$$\hat{m}_N(x) = \frac{\hat{a}_0}{2} + \sum_{j=0}^{N(n)} \hat{a}_j \cos jx + \hat{b}_j \sin jx . \qquad (3)$$

Можно рассматривать аналогичные выражения и для других используемых в непараметрическом оценивании ортогональных систем, например, многочленов Лежандра. Отметим, что вопрос о состоятельности оценки (3) остается открытым.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Хардле В.* Прикладная непараметрическая регрессия. М. : Мир, 1993. 349 с.
2. *Зигмунд А.* Тригонометрические ряды. Т. 2. М. : Мир, 1965. 538 с.

О СОСТОЯТЕЛЬНОСТИ ОЦЕНОК ОРТОГОНАЛЬНОГО РАЗЛОЖЕНИЯ

В. В. Новиков, А. О. Худошина

Саратовский государственный университет, Россия
E-mail: vvnovikov@yandex.ru, hudoshina.an@mail.ru

Получено достаточное условие состоятельности непараметрического оценивания функции регрессии, основанного на разложении в ряд Фурье по ортогональным многочленам Якоби.

ON A CONSISTENCY OF ORTHOGONAL SERIES ESTIMATORS

V. V. Novikov, A. O. Khudoshina

In the present paper we give a sufficient condition for the consistency of orthogonal series estimators related to the Jacobi polynomials system.

Пусть $\left\{P_j^{(\alpha,\beta)}(x)\right\}_{j=0}^{\infty}$ – система многочленов Якоби, ортонормированных на отрезке $[-1,1]$ с весом $(1-x)^{\alpha}(1+x)^{\beta}$, $\alpha,\beta > -1$. Рассмотрим, далее, регрессионную модель

$$Y_i = m(X_i) + \varepsilon_i, i = 1,\ldots,n,$$

где $m(x) = E(Y \mid X = x)$ – неизвестная функция регрессии, подлежащая оцениванию на основе эмпирических данных $\{(X_i, Y_i)\}_{i=1}^{n}$, а $\{\varepsilon_i\}_{i=1}^{n}$ – случайные ошибки. Один из непараметрических методов построения оценки $\hat{m}(x)$ (см., например, [1]) основан на разложении функции $m(x)$ в ряд Фурье

$$m(x) = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \varphi_j(x) \qquad (1)$$

по некоторой ортонормированной системе $\{\varphi_j(x)\}_{j=0}^{\infty}$ с последующей заменой бесконечного ряда (1) его частичной суммой подходящего порядка $N(n)$, в которой коэффициенты Фурье β_j заменены их оценками $\hat{\beta}_j$.

Предположим, для простоты, что система $\{\varphi_i(x)\}_{i=0}^{\infty}$ ортонормирована на отрезке $[-1,1]$ относительно скалярного произведения

$$(f,g)=\int_{-1}^{1} f(x)g(x)dx,$$

и что переменная X принимает равноотстоящие значения из $[-1,1]$. Рассмотрим разбиение этого отрезка на неналегающие интервалы $\{A_i\}_{i=1}^{n}$ такие, что $X_i \in A_i$, $i=1,\ldots,n$. Тогда значения коэффициентов Фурье могут быть заменены следующими приближенными выражениями

$$\beta_j=\sum_{i=1}^{n}\int_{A_i} m(x)\varphi_j(x)dx \approx \sum_{i=1}^{n} m(X_i)\int_{A_i}\varphi_j(x)dx.$$

Если теперь заменить значение $m(X_i)$ на Y_i, то получим оценку для коэффициента β_j вида

$$\hat{\beta}_j=\sum_{i=1}^{n} Y_i \int_{A_i}\varphi_j(x)dx.$$

Наконец, ограничиваясь конечным числом $N(n)$ членов разложения (1), получаем оценку для функции регрессии

$$\hat{m}_N(x)=\sum_{j=0}^{N(n)}\hat{\beta}_j\varphi_j(x), \tag{2}$$

которая называется *оценкой ортогонального разложения*. Очевидно, для что удовлетворительного приближения интегралов β_j конечными суммами $\hat{\beta}_j$ количество наблюдений n должно существенно превосходить номера оцениваемых коэффициентов. Вопросы состоятельности оценки (2) изучались, в частности, в работе [2]. Следующее утверждение дает ограничение на порядок роста величин $N(n)$ по сравнению с числом наблюдений, гарантирующее состоятельность оценки (2) для случая, когда в качестве ортогональной системы взяты многочлены Якоби с некоторыми дополнительными условиями на показатели α и β. Результат дополняет достаточное условие состоятельности из [1].

Теорема. *Пусть* $q=\max\{\alpha;\beta\}\ge 0$, $\varphi_j(x)=(1-x)^{\frac{\alpha}{2}}(1+x)^{\frac{\beta}{2}}P_j^{(\alpha,\beta)}(x)$ *и для некоторого* $s\in(0,1)$ *выполнены условия*

$$E\,|\varepsilon_i|^{s+1/s}<+\infty$$

и

$$\frac{N(n)^{2q+3/2}}{n^{1-s}} \le C, n = 1,2,...,$$

где C постоянная, зависящая от α и β. Тогда при $N(n) \to \infty$

$$\hat{m}_N(x) \xrightarrow{p} m(x).$$

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Хардле В.* Прикладная непараметрическая регрессия. М. : Мир, 1993. 349 с.
2. *Rutkowski L.* On-line identification of time varying systems by nonparametric techniques // IEEE Transactions of Automatic Control. 1982. Vol. 27. P. 228–230.

ВОПРОСЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ ИНФЛЯЦИИ НА ПРИМЕРЕ САРАТОВСКОЙ ОБЛАСТИ

Е. А. Островская, Д. С. Мамонтов, К. А. Спиридонов

Отделение по Саратовской области Волго-Вятского главного управления
Центрального Банка Российской Федерации, Россия
E-mail: 63OstrovskayaEA@cbr.ru, 63MamontovDS@cbr.ru, 63SpiridonovKA@cbr.ru

В статье описана модель факторной декомпозиции инфляции в Саратовской области на основе кривой Филиппса. В качестве шоков предложения использованы данные по валютному курсу и производству продукции сельского хозяйства.

ISSUES OF INFLATION MODELLING ON THE EXAMPLE OF SARATOV REGION

E. A. Ostrovskaya, D. S. Mamontov, K. A. Spiridonov

The article describes the factor decomposition model of inflation in Saratov region based on Phillips curve. The model uses exchange rate information and agricultural production data as supply shocks.

После перехода в конце 2014 года к политике инфляционного таргетирования Банк России большое внимание стал уделять анализу инфляционных процессов. Анализ инфляции включает в себя не только всестороннюю оценку текущей и ожидаемой ситуации на различных потребительских рынках, но и оценку влияния отдельных экономических факторов на совокупную инфляцию. Своевременное выявление и анализ факторов, определяющих текущую инфляцию, позволяют понять, какие тенденции формируются в данный момент и требуют ли они в среднесрочной перспективе реакции со стороны денежно-кредитной политики.

Основой модели является кривая Филиппса, которая связывает текущую инфляцию с циклической безработицей (отклонение фактического уровня безработицы от естественного).