09

Интервальные оценки времени запаздывания связи по временным рядам

© Д.А. Смирнов, Е.В. Сидак, Б.П. Безручко

Саратовский филиал Института радиотехники и электроники им. В.А. Котельникова РАН E-mail: smirnovda@yandex.ru

Поступило в Редакцию 3 августа 2010 г.

Необходимость оценки запазывания в связях между элементами колебательных ансамблей возникает при анализе систем различной природы, а для ее получения зачастую имеются лишь дискретные записи (временные ряды) наблюдаемых колебаний. Рассматривается такое оценивание в случае относительно коротких временных рядов и наличия шумов. На основе известной точечной оценки, основанной на моделировании фазовой динамики, предлагается интервальная оценка: введена поправка, устраняющая смещение точечной оценки, и получена формула для доверительного интервала на основе формализма максимального правдоподобия. Работоспособность предложенного подхода иллюстрируется в численном эксперменте на системе осцилляторов.

Выявлению запаздывающих связей в структуре нелинейных колебательных систем и количественной оценке времени запаздывания, которое является важной характеристикой, во многом определяющей сложность наблюдаемой динамики, посвящен ряд недавних исследований [1-5]. Интерес к таким системам обусловлен их широкой распространенностью в различных областях — от радиотехники [5] до геофизики [6]. В общем случае знание запаздывания важно для понимания структуры и механизма взаимодействия элементов ансамблей. В частности, при исследовании пространственно отделенных друг от друга систем время запаздывания может характеризовать свойства среды, в которой распространяется возмущение, обеспечивающее воздействие одной системы на другую. Наиболее актуальна задача оценки запаздывания связей по данным наблюдений (временным рядам) в условиях нестационарности наличия шумов, помех или других причин, ограничивающих длительность наблюдаемых временных рядов [7,8]. Точечная оценка времени запаздывания связи между колебательными системами, основанная на моделировании их фазовой динамики, предложена в работе [4]. Аналогичный подход применялся в [8,9]. Однако при анализе коротких временных рядов и наличии шумов важно получить доверительный интервал, показывающий погрешность оценки, чтобы делать достоверный вывод о наличии запаздывания. В данной работе предлагается такая интервальная оценка, и работоспособность подхода иллюстрируется в численном эксперименте.

Согласно известному подходу [4], который наиболее чувствителен к слабым связям между колебательными системами, сначала переходят от записей колебаний наблюдаемых величин $x_1(t)$ и $x_2(t)$ к временным рядам фаз колебаний [10]: $\{\phi_1(t_1),\ldots,\phi_1(t_N)\}$ и $\{\phi_2(t_1),\ldots,\phi_2(t_N)\}$, где $t_i=i\Delta t$, Δt — интервал выборки, N — длина ряда. Затем строится эмпирическая модель фазовой динамики $x_1(t)$ и $x_2(t)$. Форма модельных уравнений выбирается с учетом того, что фазовая динамика периодических автоколебательных систем, возмущенных слабыми шумами и слабо связанных, адекватно описывается стохастическими дифференциальными уравнениями [11,12] вида

$$\frac{d\phi_1(t)}{dt} = \omega_1 + G_1(\phi_1(t), \phi_2(t - \Delta_{2\to 1}^*)) + \xi_1(t),$$

$$\frac{d\phi_2(t)}{dt} = \omega_2 + G_2(\phi_2(t), \phi_1(t - \Delta_{1\to 2}^*)) + \xi_2(t),$$
(1)

где ω_k определяет угловую частоту колебаний, $\xi_k(t)$ — нормальный белый шум с нулевым средним и автоковариационной функцией $\langle \xi_k(t) \xi_k(t') \rangle = \sigma_{\xi k}^2 \delta(t-t')$, $\Delta_{2 \to 1}^*$ и $\Delta_{1 \to 2}^*$ — запаздывания. При анализе временных рядов удобнее рассматривать разностные уравнения, которые можно получить путем интегрирования (1) на интервале конечной ширины τ :

$$\phi_k(t+\tau) - \phi_k(t) = F_k\left(\phi_k(t), \phi_j(t-\Delta_{j\to k}^*)\right) + \varepsilon_k(t), \quad k, j = 1, 2, \quad j \neq k,$$
(2)

где $\varepsilon_k(t) pprox \int\limits_t^{t+\tau} \xi_k(t') dt'$ — нормальный шум с нулевым средним, дисперсией $\sigma_{\varepsilon_k}^2 pprox \sigma_{\xi_k}^2 au$ и линейно спадающей до нуля на интервале $(0,\tau)$ автоковариационной функцией; $F_k(\phi_k,\phi_j)$ — функции, 2π -периодичные по обоим аргументам.

