РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК
ИНСТИТУТ ПРИКЛАДНОЙ АСТРОНОМИИ

На правах рукописи

РУСИНОВ Юрий Леонович

Стохастическое моделирование РСДБ-наблюдений и рядов ПВЗ и их обработка методом средней квадратической коллокации

Специальность 01.03.01
Астрометрия и небесная механика

АВТОРЕФЕРАТ
диссертации на соискание ученой степени
кандидата физико-математических наук

Санкт-Петербург
2004

Работа выполнена в Институте прикладной астрономии РАН.

Научный руководитель:

доктор физико-математических наук, профессор В. С. Губанов

Официальные оппоненты:

доктор физико-математических наук, профессор В. В. Витязев
доктор физико-математических наук В. Е. Жаров

Ведущая организация:

Главная астрономическая обсерватория РАН

Защита состоится 29 октября 2004 г. в 13 час. на заседании диссертационного совета Д 002.067.01 при Институте прикладной астрономии РАН по адресу: 191187 С.-Петербург, наб. Кутузова, д. 10.

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке Института прикладной астрономии РАН.

Автореферат разослан "____" сентября 2004 г.

Ученый секретарь
диссертационного совета,
доктор физ.-мат. наук З. М. Малкин

Общая характеристика работы

Диссертация написана на основе многолетнего опыта работы автора в ИПА РАН в области обработки РСДБ-наблюдений методом средней квадратической коллокации (СКК). В настоящее время РСДБ-наблюдения обрабатываются этим методом с помощью программного пакета QUASAR (QUantitative Analysis and Series Adjustment in Radioastrometry), который разрабатывался в течение 1997–2004 гг. под руководством проф. В. С. Губанова при непосредственном участии автора.

РСДБ-наблюдения, как правило, ведутся суточными сериями с участием сразу нескольких станций. Данные этих наблюдений после редукционных вычислений описываются различными линейными моделями. В методе СКК используется стохастическая модель с параметрами вида ([1], стр. 140–141)

$$\boldsymbol{l} = \boldsymbol{A}\boldsymbol{x} + \boldsymbol{B}\boldsymbol{s} + \boldsymbol{r}\,, \tag{1}$$

где $\boldsymbol{l}$ — вектор разностей вида (O − C), $\boldsymbol{x}$ — вектор неизвестных постоянных параметров, $\boldsymbol{s}$ — вектор неизвестных случайных сигналов, $\boldsymbol{A}$, $\boldsymbol{B}$ — известные матрицы соответствующих частных производных, $\boldsymbol{r}$ — вектор невязок модели (ошибок наблюдений). Если кроме $\boldsymbol{l}$, $\boldsymbol{A}$ и $\boldsymbol{B}$ известны также априорные матрицы автоковариаций сигналов $\boldsymbol{Q}_{ss}$ и ошибок наблюдений $\boldsymbol{Q}_{rr}$, то метод СКК позволяет оценить все параметры $\boldsymbol{x}$, сигналы $\boldsymbol{s}$ и невязки $\boldsymbol{r}$ при условии минимума обобщенной квадратичной формы $\boldsymbol{r}'\boldsymbol{Q}_{rr}^{-1}\boldsymbol{r} + \boldsymbol{s}'\boldsymbol{Q}_{ss}^{-1}\boldsymbol{s}$. Можно показать, что такие оценки являются оптимальными, т.е. они имеют наименьшую дисперсию из всех возможных линейных оценок. Именно это свойство СКК-оценок делает актуальными исследования, направленные на применение метода СКК для обработки современных позиционных наблюдений высшей точности.

Как видно из сказанного выше, для практического применения метода СКК в первую очередь необходимо знать предварительные оценки автоковариационных функций (АКФ) оцениваемых сигналов, поскольку априорная информация об ошибках наблюдений $\boldsymbol{r}$ обычно известна, а значит, и известна диагональная матрица $\boldsymbol{Q}_{rr}$.

Метод СКК накладывает на сигналы $\boldsymbol{s}$ весьма жесткое требование об их стационарности, что означает практически, что эти сигналы на суточном интервале времени должны быть центрированы, а их блочно-диагональная матрица автоковариаций $\boldsymbol{Q}_{ss}$ — положительно определена. Поскольку все сигналы модели РСДБ-наблюдений представляют собой случайные компоненты ПВЗ, влажной составляющей тропосферной задержки в зените и ошибки синхронизации часов, которые имеют суточные тренды, то центрирование сигналов достигается автоматически, если коэффициенты линейных моделей этих трендов включены в вектор определяемых параметров $\boldsymbol{x}$. Что касается положительной определенности матрицы $\boldsymbol{Q}_{ss}$, то для ее построения необходимо использовать положительно определенные АКФ $q_{ss}(\tau)$, которым соответствует положительный спектр мощности. Для достижения этой цели все эмпирические (выборочные) оценки АКФ аппроксимировались моделью вида

$$q_{ss}(\tau) = \sigma_s^2 \sum_{i=1}^{m} a_i \exp(-\alpha_i|\tau|)(\cos\omega_i\tau + \gamma_i \sin\omega_i|\tau|), \quad \gamma_i \in \left[-\frac{\alpha_i}{\omega_i}, +\frac{\alpha_i}{\omega_i}\right] \quad (2)$$

Легко показать [2], что такая функция положительно определена.

