представителями таких моделей, являются FARMA (Fractional differencing Auto-regressive Moving-average) процессы.

В [5-9] рассмотрена идентификация авторегрессии с разностями дробного порядка при наличии помех наблюдения.

В работе дано обобщение результатов статьи [6] на случай идентификации FAR процесса при наличии помехи, описываемой уравнением с разностью дробного порядка.

Авторегрссия, описывается линейными стохастическими уравнениями с разностями дробного порядка:

$$\Delta^{\alpha}\left(z_i-\sum_{m=1}^{r} b_0^{(m)} z_{i-m}\right)=\zeta_i,\ \ y_i=z_i+\Delta^{\beta}\xi_i, \qquad (1)$$

где $-1/2<\alpha<1/2$, $\Gamma(\alpha)=\int\limits_0^{\infty} e^{-t}t^{\alpha-1}dt$,

$$\Delta^{\alpha} z_i=\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha}{j} z_{i-j},\ \ \binom{\alpha}{j}=\frac{\Gamma(\alpha+1)}{\Gamma(j+1)\Gamma(\alpha-j+1)}.$$

Пусть выполнены условия:

1. Динамическая система устойчивая. Истинные параметры системы принадлежат компактному множеству $\widetilde{\mathrm{B}}$.

2. Помехи $\{\xi_i\},\{\zeta_i\}$ статистически независимые последовательности. $\{\xi_i\},\{\zeta_i\}$- стационарные в совокупности в узком смысле последовательности независимых случайных векторов с $E\{\xi_i\}=0,$ $E\{\zeta_i\}=0,$ $E\{\xi_i^2\}=\sigma_\xi^2>0,$ $E\{\zeta_i^2\}=\sigma_\zeta^2>0$ и для некоторых постоянных π_ξ и $\pi_\zeta: \left|\xi_i\right|<\pi_\xi$ и $\left|\zeta_i\right|<\pi_\zeta$ п.н., где E - оператор математического ожидания.

3. $\{\xi_i\}$ статистически не зависит от $\{\zeta_i\}$.

4. Априорно известно соотношение $\gamma=\sigma_\zeta^2/\sigma_\xi^2$.

5. Для помехи $\{\xi_i\}$ выполнены условия

$$\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\left[\sum_{i=1}^{N}\overline{\varphi}_\xi^{(i)}\left(\overline{\varphi}_\xi^{(i)}\right)^T\right]=\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}E\left[\sum_{i=1}^{N}\overline{\varphi}_\xi^{(i)}\left(\overline{\varphi}_\xi^{(i)}\right)^T\right]=$$

$$=\sigma_\xi^2\left(\begin{array}{c|c} h_{\alpha+\beta}+\gamma & h_{\alpha+\beta}^T \\ \hline h_{\alpha+\beta} & H_{\alpha+\beta}\end{array}\right)=\sigma_\xi^2\overline{H}_{\alpha+\beta},$$

где $\overline{\varphi}_\xi^{(i)}=\left(\Delta^{\alpha+\beta}\xi_i+\zeta_i \;\vdots\; \left(\varphi_\xi^{(i)}\right)^T\right)^T,$

$$\varphi_\xi^{(i)}=\left(\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha+\beta}{j}\xi_{i-j-1},\ldots,\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha+\beta}{j}\xi_{i-j-r}\right)^T$$

$$H_{\alpha+\beta}=\left(\begin{array}{c|c|c} h_{\alpha+\beta}(0) & \ldots & h_{\alpha+\beta}(r-1)\\ \hline \vdots & \ddots & \vdots \\ \hline h_{\alpha+\beta}(r-1) & \ldots & h_{\alpha+\beta}(0))\end{array}\right),\quad \tilde{h}_{\alpha+\beta}=\left(h_{\alpha+\beta}(1),\ldots,h_{\alpha+\beta}(r)\right),$$

$$h_{\alpha+\beta}(m)=\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{j=0}^{N-1}\binom{\alpha+\beta}{j+m}\binom{\alpha+\beta}{j}\frac{N-j}{N},\ m=0,r,$$

причем $\overline{H}_{\alpha+\beta}$ положительно определена.

6. Выходной сигнал z_i является случайным и удовлетворяет условию

$$\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\varphi_z^{(i)}\left(\varphi_z^{(i)}\right)^T=H \text{ п.н.},$$

где $\varphi_z^{(i)}=\left(\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha}{j}z_{i-j-1},\ldots,\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha}{j}z_{i-j-r}\right)^T,$

причем H существует, ограничена и положительно определена.