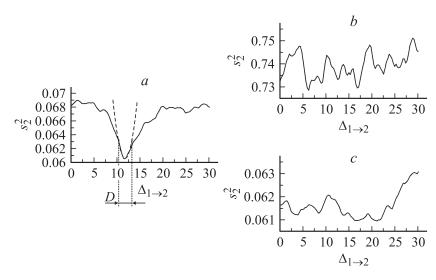


Рис. 1. Графики зависимости $s_2^2(\Delta_{1 \to 2})$ для системы (4), полученные по временному ряду длиной 100 характерных периодов: $a - \sigma_{\xi_1} = 0.6$, $\sigma_{\xi_2} = 0.2$, штриховой линией показана аппроксимирующая парабола; $b - \sigma_{\xi_1} = 0.6$, $\sigma_{\xi_2} = 0.7$; $c - \sigma_{\xi_1} = 0.1$, $\sigma_{\xi_2} = 0.2$.

По временным рядам строится модель в форме (2) с тригонометрическими многочленами

$$F_k(\phi_k, \phi_j, \mathbf{a}_k) = w_k$$

$$+ \sum_{(m,n) \in \Omega_k} (\alpha_{k,m,n} \cos(m\phi_k - n\phi_j) + \beta_{k,m,n} \sin(m\phi_k - n\phi_j)),$$

где Ω_k — диапазон суммирования, $\mathbf{a}_k = (w_k, \{\alpha_{k,m,n}, \beta_{k,m,n}\}_{(m,n)\in\Omega_k})$ — вектор коэффициентов, и пробными временами запаздывания $\Delta_{2\to 1}$ и $\Delta_{1\to 2}$ вместо искомых истинных значений $\Delta_{2\to 1}^*$ и $\Delta_{1\to 2}^*$. При этом оптимальные значения $\Delta_{j\to k}$ и \mathbf{a}_k в модели определяются методом наименьших квадратов. А именно, при различных фиксированных $\Delta_{j\to k}$

минимизируется

$$\begin{split} S_k^2(\Delta_{j\to k},\,\mathbf{a}_k) &= \frac{1}{N-t/\Delta t} \\ &\times \sum_{i=1}^{N-t/\Delta t} \left(\phi_k(t_i+\tau) - \phi_k(t_i) - F_k(\phi_k(t_i),\,\phi_j(t_i-\Delta_{j\to k}),\,\mathbf{a}_k) \right)^2. \end{split}$$

Ее минимальное значение $s_k^2(\Delta_{j\to k})=\min_{\mathbf{a}_k}S_k^2\left(\Delta_{j\to k},\mathbf{a}_k\right)$, а соответствующие оценки коэффициентов $\hat{\mathbf{a}}_k(\Delta_{j\to k})=\arg\min_{\mathbf{a}_k}S_k(\Delta_{j\to k},\mathbf{a}_k)$. Величина s_k^2 минимизируется как функция $\Delta_{j\to k}$ (рис. 1,a). Точка минимума $\hat{\Delta}_{j\to k}=\arg\min_{\Delta_{j\to k}}S_k^2(\Delta_{j\to k})$ принимается в качестве точечной оценки запаздывания. Параметр τ может быть принят любым, но слишком малые значения ведут к увеличению случайной ошибки оценки $\hat{\Delta}_{j\to k}$ [4], а слишком большие — к росту смещения оценки $\hat{\Delta}_{j\to k}$ [9]. Ниже предлагается поправка, устраняющая смещение $\hat{\Delta}_{j\to k}$ при любом τ , и выводится формула для дисперсии $\hat{\Delta}_{j\to k}$. Это позволяет получить интервальную оценку запаздывания.

При изложении принципа максимального правдоподобия [13] базовым примером является оценивание параметра a для зависимости вида $y=f(x,a)+\eta$, где η — гауссовская случайная величина с нулевым средним, статистически независимая от x. При оценивании по независимой выборке $\{x_i,y_i\}_{i=1}^N$ минимизируют величину $S_y^2(a)=\frac{1}{N}\sum\limits_{i=1}^N \left(y_i-f(x_i,a)\right)^2$: $\hat{a}=\arg\min_a S_y^2(a)$. Известно, что при достаточно большой длине ряда оценка \hat{a} распределена по гауссовскому закону с дисперсией $\sigma_{\hat{a}}^2=\frac{2S_y^2(\hat{a})}{N}\left(\frac{d^2[S_y^2(a)]}{da^2}\Big|_{a=\hat{a}}\right)^{-1}$. Воспользуемся аналогичным соотношением для определения дисперсии $\hat{\Delta}_{j\to k}$, но учтем, что значения $\varepsilon_k(t)$, разделенные по t интервалом не более t, статистически зависимы друг от друга. Число независимых значений ε_k не меньше, чем $N\Delta t/\tau$, поэтому дисперсию $\hat{\Delta}_{j\to k}$ можно оценить сверху как

$$\hat{\sigma}_{\hat{\Delta}_{j\to k}}^2 = \frac{2(\tau/\Delta t)s_k^2(\hat{\Delta}_{j\to k})}{N - \tau/\Delta t} \left(\frac{d^2[s_k^2(\Delta_{j\to k})]}{d\Delta_{j\to k}^2} \bigg|_{\Delta_{j\to k} = \hat{\Delta}_{j\to k}} \right)^{-1}.$$
 (3)

