Линейная непараметрическая регрессия

ЦМФ

Непараметрическая регрессия

$$y_t = f(x_{1,t}, \dots, x_{d,t}) + \varepsilon_t$$

Ядерная оценка Надарая – Ватсона

$$\hat{f}(x_1, \dots, x_d) = \frac{\sum_{t=1}^{T} K\left(\frac{x_1 - x_{1,t}}{h_1}, \dots, \frac{x_d - x_{d,t}}{h_d}\right) y_t}{\sum_{t=1}^{T} K\left(\frac{x_1 - x_{1,t}}{h_1}, \dots, \frac{x_d - x_{d,t}}{h_d}\right)},$$

 $K(u_1, \dots, u_d)$ — ядерная функция

Непараметрическая регрессия в R

расчёт величины h

```
library(np)
bw <- npreqbw(ozone ~ rad, ckertype="gaussian",</pre>
bwtype="fixed", data=data.frame(ozone=t.ozone,rad=t.rad))
h < - bw\$bw
# ядро и функция Надарая – Уотсона
kern <- function(x) \exp(-(x^2/2))/\operatorname{sqrt}(2*\operatorname{pi})
NW <- function(x, x.dat, y.dat, h) {
  K1 < - K2 < - 0
  N <- length(y.dat)
  for (i in 1:N) {
    K1 \leftarrow K1 + kern((x-x.dat[i])/h)*y.dat[i]
    K2 \leftarrow K2 + kern((x-x.dat[i])/h)
  K1 / K2
```

График оценки

```
plot(t.rad, t.ozone, pch=16)
z <- order(t.rad)
lines(t.rad[z], NW(t.rad, t.rad, t.ozone, h) [z], col="blue")</pre>
```

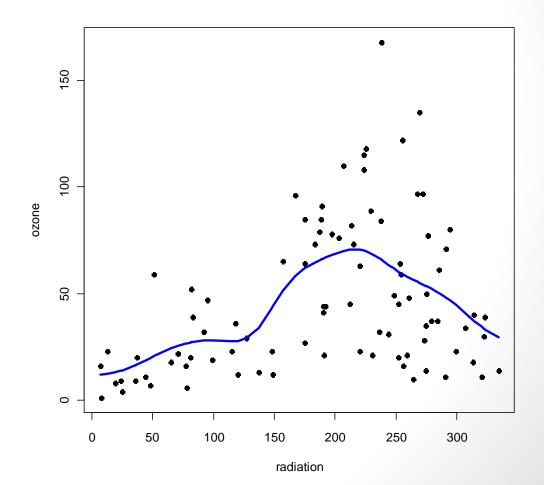
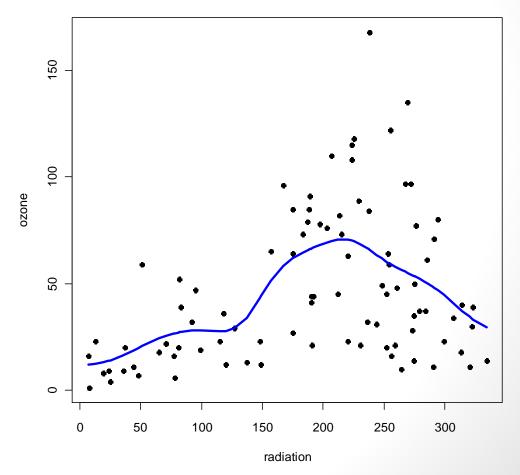


График оценки (другой вариант)

```
plot(t.rad, t.ozone, pch=16)
fit.npar <- npreg(bw)
ozone.hat <- predict(fit.npar)
lines(t.rad[z],ozone.hat[z],col="blue")</pre>
```



Построение прогноза, $\sigma^2 = const$

Метод бутстрапа

Метод бутстрапа
$$\hat{\varepsilon}_t = e_t = y_t - \hat{f}(x_t) \quad - \text{ оценки ошибок регрессии}$$

$$\widehat{\sigma^2} = s^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (e_t - \bar{e})^2 \quad - \text{ оценка дисперсии ошибок}$$

$$g = \left(\frac{4}{3T}\right)^{\frac{1}{5}} s \quad - \text{ сглаживающий множитель}$$