В данной работе модель АКФ (2) применяется для СКК-оценивания как глобальных стохастических сигналов — координат полюса x, y и Всемирного времени u, так и для локальных сигналов, относящихся к каждой станции, — флуктуации влажной компоненты тропосферной задержки в зените (wet) и вариации хода водородных мазеров (clk). Предварительные эмпирические оценки АКФ всех этих сигналов могут быть получены как из общих физических соображений, так и независимых данных. В дальнейшем эти оценки могут быть уточнены в итерационном процессе СКК-анализа. В диссертации показано, что если начальная модель $\tilde{q}_{ss}$ не слишком грубая, то такой процесс сходится за 1-2 итерации.

Аналогичные задачи возникают и при анализе рядов ПВЗ. Метод СКК позволяет эффективно выполнять их фильтрацию, интерполяцию, прогноз и объединение при условии, что эти ряды центрированы, а их АКФ известны a priori и положительно определены.

Актуальность темы диссертации

Вторичная обработка наблюдений является одним из основных этапов исследований в астрометрии и геодинамике. Требования к точности оценивания постоянно растут по мере повышения точности наблюдений, развития наблюдательных технологий. Это требует развития соответствующих методов оценивания. Радиоинтерферометрия со сверхдлинными базами (РСДБ) требует для обработки наблюдений специфических алгоритмов, отличных от традиционного метода наименьших квадратов (МНК). Например на уровне точности порядка 0.001-0.100 mas ряды параметров вращения Земли (ПВЗ) на внутрисуточном промежутке представляют собой сложный процесс, в котором наряду с низкочастотным трендом присутствует стохастический сигнал. Аналогично ведут себя влажная компонента тропосферной задержки в зените и вариации хода водородных мазеров. Это заставило обработчиков РСДБ-наблюдений разбивать суточный интервал на сегменты и оценивать указанные параметры отдельно для каждого сегмента с помощью многогруппового метода наименьших квадратов (МГМНК), который, однако, игнорирует корреляции между параметрами в соседних сегментах. Поэтому в качестве альтернативы МГМНК начал применяться фильтр Калмана (ФК), учитывающий возможные изменения стохастических параметров с помощью динамической модели 1-го порядка, и метод СКК. Актуальность применения СКК для решения указанных выше задач заключается в том, что этот метод позволяет полностью использовать всю имеющуюся априорную информацию и за счет этого получать более точные оценки постоянных параметров и стохастических сигналов.

Метод СКК был разработан в 60-е годы XX в. для задач физической геодезии, но оказалось, что его можно применять и в астрометрии. Этот метод позволяет использовать наиболее полную стохастическую модель данных наблюдений, поэтому идея его применения для обработки РСДБ-наблюдений оказалась очень плодотворной. Высока эффективность этого метода и при анализе временных рядов ПВЗ.

Цели работы

- Оценивание параметров АКФ внутрисуточных флуктуаций ПВЗ, влажной компоненты тропосферной задержки и вариаций шкал времени водородных мазеров для их применения в обработке РСДБ-наблюдений методом СКК с помощью пакета QUASAR.

- Исследование устойчивости стохастических сигналов от изменений параметров АКФ.

- Образование новой версии опорной системы ПВЗ, путем объединения индивидуальных рядов методом обобщенного среднего и ее применение для обработки РСДБ-наблюдений с помощью программного пакета QUASAR.

- Применение метода СКК для прогноза рядов ПВЗ.

Научная новизна работы

- В итерационном процессе на материале обработки РСДБ-наблюдений по программе NEOS-A методом СКК получена новая независимая оценка АКФ внутрисуточных флуктуаций ПВЗ, влажной компоненты тропосферной задержки и вариаций шкал времени водородных мазеров.
- Впервые показана устойчивость коллокационного оценивания сигналов по отношению к неопределенностям их априорных АКФ.
- Впервые выполнено уточнение опорной системы ПВЗ EOP (IERS) C04 методом обобщенного среднего.
- Получен прогноз ряда EOP (IERS) C04 методом СКК с упреждением до 400 суток, обнаружена зависимость точности прогноза от выделения и экстраполяции векового тренда ПВЗ.
- Получен новый ряд значений векового тренда ПВЗ.

Научная и практическая значимость работы

- Результаты работы использованы в программном пакете QUASAR, предназначенном для массовой обработки РСДБ-наблюдений.
- Разработана методика объединения рядов ПВЗ, их прогноза и выделения векового тренда, которая может быть использована в службах ПВЗ.

Результаты, выносимые на защиту

- Оценки параметров АКФ внутрисуточных флуктуаций ПВЗ, влажной компоненты атмосферной задержки и шкал времени для станций-участниц наблюдательной программы NEOS-A.
- Доказательство устойчивости оценок стохастических сигналов по отношению к неопределенности их априорных ковариаций.
- Поправки опорной системы ПВЗ EOP (IERS) C04 за 1993–2001 гг., полученные методом обобщенного среднего.
- Доказательство достаточной эффективности применения метода СКК для долгосрочного и краткосрочного прогноза рядов ПВЗ в сравнении с методикой IERS.

Апробация работы

Основные результаты работы докладывались на заседаниях научных семинаров ИПА РАН, ГАО РАН, АО СПбГУ, ГАИШ МГУ и конференциях:

- “Современные проблемы и методы астрометрии и геодинамики”, Санкт-Петербург, 1996 г.
- Journées 1999 & IX Lohrmann-Kolloquium, Dresden, Germany, 1999
- IV Санкт-Петербургская ассамблея молодых ученых и специалистов, Санкт-Петербург, 1999 г.
- “Астрометрия, геодинамика и небесная механика на пороге XXI века”, Санкт-Петербург, 2000 г.
- Всероссийская астрометрическая конференция, Санкт-Петербург, 2001
- Journées 2003 “Astrometry, Geodynamics and Solar System Dynamics: from milliarcseconds to microarcseconds”, Санкт-Петербург, 2003 г.