Необходимо оценить неизвестные коэффициенты динамической системы, описываемой уравнением (1) по наблюдениям y_i при известных порядках r, α, β.

Представим уравнение (1) в виде линейной регрессии

$$\Delta^\alpha y_i=\varphi_i^T b_0+\varepsilon_i, \qquad (2)$$

где $\varepsilon_i=\Delta^{\alpha+\beta}\xi_i+\zeta_i-b_0^T\varphi_\xi^{(i)},$ $\varphi_i=\left(\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha}{j}y_{i-j-1},\ldots,\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha}{j}y_{i-j-r}\right)^T,$

$$b_0=\left(b_0^{(1)},\ldots,b_0^{(r)}\right)^T,\ \varphi_\xi^{(i)}=\left(\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha+\beta}{j}\xi_{i-j-1},\ldots,\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha+\beta}{j}\xi_{i-j-r}\right)^T.$$

Лемма 1. Пусть выполнены предположения 1-3, тогда $E(\varepsilon_i)=0$.

Доказательство. Из предположения 2 следует, что $E(\xi_i)=0,\ E(\zeta_i)=0,$ тогда используя предположение 4 можно показать

$$E(\varepsilon_i)=E\left(\Delta^\alpha\xi_i-b_0^T\varphi_\xi^{(i)}\right)=E\left(\zeta_i\right)+\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha_m}{j}E\left(\xi_{i-j}\right)-$$

$$-\sum_{m=1}^{r}b_0^{(m)}\sum_{j=0}^{i}(-1)^j\binom{\alpha+\beta}{j}E\left(\xi_{i-j-m}\right)=0.$$

Лемма 2. Пусть выполнены предположения 2-6, тогда дисперсия обобщенной ошибки равна

$$\sigma_\varepsilon^2=\sigma_\xi^2\left(h_{\alpha+\beta}(0)+\gamma+b_0^T H_{\alpha+\beta}b_0-2\tilde{h}_{\alpha+\beta}b_0\right)=\sigma_\xi^2\omega(b_0),$$

Доказательство. По определению дисперсии

$$\sigma_\varepsilon^2=\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E\left(\varepsilon_i-E\left(\varepsilon_i\right)\right)^2,$$

так как $E(\varepsilon_i)=0$, то

$$\overline{\sigma}_\varepsilon^2=\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E\left(\varepsilon_i^2\right)=\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E\left(\Delta^{\alpha+\beta}\xi_i+\zeta_i-b_0^T\varphi_\xi^{(i)}\right)^2=$$

$$=\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\Delta^{\alpha+\beta}\xi_i^2+b_0^T\varphi_\xi^{(i)}\left(\varphi_\xi^{(i)}\right)^T b_0+\zeta_i^2-2\Delta^{\alpha+\beta}\xi_i b_0^T\varphi_\xi^{(i)}-2\zeta_i b_0^T\varphi_\xi^{(i)}+2\Delta^{\alpha+\beta}\xi_i\zeta_i\right)$$

Применяя лемму 1.1 [1, с.12] для ξ_i, ζ_i и предположения 3-5 получим

$$\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\zeta_i^2+\Delta^{\alpha+\beta}\xi_i^2+b_0^T\varphi_\xi^{(i)}\left(\varphi_\xi^{(i)}\right)^T b_0\right)=\sigma_\xi^2(h_{\alpha+\beta}^{(0)}+\gamma+b_0^T H_{\alpha+\beta}b_0-2\tilde{h}_{\alpha+\beta}b_0).$$

Будем искать оценки $\hat{b}(N)$ коэффициентов b из условия минимума следующего критерия:

$$\min_{b \in \tilde{B}} \sum_{i=1}^{N} \frac{\left(\Delta^{\alpha} y_i - \varphi_i^T b\right)^2}{h_{\alpha+\beta}^{(0)} + \gamma + b^T H_{\alpha+\beta} b - 2\tilde{h}_{\alpha+\beta} b}. \qquad (3)$$

Теорема. *Пусть некоторый случайный процесс* $\{y_i, i = \ldots -1,0,1,\ldots\}$ *описывается уравнением (1) с начальными нулевыми условиями и выполняются предположения 1-6. Тогда оценка* $\hat{b}(N)$*, определяемая выражением (3) с вероятностью 1 при* $N \to \infty$*, существует, единственная и является сильно состоятельной оценкой, т.е.*

$$\hat{b}(N) \xrightarrow[N \to \infty]{П.Н.} b_0.$$

Литература

1. Кацюба О.А. Теория идентификации стохастических динамических систем в условиях неопределенности: монография. – Самара: СамГУПС, 2008. ISBN 978-5-98941-079-8.

