

Последовательный геостатистический анализ данных в гидрологии

Магистерская диссертация

Александр Сергеевич Павлов Научный руководитель: Цеховая Татьяна Вячеславовна

Факультет прикладной математики и информатики Кафедра теории вероятностей и математической статистики

Минск, 2016

Постановка задачи



- 1. Предварительный статистический анализ гидроэкологических данных озера Баторино;
- Вариограммный анализ временного ряда: построение оценок семивариограммы, подбор моделей семивариограммы;
- Исследование статистических свойств оценки вариограммы гауссовского случайного процесса;
- 4. Прогнозирование значений временного ряда с помощью интерполяционного метода кригинг;
- Исследование точности прогноза в зависимости от оценки вариограммы и модели вариограммы, лежащих в основе метода кригинг.

Содержание



- 1. Обзор реализованного программного обеспечения:
 - Модуль разведочного анализа;
 - Модуль анализа остатков;
 - Модуль вариограммного анализа;
- 2. Детерминированные методы:
 - Проверка на нормальность;
 - Корреляционный анализ;
 - Регрессионный анализ;
 - Анализ остатков;
- 3. Геостатистические методы:
 - Визуальный подход;
 - Автоматический подход;
 - Теоретическая часть.



Данные получены от учебно-научного центра «Нарочанская биологическая станция им. Г.Г.Винберга».

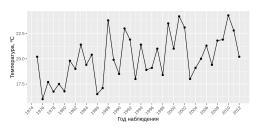


Рис. 1: Исходные данные

Исходные данные представляют собой выборку $X(t), t=\overline{1,n}, n=38$, состоящую из значений средней температуры воды в июле месяце каждый год в период с 1975 по 2012 годы.



5/30

- Доступно с любого устройства, имеющего доступ в интернет, по adpecy apaulau.shinyapps.io/obatorino;
- Реализовано на языке программирования R;
- Логически разделено на три модуля;
- Имеет простой, быстро расширяемый гибкий интерфейс;
- Широкие графические возможности;
- Проверка тестов и критериев;
- Мгновенный отклик на изменение параметров.



6 / 30

Модуль разведочного анализа

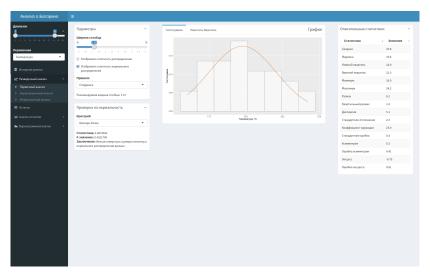


Рис. 2: Первичный анализ и описательные статистики

Проверка на нормальность



Выборочное распределение характеризуется небольшой скошенностью вправо (коэффициент асимметрии 0.30) и пологостью пика кривой распределения (коэффициент эксцесса -0.746) относительно нормального.

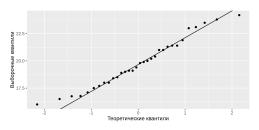


Рис. 3: График квантилей

Визуально и проверкой критериев Шапиро-Уилка, χ^2 -Пирсона и Колмогорова-Смирнова была показана близость выборочного распределения к нормальному с параметрами $\mathcal{N}(19.77,5.12)$.



8 / 30

Модуль разведочного анализа

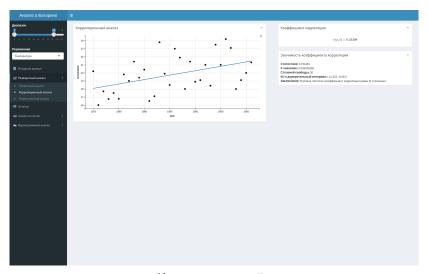


Рис. 4: Корреляционный анализ

Обзор реализованного ПО Модуль разведочного анализа



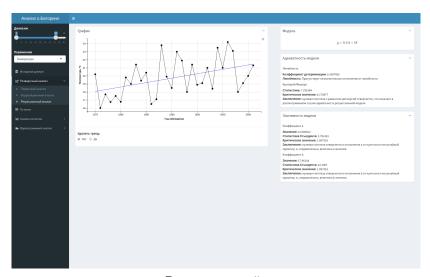


Рис. 5: Регрессионный анализ

Регрессионная модель



Модель исследуемого временного ряда является аддитивной:

$$X(t) = y(t) + \varepsilon(t), \tag{1}$$

где y(t) — тренд, $\varepsilon(t)$ — нерегулярная составляющая.