Публикации по теме диссертации и вклад автора:

Основные результаты диссертации опубликованы в 8 статьях и 1 тезисе докладов общим объемом 141 страница, 5 работ написаны совместно с другими авторами. При этом в совместной работе [1] автору принадлежит разработка алгоритмов оценивания автоковариационных функций, прогноза стохастических сигналов координат полюса методом СКК. В работе [2] автору принадлежит разработка процедур фильтрации, прогноза и объединения методом СКК. В совместной работе [4] автору принадлежит разработка алгоритмов оперативного прогноза ПВЗ. В работе [6] автору принадлежит оценивание параметров автоковариационных функций сигналов внутрисуточных флуктуаций шкал времени, влажной компоненты тропосферной задержки, $\mathrm{UT1} - \mathrm{UTC}$ и координат полюса по программе NEOS-A. В совместной работе [7] автору принадлежит оценивание параметров автоковариационной функции внутрисуточных вариаций шкал времени.

Объем и структура диссертации

Диссертация состоит из введения, четырех глав, заключения и приложения. Общий объем диссертации составляет 106 страниц. Диссертация содержит 71 рисунок, 11 таблиц. Список литературы включает 51 наименование.

Содержание диссертации

Во **введении** обоснована актуальность тематики, сформулированы цели работы, научная новизна и практическая значимость, приводятся структура и содержание диссертации, указаны печатные работы, в которых опубликованы основные результаты и определена доля участия автора в совместных публикациях.

В **первой главе** кратко изложена теория метода средней квадратической коллокации применительно к решению следующих задач:

- оценивание параметров и случайных сигналов из РСДБ-наблюдений,
- фильтрация, интерполяция, прогноз, объединение и обобщенное усреднение временных рядов ПВЗ.

На основе этой теории построены соответствующие алгоритмы, которые применялись в данной работе и в программном пакете QUASAR.

В главе рассматривается случай, когда модель вектора данных $\boldsymbol{l}$, содержит несколько групп параметров: глобальные параметры $\boldsymbol{x}$, локальные параметры $\boldsymbol{y}_k$ и сигналы $\boldsymbol{s}_k$, зависящие от номера серии k. Тогда модель данных (1) принимает более сложный вид:

$$\boldsymbol{l}_k = \boldsymbol{A}_k \boldsymbol{x} + \boldsymbol{B}_k \boldsymbol{y}_k + \boldsymbol{U}_k \boldsymbol{s}_k + \boldsymbol{r}_k, \quad \boldsymbol{Q}_{ss}^{kk}, \boldsymbol{Q}_{rr}^{kk} \ (k = 1, 2, \ldots), \tag{3}$$

где $\boldsymbol{l}_k$ — $N_k \times 1$-вектор разностей $\mathrm{O} - \mathrm{C}$, $\boldsymbol{A}$, $\boldsymbol{B}$, $\boldsymbol{U}$ — матрицы коэффициентов, $\boldsymbol{x}$, $\boldsymbol{y}_k$, $\boldsymbol{s}_k$ и $\boldsymbol{r}_k$ — векторы длиной m, n_k, p_k и N_k соответственно. Введем составной вектор

$$\boldsymbol{z}_k = \begin{pmatrix} \boldsymbol{x} \\ \boldsymbol{y}_k \end{pmatrix}, \tag{4}$$

тогда модель 3 можно записать более компактно

$$\boldsymbol{l}_k = \boldsymbol{C}_k \boldsymbol{z}_k + \boldsymbol{U}_k \boldsymbol{s}_k + \boldsymbol{r}_k, \quad \boldsymbol{Q}_{ss}^{kk}, \boldsymbol{Q}_{rr}^{kk} \quad (k = 1, 2, \ldots), \tag{5}$$

где $\boldsymbol{C}_k = (\boldsymbol{A}_k \ \ \boldsymbol{B}_k)$ — $N_k \times (m + n_k)$-блочная матрица. Тогда мы можем получить раздельно предварительные оценки параметров и сигналов с использованием автоковариационных матриц сигналов $\boldsymbol{Q}_{ss}^{kk}$ и шума $\boldsymbol{Q}_{rr}^{kk}$

$$\tilde{\boldsymbol{x}}_k = (\boldsymbol{F}_k - \boldsymbol{H}_k \boldsymbol{G}_k^{-1} \boldsymbol{H}'_k)^{-1} (\boldsymbol{f}_k - \boldsymbol{H}_k \boldsymbol{G}_k^{-1} \boldsymbol{g}_k), \tag{6}$$

$$\tilde{\boldsymbol{y}}_k = \boldsymbol{G}_k^{-1}(\boldsymbol{g}_k - \boldsymbol{H}'_k \tilde{\boldsymbol{x}}_k), \tag{7}$$

$$\boldsymbol{f}_k = \boldsymbol{A}'_k \boldsymbol{Q}_{kk}^{-1} \boldsymbol{l}_k, \qquad \boldsymbol{g}_k = \boldsymbol{B}'_k \boldsymbol{Q}_{kk}^{-1} \boldsymbol{l}_k \tag{8}$$

$$\boldsymbol{F}_k = \boldsymbol{A}'_k \boldsymbol{Q}_{kk}^{-1} \boldsymbol{A}_k \tag{9}$$

$$\boldsymbol{G}_k = \boldsymbol{B}'_k \boldsymbol{Q}_{kk}^{-1} \boldsymbol{B}_k \tag{10}$$

$$\boldsymbol{H}_k = \boldsymbol{B}'_k \boldsymbol{Q}_{kk}^{-1} \boldsymbol{A}_k, \tag{11}$$