2. Иванов Д.В. Рекуррентное оценивание параметров динамических систем. Модели с ошибками в переменных. Saarbrucken: LAP LAMBERT Academic Publishing GmbH. 2011. ISBN 978-3-8473-0715-0.

3. Кацюба О.А., Жданов А.И. Идентификация методом наименьших квадратов уравнений авторегрессии с аддитивными ошибками измерений. // Автоматика и телемеханика. 1982. - №2 – с.29-32.

4. Ivanov D.V., Katsyuba O.A. Recurrent identification of autoregression in the presence of observation noises in output signal // International Siberian Conference on Control and Communications (SIBCON-2009). Proceedings. – Tomsk: Tomsk IEEE Chapter & Student Branch. Russia, Tomsk, March 27-28, 2009. P. 79-82.

5. Иванов Д.В. Идентификация авторегрессии нецелого порядка с помехой в выходном сигнале //Междисциплинарные исследования в области математического моделирования и информатики Материалы научно-практической internet- конференции. 18-19 июня 2013 г.. . г. Ульяновск, 2013. С. 64-67.

6. Синицина Е.И., Иванов Д.В. идентификация FAR процессов при наличии помехи наблюдения //Математическое и компьютерное моделирование естественно-научных и социальных проблем IX Международная научно-техническая конференция молодых специалистов, аспирантов и студентов. Под редакцией И. В. Бойкова. 2015. С. 247-250.

7. Иванов Д.В. Оценивание параметров авторегрессии Гегенбауэра при наличии помехи наблюдения // Информационные технологии и нанотехнологии Материалы Международной конференции и молодежной школы. Федеральное государственное автономное образовательное учреждение высшего образования «Самарский национальный исследовательский университет имени академика С.П. Королёва имени академика С.П. Королева (Национальный исследовательский университет)». САМАРА, 2015. С. 266-270.

8. Иванов Д.В. Численный алгоритм идентификации FAR процессов при наличии помехи наблюдения //Информационно-телекоммуникационные системы и технологии Всероссийская научно-практическая конференция. 2015. С. 239.

9. Иванов Д.В. Численный алгоритм идентификации параметров авторегрессии Гегенбаура с помехой наблюдения //Актуальные направления научных исследований XXI века: теория и практика. 2015. Т. 3. № 5-2. С. 75-79.

А.В. Иващенко, Д.В. Купер

МОДЕЛИРОВАНИЕ И АНАЛИЗ РАСПРЕДЕЛЕННЫХ ДИАГНОСТИЧЕСКИХ КОМПЛЕКСОВ

(Филиал ФГУП НИИР – СОНИИР)

Повышение эффективности систем сбора и обработки данных в распределенных диагностических системах является одной из актуальных задач в области Интернета вещей (the Internet of things, IoT) [1 – 3]. Современные диагностические системы часто имеют распределенную архитектуру и строятся в виде сетей автономных устройств связи, способных взаимодействовать между собой в режиме реального времени. Такие сети могут изменять свою конфигурацию в ответ на события внешней среды, представлять открытые интерфейсы для подключения новых устройств и производить балансировку собственной загрузки в соответствии с возникающими потребностями.

Например, при решении задач медицинской диагностики [4] в настоящее время широко применяются автономные диагностические устройства, способные к взаимодействию в беспроводной сети связи. В отличие от медицинских мониторов, они не ограничивают свободу передвижения пациента и могут быть использованы в домашних условиях. В то же время, существует проблема их комплексного применения для одновременного отслеживания параметров и жизнедеятельности пациента в режиме реального времени и проведения персональной диагностики.

Взаимодействие автономных устройств разного типа в гетерогенной открытой информационной среде может быть описано с помощью последовательности событий подключения, обмена сообщениями, идентификации и т.п. В современной распределенной диагностической системе таких событий много (большой физический объем данных), они достаточно многообразны и требуют высокоскоростной обработки. В связи с этим, задачу управления сбором и обработкой информации в системе сбора и обработки данных с распределенной архитектуры следует отнести к проблеме BIG DATA (больших данных).

При построении программного обеспечения такой сети предлагается в соответствии с концепцией принципами мультиагентных технологий реализовать функциональность автономного посредника, которая включает возможности балансировки загрузки в соответствии с интенсивностью потока текущих задач устройства.