Найдена модель тренда: y(t) = at + b = 0.1014t + 18.0521

- F-критерий Фишера при уровне значимости $\alpha=0.05$ показал адекватность модели
- При $\alpha=0.05$, с помощью критерия Стьюдента, доказана значимость коэффициентов регрессионной модели
- Точность модели невысока, поскольку коэффициент детерминации $\eta_{x(t)}^2 = 0.275$

Таблица 1: Сравнение прогнозных значений (модель y(t))

	X(t)	y (t)	X(t)-y(t)
2007	19.400	18.071	1.329
2008	21.800	18.181	3.619
2009	21.900	18.290	3.610
2010	24.300	18.400	5.900
2011	22.800	18.509	4.291
2012	20.200	18.619	1.581



Модуль анализа остатков

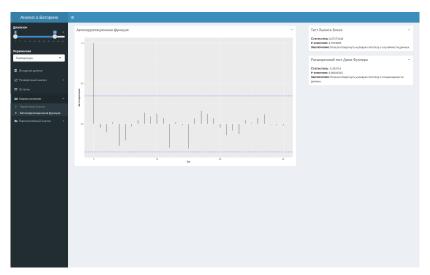


Рис. 6: Автокорреляционная функция

Анализ остатков



- Визуально и проверкой тестов показана близость выборочного распределения к нормальному $\mathcal{N}(0.00, 4.07)$;
- По графику и тестом Льюнга-Бокса сделано заключение об отсутствии значимых автокорреляций;
- Значения имеют небольшую амплитуду и имеют тенденцию к затуханию. Это говорит о стационарности в широком смысле, что показал расширенный тест Дики-Фуллера.

Оценка вариограммы



Определение 1

 $extit{Bapuoapammoŭ}$ случайного процесса $extit{X}(t), t \in \mathbb{Z}$, называется функция вида

$$2\gamma(h) = V\{X(t+h) - X(t)\}, t, h \in \mathbb{Z}.$$
 (2)

При этом функция $\gamma(h), h \in \mathbb{Z}, \gamma(h) = \gamma(-h)$, называется семивариограммой.

Рассматривается стационарный в широком смысле гауссовский случайный процесс с дискретным временем $X(t),\ t\in\mathbb{Z},$ нулевым математическим ожиданием, постоянной дисперсией и неизвестной вариограммой $2\gamma(h),h\in\mathbb{Z}.$

В качестве оценки вариограммы рассматривается статистика, предложенная Матероном:

$$2\tilde{\gamma}(h) = \frac{1}{n-h} \sum_{t=1}^{n-h} (X(t+h) - X(t))^2, \quad h = \overline{0, n-1}, \quad (3)$$

где $\tilde{\gamma}(-h) = \tilde{\gamma}(h), h = \overline{0, n-1}; \tilde{\gamma}(h) = 0, |h| \ge n.$

Вариограммный анализ



Прогнозные значения $X^*(t)$ вычисляются по формуле:

$$X^*(t) = y(t) + \varepsilon^*(t),$$

где y(t) — тренд, $\varepsilon^*(t)$ — значения, вычисленные с помощью кригинга.

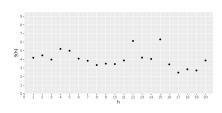


Рис. 7: Оценка семивариограммы Матерона

Для оценки качества модели используются

- коэффициент корреляции $r_{\varepsilon\varepsilon^*}$
- Среднеквадратическая ошибка

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (\varepsilon(t_i) - \varepsilon^*(t_i))^2, \tag{4}$$