и уточнить их с помощью рекуррентного процесса ([1], стр.184–189):

$$\tilde{\boldsymbol{x}}_{k+1} = \tilde{\boldsymbol{x}}_k + \boldsymbol{K}_{k+1}(\boldsymbol{l}_{k+1} - \boldsymbol{A}_{k+1} \tilde{\boldsymbol{x}}_k), \tag{12}$$

$$\tilde{\boldsymbol{D}}_{xx,k+1} = \boldsymbol{D}_{xx,k} - \boldsymbol{K}_{k+1} \boldsymbol{A}_{k+1} \tilde{\boldsymbol{D}}_{xx,k} \tag{13}$$

$$\tilde{\boldsymbol{K}}_{k+1} = \tilde{\boldsymbol{D}}_{xx,k} \boldsymbol{A}'_{k+1}(\boldsymbol{Q}_{k+1,k+1} + \boldsymbol{A}_{k+1} \tilde{\boldsymbol{D}}_{xx,k} \boldsymbol{A}'_{k+1})^{-1}. \tag{14}$$

$$\tilde{\boldsymbol{D}}_{xx,k} = (\boldsymbol{F}_k - \boldsymbol{H}_k \boldsymbol{G}_k^{-1} \boldsymbol{H}'_k)^{-1}, \tag{15}$$

где матрица априорных ковариаций текущих данных $\boldsymbol{Q}_{k+1,k+1}$ определяется

$$\boldsymbol{Q}_{k+1,k+1} = \boldsymbol{Q}_{rr}^{k+1,k+1} + \boldsymbol{U}_{k+1} \boldsymbol{Q}_{ss}^{k+1,k+1} \boldsymbol{U}'_{k+1} \tag{16}$$

Рассмотрим теперь алгоритм интерполяции, фильтрации и прогноза наблюдений. Пусть мы имеем аддитивную модель наблюдений

$$\boldsymbol{l} = \boldsymbol{t} + \boldsymbol{r} \qquad \boldsymbol{Q}_{tt}, \ \boldsymbol{Q}_{rr}, \tag{17}$$

в которой вектор наблюдений $\boldsymbol{l}$ содержит полезный сигнал $\boldsymbol{t}$ и шум $\boldsymbol{r}$, при этом мы знаем матрицы автоковариаций сигнала $\boldsymbol{Q}_{tt}$ и шума $\boldsymbol{Q}_{rr}$, тогда, если сигнал $\boldsymbol{t}$ и шум $\boldsymbol{r}$ некоррелированы, то в зависимости от заданных моментов времени на выходе мы имеем вектор профильтрованных, проинтерполированных или спрогнозированных значений сигнала $\boldsymbol{t}$ по формуле ([1], стр. 136–138)

$$\boldsymbol{t} = \boldsymbol{Q}_{tl}(\boldsymbol{Q}_{tt} + \boldsymbol{Q}_{rr})^{-1} \boldsymbol{l}, \tag{18}$$

где $\boldsymbol{Q}_{tl}$ ковариационная матрица сигнала и наблюдений:

$$\boldsymbol{Q}_{tl} = \boldsymbol{Q}_{t(t+r)} = \boldsymbol{Q}_{tt} + \boldsymbol{Q}_{tr} = \boldsymbol{Q}_{tt}. \tag{19}$$

Рассмотрим теперь алгоритмы объединения и обобщенного усреднения временных рядов. Пусть мы имеем теперь совокупность индивидуальных векторов наблюдений $\boldsymbol{l}_k$, каждый из которых содержит полезный сигнал

$\boldsymbol{t}$. Тогда в зависимости от того знаем ли мы априорную матрицу автоковариаций сигнала $\boldsymbol{Q}_{tt}$ или знаем только матрицы взаимных ковариаций $\boldsymbol{Q}_{ks}$ индивидуальных векторов наблюдений $\boldsymbol{l}_k$ и $\boldsymbol{l}_s$, мы получаем алгоритм объединения или алгоритм обобщенного осреднения. Образуем из индивидуальных рядов $\boldsymbol{l}_k$ составной вектор

$$\boldsymbol{l} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{l}_0 \\ \boldsymbol{l}_1 \\ \cdots \\ \boldsymbol{l}_{n-1} \end{pmatrix}. \tag{20}$$

Подставив в формулу 18 вектор $\boldsymbol{l}$ получим

$$\hat{\boldsymbol{t}} = \boldsymbol{Q}_{tl}\boldsymbol{Q}_{ll}^{-1}\boldsymbol{l}, \tag{21}$$

где $\boldsymbol{Q}_{tl}$ — это $n \times mn$-матрица ковариаций искомого сигнала $\boldsymbol{t}$ и составного вектора данных $\boldsymbol{l}$, $\boldsymbol{Q}_{ll}$ — $mn \times mn$ -матрица ковариаций данных. Если векторы ошибок $\boldsymbol{r}_k$ не коррелируют между собой и с сигналом $\boldsymbol{t}$, то мы имеем ([1], стр. 131–136)

$$\boldsymbol{Q}_{tl} = \underbrace{(\boldsymbol{Q}_{tt}\boldsymbol{Q}_{tt}\cdots\boldsymbol{Q}_{tt})}_{m \text{ матриц}}, \tag{22}$$

$$\boldsymbol{Q}_{ll} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{Q}_{00} & \boldsymbol{Q}_{tt} & \cdots & \boldsymbol{Q}_{tt} \\ \boldsymbol{Q}_{tt} & \boldsymbol{Q}_{11} & \cdots & \boldsymbol{Q}_{tt} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{Q}_{tt} & \boldsymbol{Q}_{tt} & \cdots & \boldsymbol{Q}_{(m-1)(m-1)} \end{pmatrix}, \tag{23}$$