$$e_i^* = e_{I_i} + g\xi_i, \ i \in \{1; \dots; b\},$$

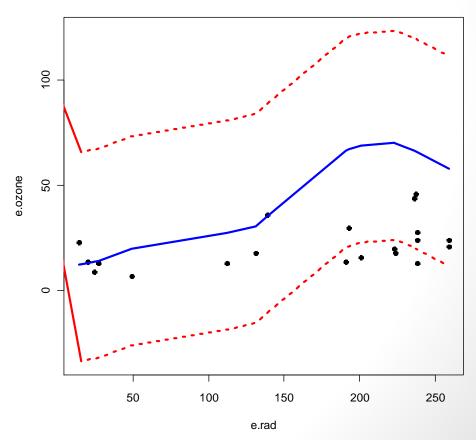
$$I_i \sim \begin{pmatrix} 1 & \dots & T \\ \frac{1}{T} & \dots & \frac{1}{T} \end{pmatrix}, \ \xi_i \sim N(0; 1)$$

$$e_{(i)}^* = \left(e_j^* \mid Rank(e_j^*) = i\right)$$

$$\left(\hat{f}(x_{T+1}) + e_{\left(\frac{\alpha}{2}b\right)}^*; \hat{f}(x_{T+1}) + e_{\left(\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)b\right)}^*\right)$$
 — прогнозный интервал

```
e <- t.ozone - ozone.hat
s2 \leftarrow var(e)
g \leftarrow (4/(3*T))^{(1/5)} * sqrt(s2)
# симулированные значения ошибок
b < -10^4
e.star <- e[sample(1:T, size=b, replace=TRUE)]+g*rnorm(b)
e.star <- sort(e.star)
# прогноз и доверительные границы
alpha <- 0.1
y <- predict(fit.npar, newdata=data.frame(rad=e.rad))</pre>
bottom <- y + e.star[alpha/2*b]
top \leftarrow y + e.star[(1-alpha/2)*b]
```

```
z <- order(e.rad)
plot(e.rad,e.ozone,ylim=range(c(top,bottom)))
lines(e.rad[z],y[z],col="blue",lwd=2)
lines(e.rad[z],top[z],col="red",lty="dashed")
lines(e.rad[z],bottom[z],col="red",lty="dashed")</pre>
```



Построение прогноза, $\sigma^2 = \sigma^2(z)$

 $s_t^2 = (e_t - \bar{e})^2$ — оценки условной дисперсии остатков

Рассмотрим зависимость условной дисперсии от экзогенных переменных:

$$s_t^2 = f_s(z_t) + \eta_t$$

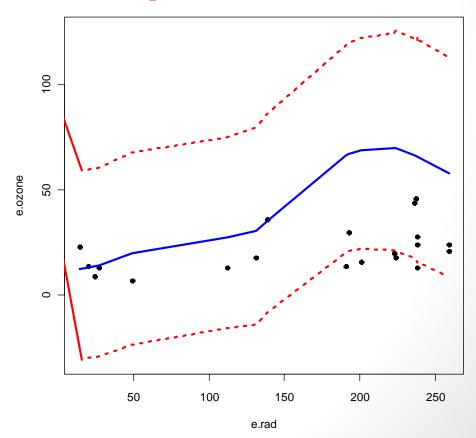
 $\widehat{s_t^2} = \widehat{f_s}(z_t)$ — оценка условной дисперсии ошибок

$$g_{T+1} = \left(\frac{4}{3T}\right)^{\frac{1}{5}} \hat{s}_{T+1}$$
 — сглаживающий множитель

Далее мы методом бутстрапа генерируем значения ошибок e_i^* и вычисляем прогнозный интервал аналогично случаю $\sigma^2 = const$

```
# моделирование условной дисперсии
s2 <- (e-mean(e))^2
h.res <- npregbw(s2 ~ rad, ckertype="gaussian",
bwtype="fixed", data=data.frame(rad=t.rad))
res.npar <- npreq(h.res)
# метод бутстрапа
b < -10^4; alpha < -0.1
top <- bottom <- numeric(E)
y <- predict(fit.npar, newdata=data.frame(rad=e.rad))</pre>
for (i in 1:E) {
  s2.hat <- predict(res.npar,newdata=data.frame(rad=e.rad[i]))</pre>
  q < -(4/(3*T))^{(1/5)} * sqrt(s2.hat)
  e.star <- e[sample(1:T, size=b, replace=TRUE)]+g*rnorm(b)
  e.star <- sort(e.star)
  bottom[i] \leftarrow y[i] + e.star[alpha/2*b]
  top[i] \leftarrow y[i] + e.star[(1-alpha/2)*b]
```

```
z <- order(e.rad)
plot(e.rad,e.ozone,ylim=range(c(top,bottom)))
lines(e.rad[z],y[z],col="blue",lwd=2)
lines(e.rad[z],top[z],col="red",lty="dashed")
lines(e.rad[z],bottom[z],col="red",lty="dashed")</pre>
```



