

Projektaufgaben Block 2

Carlo Michaelis, 573479; David Hinrichs, 572347; Lukas Ruff, 572521

06 Dezember 2016

1 Nichtparametrisches Testen

1.1 Zwillingsstudie

Um zu testen, ob der Kindergartenbesuch einen signifikanten Einfluss auf die sozialen Fähigkeiten eines Kindes hat, führen wir einen zweiseitigen und einen einseitigen t -Test und einen zweiseitigen bzw. einseitigen Wilcoxon-Vorzeichen-Test durch; jeweils zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$.

```
# Enter data
x <- c(82,69,73,43,58,56,76,65)
y <- c(63,42,74,37,51,43,80,62)
testType <- c('two-sided', 'one-sided')
pValueT <- c(0,0); pValueWilcox <- c(0,0)

# t-test
pValueT[1] <- t.test(x, y, alternative = "two.sided", mu = 0,
                      conf.level = 0.95, paired = TRUE)$p.value
pValueT[2] <- t.test(x, y, alternative = "greater", mu = 0,
                      conf.level = 0.95, paired = TRUE)$p.value

# Wilcoxon signed rank test
pValueWilcox[1] <- wilcox.test(x, y, alternative = "two.sided",
                                 mu = 0, conf.level = 0.95,
                                 paired = TRUE, conf.int = TRUE)$p.value
pValueWilcox[2] <- wilcox.test(x, y, alternative = "greater",
                                 mu = 0, conf.level = 0.95,
                                 paired = TRUE, conf.int = TRUE)$p.value

knitr::kable(data.frame(testType, pValueT, pValueWilcox), caption = 'p-Werte')
```

Table 1: p-Werte

testType	pValueT	pValueWilcox
two-sided	0.0489476	0.0546875
one-sided	0.0244738	0.0273438

Zweiseitige Tests

Wir können sehen, dass der t -Test die Nullhypothese ablehnt ($p = 0.04895 < \alpha$) und somit einen signifikanten Einfluss des Kindergartenbesuchs auf die sozialen Fähigkeiten feststellt. Der Wilcoxon-Vorzeichen-Test hingegen ($p = 0.0546875 < \alpha$) lehnt die Nullhypothese hingegen nicht zum gegebenen Signifikanzniveau ab und spricht somit gegen einen entsprechenden Einfluss.

Einseitige Tests

Nehmen wir von vorne herein an, dass die sozialen Fähigkeiten signifikant höher sind, wenn die Kinder den

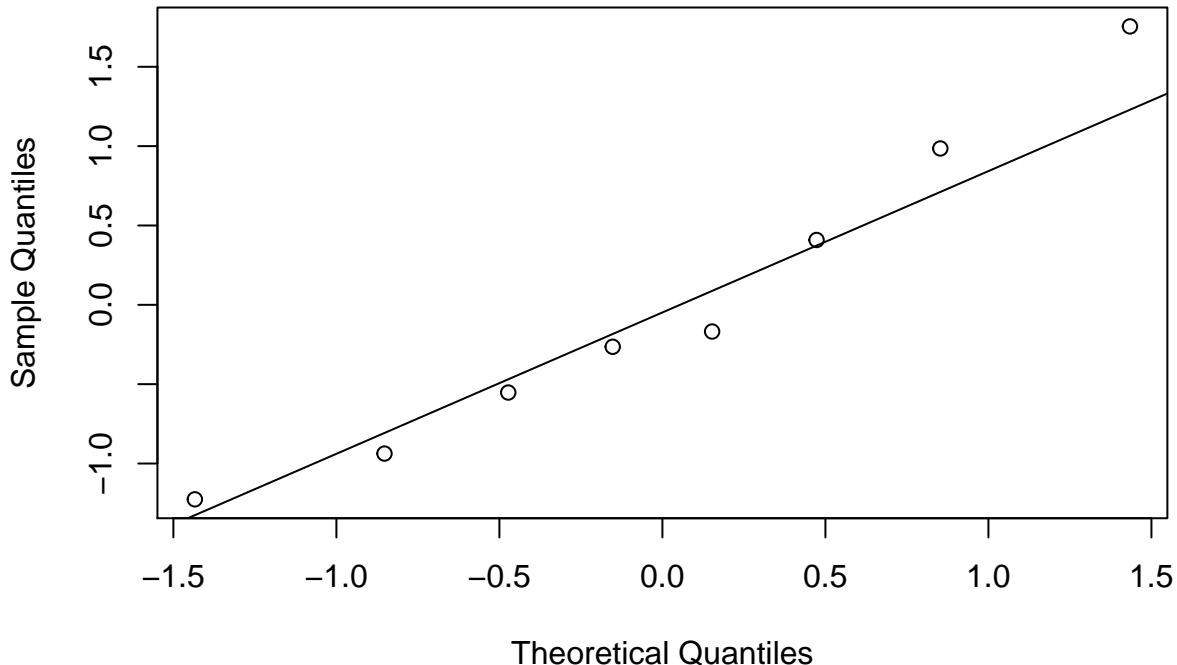
Kindergarten besuchen, dann formulieren wir einen einseitigen Test. Unter dieser Annahme sprechen beide Tests gegen die Nullhypothese.