где $\boldsymbol{Q}_{kk}$ $(k = 0, 1, 2, \ldots, m-1)$ — $n \times n$ -матрицы ковариаций данных $\boldsymbol{l}_k$:

$$\boldsymbol{Q}_{kk} = \boldsymbol{Q}_{tt} + \boldsymbol{Q}_{rr}^{kk}. \tag{24}$$

Поскольку матрица $\boldsymbol{Q}_{tt}$ известна, а $\boldsymbol{Q}_{kk}$ можно вычислить, то из (24) легко найти матрицу автоковариаций ошибок наблюдений:

$$\boldsymbol{Q}_{rr}^{kk} = \boldsymbol{Q}_{kk} - \boldsymbol{Q}_{tt}. \tag{25}$$

В случае, когда нам матрица $\boldsymbol{Q}_{tt}$ неизвестна, то в формулу 24 на соответствующие места подставляются матрицы взаимных ковариаций индивидуальных векторов наблюдений $\boldsymbol{Q}_{ks}$ и мы получаем алгоритм обобщенного усреднения ([1] стр. 131–136).

Вторая глава посвящена стохастическому анализу внутрисуточных сигналов РСДБ-наблюдений. Рассматривается итерационный алгоритм оценивания автоковариационных функций сигналов внутрисуточных вариаций ПВЗ, влажной компоненты тропосферной задержки и вариаций хода водородных мазеров. Показана независимость от места и времени наблюдений оценок нормированных на дисперсию автоковариационных функций (НАКФ) сигналов влажной компоненты тропосферной задержки в зените и вариаций шкалы времени для станций-участниц наблюдательной программы NEOS-A. Таким образом показано, что для эффективного оценивания внутрисуточных сигналов достаточно пользоваться единой автоковариационной функцией для каждого сигнала. Для усредненной эмпирической АКФ каждого сигнала с помощью нелинейного метода наименьших квадратов выполнена их аппроксимация моделью (2) при $m = 2$. Полученные параметры модели приводятся в таблице 1.

Таблица 1. Параметры моделей усредненных АКФ стохастических параметров РСДБ-наблюдений по программе NEOS-A.

Сигнал	u	x	y	wet	clk
σ [mm]	2.026	0.361	0.303	10.739	27.855
a_1	0.316	0.107	0.111	0.814	0.611
α_1 [1/сут.]	3.610	1.599	0.112	3.716	3.545
ω_1 [рад./сут.]	6.094	8.347	7.172	6.423	5.017
γ_1	-0.592	-0.192	-0.016	-0.578	-0.707
a_2	0.684	0.893	0.889	0.186	0.389
α_2 [1/сут.]	5.726	4.032	2.710	15.333	4.107
ω_2 [рад./сут.]	13.058	13.306	11.087	9.405	6.790
γ_2	-0.339	-0.300	-0.244	-1.627	-0.605

На рис. 1–2 для примера показаны средние эмпирические НАКФ для wet и clk-сигналов и их аппроксимация моделью 2.

Путем варьирования параметров модели (2) и последующего оценивания методом СКК соответствующих сигналов по материалам наблюдений программы CONT'02 доказана устойчивость СКК-оценок сигналов по отношению к неопределённости их априорных АКФ.

В **третьей главе** излагается методика и результаты прогноза координат полюса и Всемирного времени методом СКК в сравнении с официальным прогнозом IERS, регулярно публикуемым в бюллетенях IERS

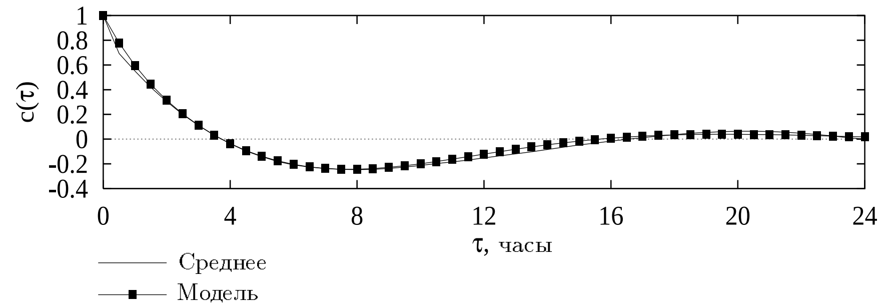

Рис. 1. Средняя и модельная автокорреляционная функция сигналов wet.

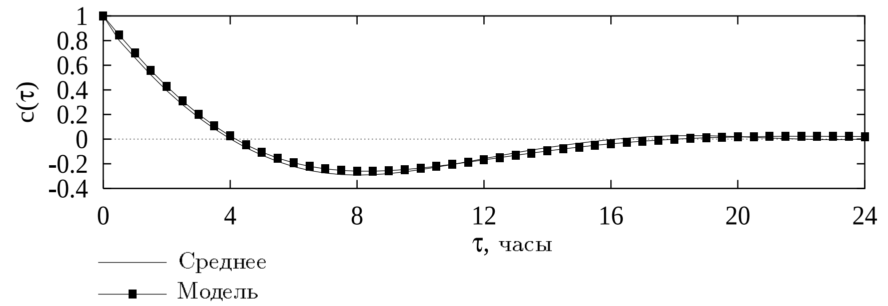

Рис. 2. Средняя и модельная автокорреляционная функция сигналов clk.