где *п* — объём выборки



Модуль вариограммного анализа

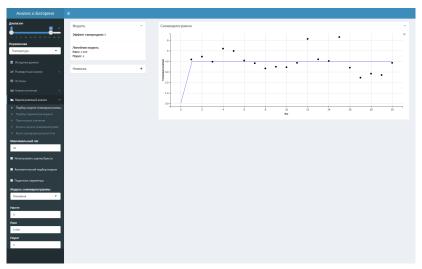


Рис. 8: Возможности по подбору модели семивариограммы



Модуль вариограммного анализа

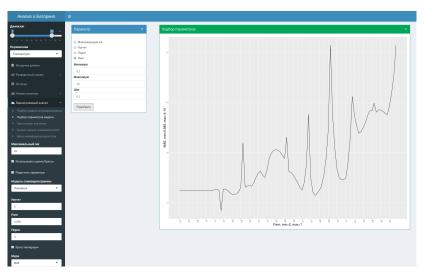


Рис. 9: Подбор параметров модели семивариограммы



Модуль вариограммного анализа

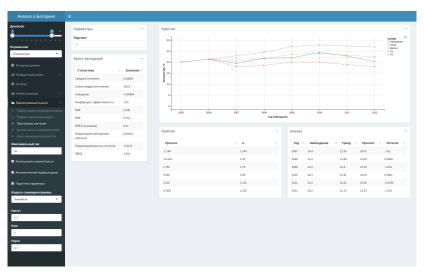


Рис. 10: Сравнение прогнозных значений



18 / 30

$$\widehat{\gamma}(h) = \mathbf{c}_0 + \mathbf{Lin}(h) =$$

$$= \begin{cases} \mathbf{c}_0 + \mathbf{b} \cdot \mathbf{h}, & h > 0, \\ \mathbf{c}_0, & h = 0, \end{cases}$$
(5)

где b – параметр, отвечающий за угол наклона, c_0 — эффект самородков.

Подобранная модель:

$$\widehat{\gamma}_1(\mathbf{h}) = Lin(\mathbf{h}), \quad \mathbf{b} = 4, \quad \textbf{(6)}$$

$$r_{\varepsilon\varepsilon^*} = -0.09129, \quad MSE = 6.324$$

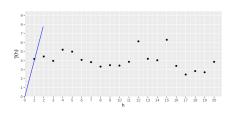


Рис. 11: Модель семивариограммы $\widehat{\gamma}_1(h)$

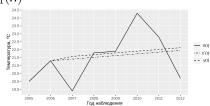


Рис. 12: Прогноз по модели $\widehat{\gamma}_1(\mathbf{h})$

Визуальный подход Линейная модель с порогом



$$\widehat{\gamma}(h) = \mathbf{c}_0 + \mathbf{c} \cdot Lin(h, \mathbf{a}) =$$

$$= \begin{cases} \mathbf{c}_0 + \mathbf{c} \cdot \frac{h}{\mathbf{a}}, & 0 \le h \le \mathbf{a}, \\ \mathbf{c}_0 + \mathbf{c}, & h > \mathbf{a}, \end{cases}$$
(7)

где c_0 – эффект самородков, c – порог, a – ранг.

Подобранная модель:

$$\widehat{\gamma}_2(h) = 4 \cdot Lin(h, 2).$$
 (8)

$$r_{\varepsilon \varepsilon^*} = 0.152$$
, $MSE = 18.69$

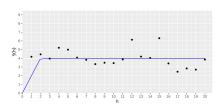


Рис. 13: Модель семивариограммы $\widehat{\gamma}_2(h)$

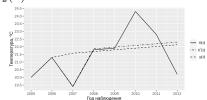


Рис. 14: Прогноз по модели $\widehat{\gamma}_2(h)$

Визуальный подход Сферическая модель



$$\begin{split} \widehat{\gamma}(\textbf{\textit{h}}) &= \textbf{\textit{c}}_0 + \textbf{\textit{c}} \cdot \textbf{\textit{Sph}}(\textbf{\textit{h}}, \textbf{\textit{a}}) = \\ &= \left\{ \begin{array}{ll} \textbf{\textit{c}}_0 + \textbf{\textit{c}} \cdot (\frac{3}{2}\frac{\textbf{\textit{h}}}{\textbf{\textit{a}}} - \frac{1}{2}(\frac{\textbf{\textit{h}}}{\textbf{\textit{a}}})^3), & \textbf{\textit{h}} \leq \textbf{\textit{a}}, \\ \textbf{\textit{c}}_0 + \textbf{\textit{c}}, & \textbf{\textit{h}} \geq \textbf{\textit{a}}, \\ \textbf{\textit{(9)}} \end{array} \right. \end{split}$$

где c_0 – эффект самородков, c – порог, a – ранг.