Der Grund liegt darin, dass hier die p -Werte nur eine Ablehnregion in die Richtung “größer” abdecken müssen und aufgrund der Symmetrie der Tests deshalb nur halb so groß sind wie bei den zweiseitigen Tests. Beide Tests indizieren nun einen signifikanten Anstieg der sozialen Fähigkeiten durch den Kindergartenbesuch.

Testannahmen

Schließlich lohnt es, einen Blick auf die Testannahmen zu richten. Während der Wilcoxon-Test lediglich eine symmetrische Verteilung voraussetzt, nimmt der t-Test konkret die Normalverteilung, $X_i - Y_i \sim N(0, \sigma^2)$, der Daten an. Da diese stärkere Annahme ihm auch zu seiner größeren Power verhilft, sollte man ihre Validität überprüfen, hier geschieht dies mit Hilfe eines QQ-Plot:

Normal Q-Q Plot



Wie besonders am rechten Tail zu erkennen, kann die Normalverteilungsannahme durchaus in Frage gestellt werden.

Doch auch die Annahme symmetrischer Daten ist angesichts der “Schiefe” (2.25) der Daten anzuzweifeln, aber sie ist deutlich schwächer als die zusätzliche Annahme einer (bis auf Parameter) exakten Verteilung.

Das Hauptproblem dieser Stichprobe ist jedoch ihre geringe Größe von $N = 8$, jedwede Art von Statistik besitzt in diesem Fall nur sehr geringe Aussagekraft.

1.2 t-Test vs. Wilcoxon-Vorzeichen-Test

Als nächstes schätzen wir die Power beider Tests in verschiedenen Settings ab. Dafür wird zunächst der wahre Wert $\theta \in [0, 0.5, 1]$ mit Fehlern verrauscht, die der Normal-, Cauchy-, und Gleichverteilung folgen. Die Funktion, welche die entsprechend verteilten Daten erzeugt, wird mittels `fnError` übergeben. Die Erzeugung der Daten wird mehrfach durchgeführt und mit den beiden Tests getestet (Monte-Carlo-Simulation). Die Nullhypothese lautet dabei in jedem Fall, dass $\theta = 0$. Nach der Durchführung der Tests werden jeweils die p -Werte bestimmt und gemittelt, und aufgrund der Form der Tests $\phi = 1(p(X_1, \dots, X_n) < \alpha) = 1(p_i < \alpha)$

mit dem p-Wert des p , ergibt sich die mittlere Power für $m = n\text{Sim} = 10.000$ Mote-Carlo-Simulationen als $\beta_m = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \phi_i = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m 1(p_i < \alpha)$.

```

fnTestPowerMC <- function(fnError, n = 30, alpha = 0.05, nSim = 10^4, ...) {
  # This function estimates the probability of rejecting the null hypothesis of a
  # t-test and a Wilcoxon signed rank test using Monte Carlo simulations of iid
  # random variables  $X_i = \theta + \epsilon_i$ .
  #
  # Args:
  #   fnError: Function which generates random samples from a symmetric error
  #             distribution  $\epsilon$ 
  #   n:       Number of random samples used in tests
  #   alpha:   Significance level used in tests
  #   nSim:    Number of MC simulations of size n
  #   ...:     Further arguments to be passed to fnError
  #
  # Returns:
  #   A list containing the following elements:
  #     $TProb:      MC estimation of rejection probability for the t-test
  #     $WilcoxProb: MC estimation of rejection probability for the Wilcoxon
  #                  signed rank test

  # Perform MC simulation
  matX <- matrix(fnError(n*nSim, ...), ncol = n)

  # Define sub-functions which only return p-values from the two tests
  fnPvalT <- function(x) {
    return(t.test(x)$p.value)
  }
  fnPvalWilcox <- function(x) {
    return(wilcox.test(x)$p.value)
  }

  # Perform nSim number of tests with sample size n for each of the two tests
  vecPvalT <- apply(matX, 1, fnPvalT)
  vecPvalWilcox <- apply(matX, 1, fnPvalWilcox)

  # Compute and return estimations of rejection probabilities
  result <- list()
  result$TProb <- mean(vecPvalT < alpha)
  result$WilcoxProb <- mean(vecPvalWilcox < alpha)
  return(result)
}

# Set seed
set.seed(432)

# Normal errors
normalMean = c(0, 0.5, 1)
normalSD = c(1, 1, 1)
normalPowerT <- list()
normalPowerW <- list()

for (i in 1:3) {
  res <- fnTestPowerMC(fnError = rnorm, nSim = 10^4,