Чтобы найти смещение оценки $\hat{\Delta}_{j\to k}$, заметим, что приращение фазы $\phi_k(t+\tau)-\phi_k(t)$ в (2) приближенно равно $(d\phi_k(t')/dt)\tau$, где t' — момент времени из отрезка $(t,t+\tau)$. С учетом почти линейного роста фазы $\phi_k(t)$ это приближение является наиболее точным при $t'=t+\tau/2$, т.е. $\phi_k(t+\tau)-\phi_k(t)$ примерно пропорционально $d\phi_k(t+\tau/2)dt$. Значит наименьшая ошибка $s_k^2(\Delta_{j\to k})$ должна быть достигнута при $\Delta_{j\to k}$, сдвинутом на $\tau/2$ относительно истинного $\Delta_{j\to k}^*$. Несмещенной оценкой должна быть $\hat{\Delta}_{j\to k}^{corr}=\hat{\Delta}_{j\to k}+\tau/2$.

При достаточной длине ряда оценка $\hat{\Delta}^{corr}_{j\to k}$ распределена по нормальному закону, так что 95%-ный доверительный интервал для $\Delta^*_{j\to k}$ имеет вид $\hat{\Delta}^{corr}_{j\to k} \pm 1.96 \hat{\sigma}_{\hat{\Delta}_{j\to k}}$. Чтобы найти $\hat{\sigma}^2_{\hat{\Delta}_{j\to k}}$ по временному ряду, нужно оценить вторую производную в (3). Для этого будем аппроксимировать зависимость $s^2_k(\Delta_{j\to k})$ квадратичной параболой в окрестности D точки минимума (рис. 1, a). Наши численные эксперименты показали, что использование D шириной в один характерный период колебаний дает приемлемый результат.

В случае короткого временного ряда зависимость $s_k^2(\Delta_{j\to k})$ может не иметь одного четкого определенного минимума (рис. 1,b,c), тогда предложенный формализм неприменим. Это имеет место в двух случаях. Во-первых, при относительно большом уровне шума в "ведомом" осцилляторе ε_k и слабом воздействии $j\to k$ вид графика $s_k^2(\Delta_{j\to k})$ определяется конкретной реализацией шума ε_k , а не связью (рис. 1,b). Во-вторых, при малом уровне шума в "ведущем" осцилляторе ε_j значения s_k^2 оказываются практически одинаковы для различных $\Delta_{j\to k}$ (рис. 1,c), так как значения фазы $\phi_j(t)$ в разные моменты времени t практически однозначно связаны друг с другом. Отметим неожиданное на первый взгляд наблюдение, что наличие шума может приводить к полезным результатам. Это подробно рассмотрено и прокомментировано в работе [4].

Предложенная интервальная оценка запаздывания применялась при анализе ансамблей из 100 пар временных рядов от эталонных осцилляторов. По каждой паре рядов рассчитывались значение $\hat{\Delta}^{corr}_{j\to k}$ и 95%-ный доверительный интервал и проверялось, попадает ли $\Delta^*_{j\to k}$ в интервал $\hat{\Delta}^{corr}_{j\to k} \pm 1.96 \hat{\sigma}_{\hat{\Delta}_{j\to k}}$. Подсчитывалась частота (оценка вероятности) правильных выводов о величине запаздывания n_{true} , т.е. таких ситуаций, когда $\Delta^*_{j\to k}$ принадлежит интервалу $\hat{\Delta}^{corr}_{j\to k} \pm 1.96 \hat{\sigma}_{\hat{\Delta}_{j\to k}}$. Интервальная

оценка применима, если n_{true} не меньше 0.95, так как доверительный интервал — 95%-ный.

В качестве первой тестовой системы использовались фазовые осцилляторы

$$\frac{d\phi_1(t)}{dt} = \omega_1 + \xi_1(t),$$

$$\frac{d\phi_2(t)}{dt} = \omega_2 + k \sin(\phi_1(t - \Delta_{1\to 2}^*) - \phi_2(t)) + \xi_2(t),$$
(4)

где $\omega_1=0.95,\,\omega_2=1.05,\,k=0.1,\,\Delta_{1\to 2}^*=12$. Для получения временных рядов при различных уровнях шума $\sigma_{\xi_1}^2$ - и $\sigma_{\xi_2}^2$ -уравнения интегрировались методом Эйлера с шагом 0.01. Интервал выборки составлял 0.3 (20 точек на характерном периоде). Длина ряда была принята равной $N=2000,\, {\rm T.e.}$ примерно 100 характерных периодов. Величина τ принималась равной четверти периода ($\tau=1.5$), но результаты схожи при различных τ . Использовались многочлены F_k 3-го порядка аналогично работам [8,9].