Подобранная модель:

$$\widehat{\gamma}_3(h) = 0.9 + 4 Sph(h, 6.9),$$
 (10)

$$r_{\varepsilon\varepsilon^*} = -0.009$$
, $MSE = 5.396$

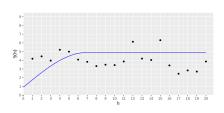


Рис. 15: Модель семивариограммы $\widehat{\gamma}_3(h)$

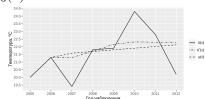


Рис. 16: Прогноз по модели $\widehat{\gamma}_3(h)$



где c_0 – эффект самородков, c – порог, a – ранг.

Подобранная модель:

$$\hat{\gamma}_4(h) = 4 \cdot Per(h, 0.898),$$
 (12)

$$r_{\varepsilon \varepsilon^*} = 0.404$$
, $MSE = 4.369$



Рис. 17: Модель семивариограммы $\widehat{\gamma}_4(h)$

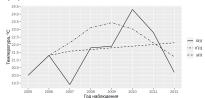


Рис. 18: Прогноз по модели $\widehat{\gamma}_4(h)$



$$\widehat{\gamma}(\textbf{\textit{h}}) = \textbf{\textit{c}}_0 + \textbf{\textit{c}} \cdot \textbf{\textit{Per}}(\textbf{\textit{h}}, \textbf{\textit{a}}) = 1 - \cos(\frac{2\pi \textbf{\textit{h}}}{\textbf{\textit{a}}}),$$

где c_0 – эффект самородков, c – порог, a – ранг.

Подобранная модель:

$$\widehat{\gamma}_{5}(\mathbf{h}) = 3.8 + 0.32 \cdot \textit{Per}(\mathbf{h}, 1.3)$$
 (13)

$$r_{\varepsilon\varepsilon^*} = 0.11$$
, $MSE = 5.22$

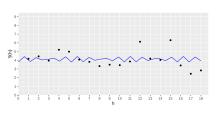


Рис. 19: Модель семивариограммы $\widehat{\gamma}_{5}(h)$

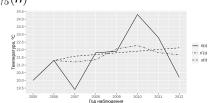


Рис. 20: Прогноз по модели $\widehat{\gamma}_5(h)$



$$\widehat{\gamma}(h) = c_0 + c \cdot Wav(h, a) =$$

$$= 1 - \frac{a}{h} \cdot sin(\frac{h}{a}), \quad (14)$$

где c_0 – эффект самородков, c – порог, a – ранг.

Подобранная модель:

$$\widehat{\gamma}_{6}(\emph{h}) = 4.11 + 1.65 \cdot \emph{Wav}(\emph{h}, 3.59),$$
 (15)

$$r_{\varepsilon\varepsilon^*} = -0.03$$
, $MSE = 4.20$

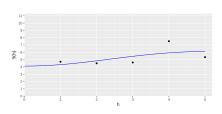


Рис. 21: Модель семивариограммы $\widehat{\gamma}_6(h)$

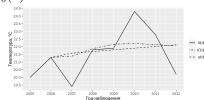


Рис. 22: Прогноз по модели $\widehat{\gamma}_6(h)$



Теорема 1

Для оценки $2 ilde{\gamma}(h)$ имеют место следующие соотношения:

$$E\{2\tilde{\gamma}(h)\} = 2\gamma(h),$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(2\tilde{\gamma}(\textit{h}_{1}),2\tilde{\gamma}(\textit{h}_{2})) &= \frac{2}{(\textit{n}-\textit{h}_{1})(\textit{n}-\textit{h}_{2})} \sum_{t=1}^{\textit{n}-\textit{h}_{1}} \sum_{\textit{s}=1}^{\textit{n}-\textit{h}_{2}} (\gamma(\textit{t}-\textit{h}_{2}-\textit{s}) + \\ &+ \gamma(\textit{t}+\textit{h}_{1}-\textit{s}) - \gamma(\textit{t}-\textit{s}) - \gamma(\textit{t}+\textit{h}_{1}-\textit{s}-\textit{h}_{2}))^{2}, \end{aligned}$$

$$V\{2\tilde{\gamma}(h)\} = \frac{2}{(n-h)^2} \sum_{t,s=1}^{n-h} (\gamma(t-h-s) + \gamma(t+h-s) - 2\gamma(t-s))^2,$$

еде $\gamma(h), h \in \mathbb{Z}$, — семивариограмма процесса X(t), $h, h_1, h_2 = \overline{0, n-1}$.