Непараметрическая регрессия, двумерный случай

$$\hat{f}(x_1, \dots, x_d) = \frac{\sum_{t=1}^{T} K\left(\frac{x_1 - x_{1,t}}{h_1}, \dots, \frac{x_d - x_{d,t}}{h_d}\right) y_t}{\sum_{t=1}^{T} K\left(\frac{x_1 - x_{1,t}}{h_1}, \dots, \frac{x_d - x_{d,t}}{h_d}\right)}$$

ядерная оценка Надарая – Ватсона

```
NW2 <- function(x,x.dat,y.dat,h) {</pre>
  N \leftarrow length(y.dat); M \leftarrow nrow(x); dim \leftarrow ncol(x)
  K1 \leftarrow K2 \leftarrow numeric(M)
  for (j in 1:M) {
    for (i in 1:N) {
       K1[i] <- K1[i] +
         kern2((x[j,]-x.dat[i,])/h,dim)*y.dat[i]
       K2[j] \leftarrow K2[j] + kern2((x[j,]-x.dat[i,])/h,dim)
  K1 / K2
kern2 < - function(x, dim=2) exp(-sum(x^2)/2)*(2*pi)^(-dim/2)
```

Множественная регрессия в R

добавочная объясняющая переменная

```
temp <- airquality$Temp
temp <- temp[!rem]
t.temp <- temp[train.obs]; e.temp <- temp[eval.obs]

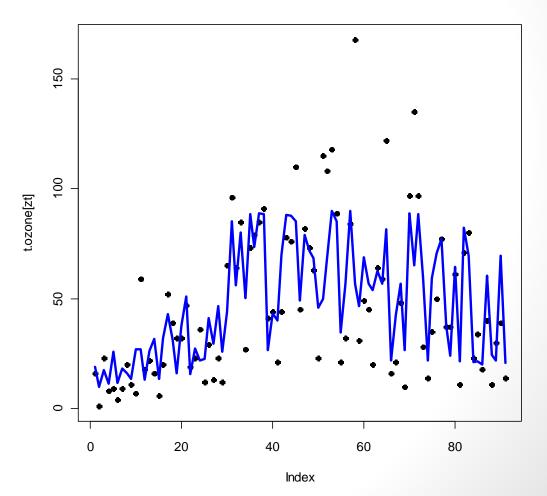
# perpeccионная модель
bw2 <- npregbw(ozone ~ rad + temp,
    ckertype="gaussian", bwtype="fixed",
    data=data.frame(ozone=t.ozone,rad=t.rad,temp=t.temp))
rad.temp <- cbind(t.rad,t.temp)
ozone.hat <- NW2(rad.temp,rad.temp,t.ozone,bw2$bw,2)</pre>
```

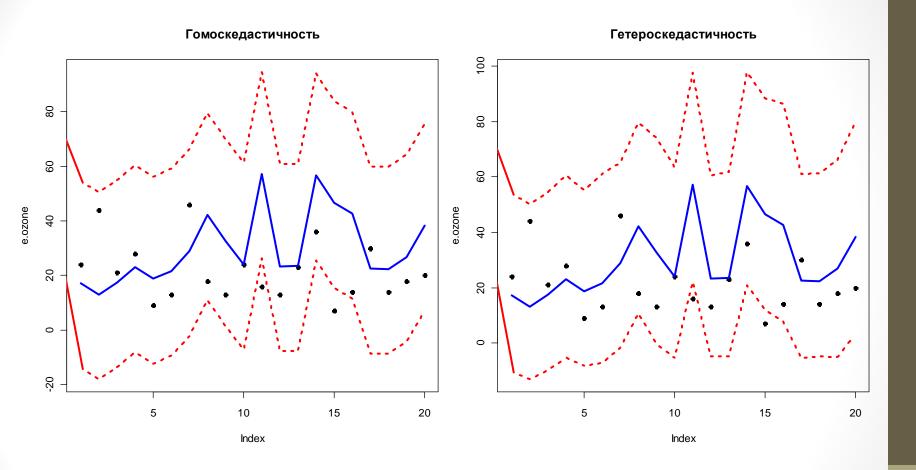
альтернативный вариант

```
ozone.reg <- npreg(bw2)
ozone.hat <- predict(ozone.reg)</pre>
```

Множественная регрессия в R

```
zt <- order(t.rad)
plot(t.ozone[zt],pch=16)
lines(ozone.hat[zt],col="blue",lwd=3)</pre>
```





Домашнее задание

- рассмотреть данные о величине спроса на деньги в пакете lmtest: moneydemand
- разделить выборку на обучающую и экзаменующую части
- на пространстве обучающей выборки построить параметрическую и непараметрическую регрессионные модели с эндогенной переменной logM
- проверить качество параметрической модели с помощью тестов на нормальность, гетероскедастичность и автокорреляцию
- построить прогноз и доверительные интервалы для эндогенной переменной на экзаменующей выборке
- написать комментарии