```

```

        mean = normalMean[i], sd=normalSD[i])
normalPowerT[i] <- res[1]
normalPowerW[i] <- res[2]
}

# Uniform errors
uniMin <- c(-1, -0.5, 0)
uniMax <- c(1, 1.5, 2)
uniPowerT <- list()
uniPowerW <- list()

for (i in 1:3) {
  res <- fnTestPowerMC(fnError = runif, nSim = 10^4,
                        min = uniMin[i], max = uniMax[i])
  uniPowerT[i] <- res[1]
  uniPowerW[i] <- res[2]
}

# Cauchy errors (t-distribution with df = 1)
cauchyPowerT <- list()
cauchyPowerW <- list()
cauchyLoc = c(0, 0.5, 1)
cauchyScale = c(1,1,1)
for (i in 1:3) {
  res <- fnTestPowerMC(fnError = rcauchy, nSim = 10^4,
                        location = cauchyLoc[i], scale=cauchyScale[i])
  cauchyPowerT[i] <- res[1]
  cauchyPowerW[i] <- res[2]
}

```

Table 2: Normalverteilte Daten

mean	sd	power	T-test	power	Wilcox-test
0.0	1		0.0492		0.0506
0.5	1		0.7528		0.7387
1.0	1		0.9992		0.9990

Table 3: Gleichverteilte Daten

mean	+- interval	power	T-test	power	Wilcox-test
0.0		1	0.0500		0.0478
0.5		1	0.9979		0.9876
1.0		1	1.0000		1.0000

Table 4: Cauchyverteilte Daten

location	scale	power	T-test	power	Wilcox-test
0.0	1		0.0193		0.0508
0.5	1		0.0735		0.2957
1.0	1		0.2010		0.6996

Normalverteilte Daten

Wie bereits aus dem ersten Teil der Aufgabe zu erwarten, sind die Unterschiede der p -Werte nicht sehr groß. Gleichzeitig nehmen die p -Werte drastisch zu, wenn der Erwartungswert bei der Erzeugung der Daten verschoben wird. Die starke Zunahme lässt sich vermutlich damit erklären, dass die Varianz der Teststatistik auf Grund der Stichprobengröße sehr klein wird.

Gleichverteilte Daten

Die p -Werte der gleichverteilten Daten für t -Test und Wilcox-Test sind relativ ähnlich. Obwohl also keine Normalverteilung der Zufallsvariable vorliegt, scheint der t -Test (der eigentlich auf dieser Annahme basiert) noch eine relativ gute Leistung zu haben, zumindest verglichen mit dem Wilcox-Test. Dass die p -Werte mit zunehmender Verschiebung stark zunehmen, hat vermutlich zwei Ursachen. Neben der abnehmenden Varianz (wie oben), sind die Daten bei der Gleichverteilung beschränkt. Bspw. ist bei $\theta = 1$ und einer Gleichverteilung im Bereich $[0, 2]$ (letzter Fall) intuitiv sehr deutlich zu erkennen, dass Werte mit Null nur sehr selten vorkommen. Wenn gleichzeitig die Varianz der Teststatistik mit zunehmender Stichprobengröße abnimmt (und im Fall $\theta = 0,5$ wird deutlich, dass sie sehr klein zu sein scheint), wird klar, warum wir diesem Fall $p = 1$ als Ergebnis erhalten.

Cauchyverteilte Daten

Die cauchyverteilten Daten führen zu starken Differenzen zwischen den p -Werten der beiden Tests. Die Verletzung der Normalverteilungs-Annahme hat hier offensichtlich deutlich größere Auswirkungen, als bspw. im Fall der Gleichverteilung. Auf Grund der massereichen Tails der Cauchyverteilung, kann die Varianz der Teststatistik durch die Stichprobengröße nicht effektiv genug verringert werden und es kommt auch im Bereich von $\theta = 0,5$ und $\theta = 1$ noch zu vergleichsweise kleinen p -Werten.