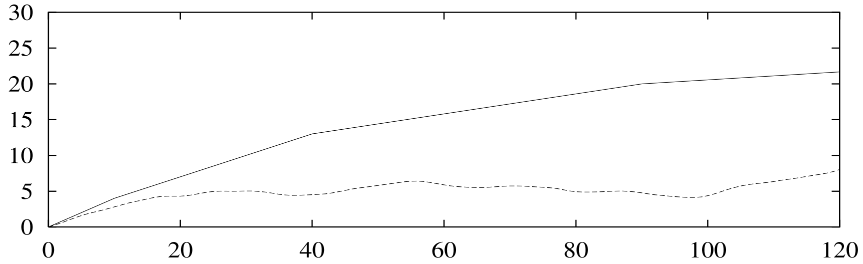

Рис. 3. СКО прогноза x_p -координаты полюса с упреждением до 120 суток, mas (сплошная линия — прогноз IERS, пунктир — СКК)

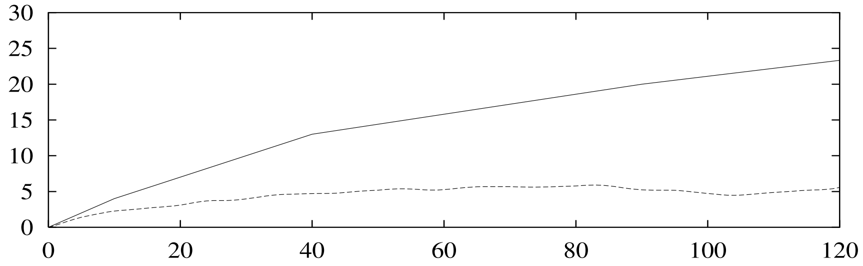

Рис. 4. СКО прогноза y_p-координаты полюса с упреждением до 120 суток, mas (сплошная линия — прогноз IERS, пунктир — СКК)

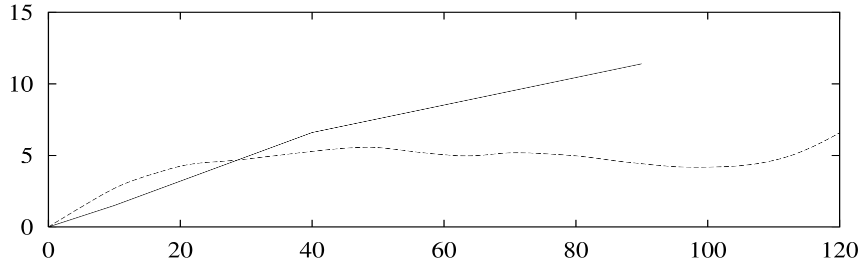

Рис. 5. СКО прогноза $\mathrm{UT1}-\mathrm{UTC}$ с упреждением до 120 суток, 0.001 s (сплошная линия — прогноз IERS, пунктир — СКК)

(Bull. A). В СКК-прогнозе использовалась следующая модель временных рядов ПВЗ:

$$l(t) = p(t) + h(t) + s(t) + r(t), \tag{26}$$

где $l(t)$ – временной ряд ПВЗ, $p(t)$ – полиномиальная часть векового тренда, $h(t)$ – стохастическая компонента этого тренда, $s(t)$ – высокочастотный стохастический сигнал, $r(t)$ – случайный белый шум.

Численные эксперименты проводились на материале рядов EOP (IERS) C04 в трех вариантах, которые различаются между собой способами прогноза трендов ПВЗ $tr(t) = p(t) + h(t)$. В первом варианте этот тренд не пргнозировался вовсе, а заимствовался из годовых отчетов IERS и исключался из публикуемых рядов ПВЗ. Таким образом, в этом варианте прогнозировалась только стохастическая компонента ПВЗ $s(t)$. Такой прогноз обладает высокой точностью, но его следует назвать *относительным*, т.к. он осуществляется в системе тренда IERS. Во втором (промежуточном) варианте тренд IERS за предшествующие годы использовался для вычисления среднего для x-координаты полюса и линейного тренда для y-координаты. Центрированные с помощью этих значений компоненты $h(t)$ затем прогнозировались методом СКК. Точность такого прогноза оказалась существенно хуже точности прогноза IERS.

В третьем (основном) варианте тренд ПВЗ (включая UT1-UTC) определялся заново. Такой прогноз можно назвать *абсолютным*. Необходимость такой операции вызывается неясностью процедуры низкочастотной фильтрации ПВЗ, принятой в IERS и неуверенностью ее прогноза. На начальном этапе ряды ПВЗ EOP (IERS) C04 за период 1962.0–1990.0 использовались для определения вековых трендов $p(t)$ в виде разложений 3-го порядка по полиномам Чебышева. После их исключения оставшаяся часть $l(t)-p(t) = h(t)+s(t)+r(t)$ с помощью периодограммы Фурье была разделена в частотной области на две компоненты $h(t)$ и $s(t)+r(t)$ с граничной частотой $\omega_0 = 2\pi*0.00177$ рад/сутки, $P_0 = 565$ суток. Обратным преобразованием Фурье из обеих частей спектра были получены АКФ обеих указанных компонент, которые затем оценивались и прогнозировались методом СКК. Точность такого прогноза на интервале 120 дней оказалась существенно лучше прогноза IERS (см. рис. 3–5).