На рис. 2,a представлен график зависимости n_{true} от уровня шума в ведущем осцилляторе σ_{ξ_1} при фиксированном $\sigma_{\xi_2}=0.2$. При больших σ_{ξ_1} величина n_{true} не меньше 0.95, как и требуется. При $\sigma_{\xi_1}<0.2$ величина n_{true} уменьшается, что соответствует ситуации, показанной на рис. 1,c. На рис. 2,b представлен график зависимости n_{true} от уровня шума в ведомом осцилляторе σ_{ξ_2} при фиксированном $\sigma_{\xi_1}=0.6$. При небольших σ_{ξ_2} величина n_{true} не меньше 0.95, а при $\sigma_{\xi_2}>0.3$ уменьшается, что соответствует рис. 1,b. Тесты проводились также на фазовых осцилляторах при других значениях параметров и на осцилляторах Ван-дер-Поля при различных уровнях шума, коэффициентах связи, расстройке частот. Во всех примерах метод дает верные оценки времени запаздывания, если минимум на графике зависимости $s_k^2(\Delta_{j\to k})$ шорошо выражен (аналогично рис. 1,a).

Таким образом, в работе предложена интервальная оценка времени запаздывания связи между осцилляторами. Ее эффективность показана в численном эксперименте. Основным содержательным условием применимости метода является адекватность модели (1) с белыми шумами ξ_k для описания наблюдаемой фазовой динамики. С физической точки зрения время корреляции фазовых шумов в исследуемых системах должно быть гораздо меньше характерного периода колебаний. Поскольку

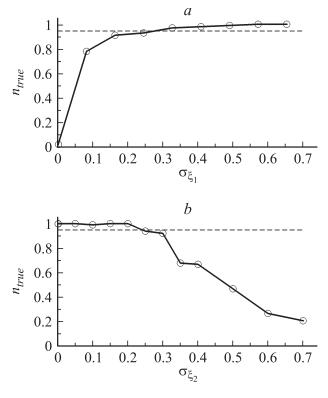


Рис. 2. Вероятность n_{true} правильного вывода о величине запаздывания $\Delta_{1\to 2}^*$, рассчитанная по ансамблю реализаций системы (4): $a-\sigma_{\xi_2}=0.2,\ b-\sigma_{\xi_1}=0.6$. Горизонтальной штриховой линией показан уровень 0.95.

эта модель достаточно универсальна [11,12], то предложенная оценка представляется перспективным средством анализа коротких временных рядов для широкого круга практических ситуаций.

Работа выполнена при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (грант 08-02-00081), программ РАН и Министерства образования и науки.

Список литературы

- Bünner M.J., Ciofini M., Giaquinta A. et al. // Eur. Phys. J.D. 2000. V. 10. P. 165–185.
- [2] Voss H.U., Kurths J. // Phys. Lett. A. 1997. V. 234. P. 336-344.
- [3] Horbelt W., Timmer J., Voss H.U. // Phys. Lett. A. 2002. V. 299. P. 513-521.
- [4] Cimponeriu L., Rosenblum M., Pikovsky A. // Phys. Rev. E. 2004. V. 70. P. 046213.
- [5] Пономаренко В.И., Прохоров М.Д., Караваев А.С., Безручко Б.П. // ЖЭТФ. 2005. Т. 127. № 3. С. 515-527.
- [6] Tziperman E., Cane M.A., Zebiak S.E. et al. // J. Climate. 1998. V. 11. P. 2191–2199.
- [7] Meeren H.K., Pijn J.P., van Luijtelaar E.L. et al. // J. Neurosci. 2002. V. 22. P. 1480-1495.
- [8] Мохов И.И., Смирнов Д.А. // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2006. Т. 42. № 5. С. 650-667.
- [9] Smirnov D., Barnikol U.B., Barnikol T.T. et al. // Europhys. Lett. 2008. V. 83. P. 20003.
- [10] Пиковский А.С., Розенблюм М.Г., Куртс Ю. // Синхронизация. Фундаментальное нелинейное явление. М.: Техносфера, 2003.
- [11] Kuramoto Y. // Chemical Oscillations, Waves and Turbulence. Berlin: Springer-Verlag, 1984.
- [12] Pikovsky A.S., Rosenblum M.G., Kurths J. // Int. J. Bifurc. Chaos. 2000. V. 10. P. 2291–2305.
- [13] *Ибрагимов И.А., Хасьминский Р.З.* // Асимптотическая теория оценивания. М.: Наука, 1979.