Теорема 2

Если имеет место соотношение $\sum_{h=-\infty}^{+\infty} |\gamma(h)| < +\infty$, то

$$\lim_{\substack{n\to\infty}}(\mathbf{n}-\min\{\mathbf{h}_1,\mathbf{h}_2\})\mathrm{cov}\{2\tilde{\gamma}(\mathbf{h}_1),2\tilde{\gamma}(\mathbf{h}_2)\}=$$

$$=2\sum_{m=-\infty}^{+\infty}\gamma(m-h_2)+\gamma(m+h_1)-\gamma(m)-\gamma(m+h_1-h_2))^2,$$

$$\lim_{n\to\infty} (\mathbf{n} - \mathbf{h}) \mathbf{V} \{2\tilde{\gamma}(\mathbf{h})\} = 2\sum_{\mathbf{m}=-\infty}^{+\infty} \gamma(\mathbf{m} - \mathbf{h}) + \gamma(\mathbf{m} + \mathbf{h}) - 2\gamma(\mathbf{m}))^2,$$

еде $\gamma(h), h \in \mathbb{Z}$, — семивариограмма процесса $X(t), h, h_1, h_2 = \overline{0, n-1}$.

Асимптотическое поведение оценки вариограммы



Следствие 1

Из теоремы 2 вытекает соотношение

$$\lim_{\mathbf{n}\to\infty}\mathbf{V}\{2\tilde{\gamma}(\mathbf{h})\}=0,\quad \mathbf{h}=\overline{0,\mathbf{n}-1}$$

Следствие 2

В силу показанной в теореме 1 несмещённости оценки и вышеприведённого следствия получаем, что оценка вариограммы $2\tilde{\gamma}(h)$ является состоятельной в среднеквадратическом смысле для вариограммы $2\gamma(h), h \in \mathbb{Z}$.

Заключение



- 1. Проведён предварительный статистический анализ данных:
 - показана близость выборочного распределения к нормальному $\mathcal{N}(19.77, 5.12)$;
 - выявлена умеренная положительная зависимость температуры от времени;
 - построена линейная регрессионная модель;
 - вычислен и исследован ряд остатков;
- 2. Выполнен вариограммный анализ:
 - Рассмотрены два подхода по подбору моделей семивариограмм: визуальный и автоматический;
 - Визуальным подходом показано, что линейная модель с порогом (8) и периодическая (12) являются наилучшими;
 - Автоматическим подходом показано, что волновая (15) и периодическая (13) являются наилучшими;



- 3. По различным моделям построены прогнозные значения методом кригинг. Исследована зависимость точности прогноза от оценки вариограммы и модели;
- Исследованы статистические свойства оценки вариограммы гауссовского случайного процесса. Показана несмещённость и состоятельность в среднеквадратическом смысле оценки вариограммы (2);
- 5. Реализовано программное обеспечение для решения класса задач, аналогичных исходной.

Список использованных источников





Cressie N.

Statistics for Spatial Data. New York. — Wiley. 1993.



А.А. Савельев, С.С. Мухарамова, А.Г. Пилюгин, Н.А. Чижикова Геостатистический анализ данных в экологии и природопользовании (с применением пакета R) Казань: Казанский университет, 2012.



Н.Н. Труш

Асимптотические методы статистического анализа временных рядов. Белгосуниверситет, 1999.



Robert H. Shumway, David S. Stoffer

Time series and Its Applications: With R Examples (Springer Texts in Statistics). Springer Science+Business Media, LLC 2011. 3d edition, 2011.



Paul Teetor

R Cookbook (O'Reilly Cookbooks).

O'Reilly Media, 1 edition, 2011.



Mingoti Sueli Aparecida, Rosa Gilmar

A note on robust and non-robust variogram estimators

Rem: Revista Escola de Minas., Vol. 61:87–95, 2008.



Спасибо за внимание!