Особенностью оперативного прогноза для служб ПВЗ является неопределенность (худшая точность) последних доступных значений ПВЗ и необходимость их прогноза на небольшие интервалы времени (10-20 суток). С целью проверки применимости метода СКК для прогноза ПВЗ в этом случае был выполнен численный эксперимент прогноза по второму из описанных выше вариантов. Для этого СКО последних 10 точек рядов ПВЗ были искусственно увеличены в 2 раза. Набранная статистика точности таких прогнозов за 1998–1999 гг. показывает их удовлетворительную точность и возможность использования в службах ПВЗ.

В **четвертой главе** приводится алгоритм получения поправок к ряду EOP (IERS) C04 методом обобщенного среднего.

Пусть у нас имеется m индивидуальных рядов $\boldsymbol{l}_k$, заданных в единой временной сетке. Тогда мы можем построить индивидуальные ковариации данных $\boldsymbol{Q}_{ks} = \mathrm{cov}(\boldsymbol{l}_k, \boldsymbol{l}_s)$ и на их основе образовать матрицу

$$\boldsymbol{Q} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{Q}_{11} & \boldsymbol{Q}_{12} & \dots & \boldsymbol{Q}_{1m} \\ \boldsymbol{Q}_{21} & \boldsymbol{Q}_{22} & \dots & \boldsymbol{Q}_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{Q}_{m1} & \boldsymbol{Q}_{m2} & \dots & \boldsymbol{Q}_{mm} \end{pmatrix}. \tag{27}$$

Если теперь вычислить обратную матрицу

$$\boldsymbol{Q}^{-1} = \tilde{\boldsymbol{Q}} = \begin{pmatrix} \tilde{\boldsymbol{Q}}_{11} & \tilde{\boldsymbol{Q}}_{12} & \dots & \tilde{\boldsymbol{Q}}_{1m} \\ \tilde{\boldsymbol{Q}}_{21} & \tilde{\boldsymbol{Q}}_{22} & \dots & \tilde{\boldsymbol{Q}}_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{\boldsymbol{Q}}_{m1} & \tilde{\boldsymbol{Q}}_{m2} & \dots & \tilde{\boldsymbol{Q}}_{mm} \end{pmatrix}, \tag{28}$$

то оценку $\hat{\boldsymbol{t}}$ можно получить методом обобщенного среднего ([1], стр. 131–136):

$$\hat{\boldsymbol{t}} = \left(\sum_{k=1}^{m}\sum_{s=1}^{m} \tilde{\boldsymbol{Q}}_{ks}\right)^{-1} \left(\sum_{k=1}^{m}\sum_{s=1}^{m} \tilde{\boldsymbol{Q}}_{ks}\,\boldsymbol{l}_k\right) \tag{29}$$

На основе наблюдательных данных за 1993–2001 гг., доступных на веб-сайте IERS и опорной системы EOP (IERS) C04 вычислены ряды разностей наблюдений и опорной системы. Из этих рядов определены и сняты индивидуальные линейные тренды, после чего эти ряды с помощью процедур интерполяции и фильтрации методом СКК были приведены к единой временной сетке и из них был отфильтрован белый шум. На основе полученных проинтерполированных и фильтрованных сигналов были построены авто- и взаимные ковариационные функции, которые использовались в алгоритме обобщенного среднего для получения поправок к опорной системе. Для некоторых таких сигналов были обнаружены сильные взаимные корреляции. Одной из причин этих корреляций (кроме ошибок опорной системы) является использование одних и тех же программных пакетов в некоторых центрах анализах РСДБ-данных.

С помощью полученных поправок к опорной системе EOP (IERS) C04, представленных на рис. 6 построена новая опорная система ПВЗ, которая затем была использована для обработки наблюдений по программе NEOS-A с помощью пакета QUASAR. Сравнение внешней точности определения ПВЗ с помощью старой и новой опорных систем показано в таблице 2.

В **заключении** сформулированы основные результаты, полученные в данной работе и приводятся положения, выносимые на защиту.

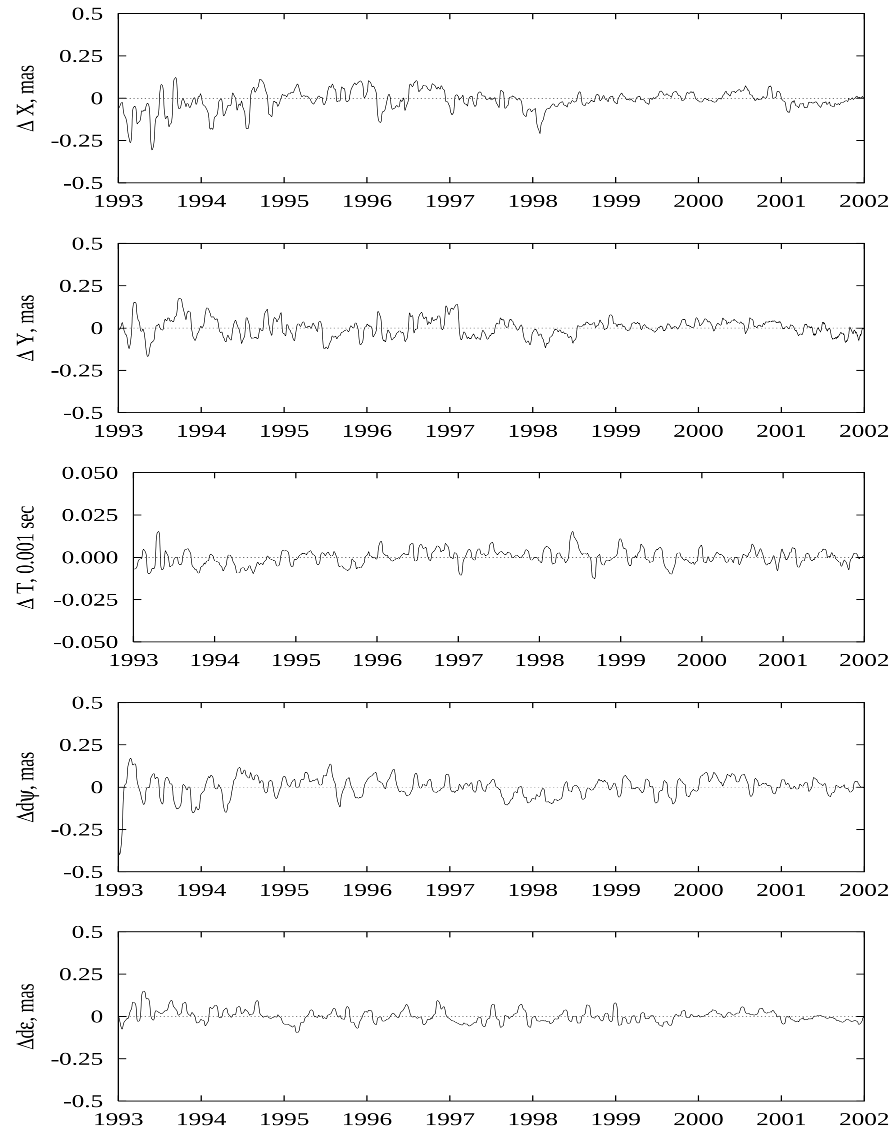

Рис. 6. Поправки к опорной системе EOP (IERS) C04 для x_p, y_p - координат полюса, $\mathrm{UT1}-\mathrm{UTC}$, $d\Psi$, $d\epsilon$ соответственно.

Таблица 2. СКО отклонений наблюдаемых значений ПВЗ от опорных систем, полученных с помощью пакета QUASAR.

ПВЗ	EOP (IERS) C04	улучшенная версия
x_p, mas	0.196	0.191
y_p, mas	0.180	0.175
UT1 − UTC, ms	0.0963	0.0960
$d\Psi$, mas	0.116	0.111
$d\epsilon$, mas	0.124	0.117

В **приложении** приводятся вариации шкалы времени для станции Ny-Alesund, полученные из обработки РСДБ-наблюдений по программе CONT'02, при оценивании методом СКК с помощью различных параметров модели (2) априорной автоковариационной функции.

Основные результаты диссертации опубликованы в работах:

1. Губанов В. С., Ю. Л. Русинов. Прогнозирование движения полюса методом средней квадратической коллокации. Сообщения ИПА РАН No 109, СПб.: ИПА РАН, 1997. 25 с.

2. Губанов В. С., С. Д. Петров, Ю. Л. Русинов, И. Ф. Суркис, О. А. Титов. Оценивание, объединение, фильтрация и прогноз параметров вращения Земли методом средней квадратической коллокации. Труды ИПА РАН, Вып. 1 "Астрометрия и геодинамика". СПб, 1997, стр. 312–324.

3. Русинов Ю. Л. Прогнозирование параметров вращения Земли методом средней квадратической коллокации. Сообщения ИПА РАН, No 116, СПб, 1998, 25 с..

4. Gubanov V. S., Rusinov Yu. L. Long-term prediction of the Earth orientation parameters by least-squares collocation. Proc. of Journées 1999 & IX Lohrmann- Kolloquium, Dresden, Germany, 1999, pp. 236–237.

5. Русинов Ю. Л. Сравнение методов оперативного прогноза рядов ПВЗ. Тезисы конференции "Астрометрия, геодинамика и небесная механика на пороге XXI века", Санкт-Петербург, 2000, стр. 108–109.

6. Губанов В. С., И. Ф. Суркис, И. А. Козлова, Ю. Л. Русинов. Обработка РСДБ-наблюдений: программный пакет QUASAR. V Коллокация данных наблюдений по программам NEOS-A и CONT-94. Сообщения ИПА РАН No 145, СПб, 2002 36 с.

7. Malkin Z., E. Skurikhina, G. Krasinsky, V. Gubanov, I. Vereshagina, Yu. Rusinov. IAA VLBI Analysis Center Report 2002, IVS Annual Report, IVS Coordinating Center, February, 2003, pp. 255–258.

8. Rusinov Yu. L. Averaging of individual EOP series by least-squares collocation. Proc. of Journées 2003 "Astrometry, Geodynamics and Solar System Dynamics: from milliarcseconds to microarcseconds", Saint-Petersburg, 2003, pp 170–175.

9. Rusinov Yu. L. Generalized mean of Earth orientation parameters individual series by least-squares collocation technique. Communications of IAA No 167. Saint-Petersburg, 2004, 34 с.

Цитируемая литература

1. Губанов В.С. Обобщенный метод наименьших квадратов. Теория и применение в астрометрии. СПб, Наука, 1997.

2. Свешников А.А. Прикладные методы теории случайных функций. М.: Наука, 1968

Подписано к печати 27.09.2004. Формат $60 \times 90/16$. Офсетная печать.
Печ. л. 1.0 Уч.-изд. л. 1.0. Тираж 100 Заказ бесплатно

Отпечатано в типографии "Август"
(193148, Санкт-Петербург, ул. Крупской, д. 55).

ИПА РАН, 191187 С.-Петербург, наб. Кутузова, д. 10