2 Dichteschätzung

In dieser Aufgabe ist es unser Ziel eine unbekannte Dichte f mittels Sample $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} \mathbb{P}_f$ zu approximieren. Für die Schätzung untersuchen und verwenden wir eine nichtparametrische Methode - den Kerndichteschätzer. Wir werden sehen, dass die „Güte“ der Approximation von der Wahl des Kerns K sowie von der Bandweitenwahl h abhängt und werden versuchen zu gegebenem Kern K mittels Kreuzvalidierung eine „optimale“ Bandweite zu wählen.

2.1 Kerndichteschätzer

Für gegebene Daten X_1, \dots, X_n können wir einen allgemeinen Kerndichteschätzer \hat{f}_n für einen Kern K und Bandweite h wie folgt für einen Vektor von Stellen x implementieren:

```
fnKernelDensityEst <- function(x, X, K, h) {
  # This function computes the kernel density estimates for a given sample X and
  # kernel K with bandwidth h at points x.
  #
  # Args:
  #   x: Points for which the kernel density estimates are computed
  #   X: Data sample on which the kernel density estimation is fitted
  #   K: Kernel function to be used for smoothing
  #   h: Smoothing bandwidth
  #
  # Returns:
  #   A vector of the kernel density estimates at points x
  #
  # Compute kernel density estimation values using outer
```

```

n <- length(X)
mKernels <- K((1/h) * outer(X, x, FUN = "-"))
return((1/(n*h)) * colSums(mKernels))
}

```

Bevor wir die Methode für Zufallszahlen verschiedener Verteilungen testen, implementieren wir noch drei Kerne (Rechtseckskern, Gaußkern, Epanechnikov-Kern) und schreiben eine allgemeine Funktion zur Erstellung von Plots (welche bereits für die spätere Anwendung der m -nächste Nachbarn Methode angepasst wurde):

```

# Define different smoothing kernels

fnRectangularKernel <- function(x) {
  return(0.5 * (abs(x) <= 1))
}

fnGaussianKernel <- function(x) {
  return((1/sqrt(2*pi)) * exp((-0.5) * x^2))
}

fnEpanechnikovKernel <- function(x) {
  return(0.75 * (1 - x^2) * (abs(x) <= 1))
}

fnKernelPlot <- function(x, X, K, vh = NULL, vm = NULL,
                           fnEstimation = fnKernelDensityEst,
                           title = NULL, trueDensity = NULL, ...) {
  # This function plots the kernel density estimates for different bandwidths.
  # If trueDensity is specified, the true density will be plotted as well.
  #
  # Args:
  #   x: Points for which the kernel density estimates are computed
  #   X: Data sample on which the kernel density estimation is fitted
  #   K: Kernel function to be used for smoothing
  #   vh: Vector of smoothing bandwidths
  #   vm: Vector of nearest neighbor positions
  #   fnEstimation: Type of estimation used (kernel density or knn)
  #   title: Main title of the plot
  #   trueDensity: True density to be plotted (e.g. dnorm)
  #   ...: Further arguments passed to or from other methods
  #
  # Returns:
  #   -
  #

  if(!is.null(vh)) {
    vPar <- vh
    strPar <- "h"
  } else if(!is.null(vm)) {
    vPar <- vm
    strPar <- "m"
  } else {
    stop("You need to set bandwidths vh OR neighbor ranks vm")
  }

  nPar <- length(vPar)

```

```

# Create color palette for number of hyperparameters
cols <- rainbow(nPar, alpha = 1)

# Initialize plot with first kernel density
plot(x, fnEstimation(x, X, K, vPar[1]), type = "l", col = cols[1],
      main = title, xlab = "x", ylab = "Density", ...)

# Add kernel density for each additional bandwidth
if (nPar > 1) {
  for (i in 2:nPar) {
    lines(x, fnEstimation(x, X, K, vPar[i]), col = cols[i])
  }
}

# Create legend
legend <- sapply(vPar, function(par) {paste(strPar, " = ", round(par, 4))})

# Plot true density if specified
if (!is.null(trueDensity)) {
  lines(x, trueDensity(x), col = "black")
  legend <- c("True density", legend)
  cols <- c("black", cols)
}

# Plot legend
legend("topright", legend = legend, col = cols, lty = 1, cex = 0.75)
}

```

2.1.1 Anwendung auf standardnormalverteilte Zufallszahlen

```

# Generate sample
set.seed(42)
n <- 50
X <- rnorm(n)

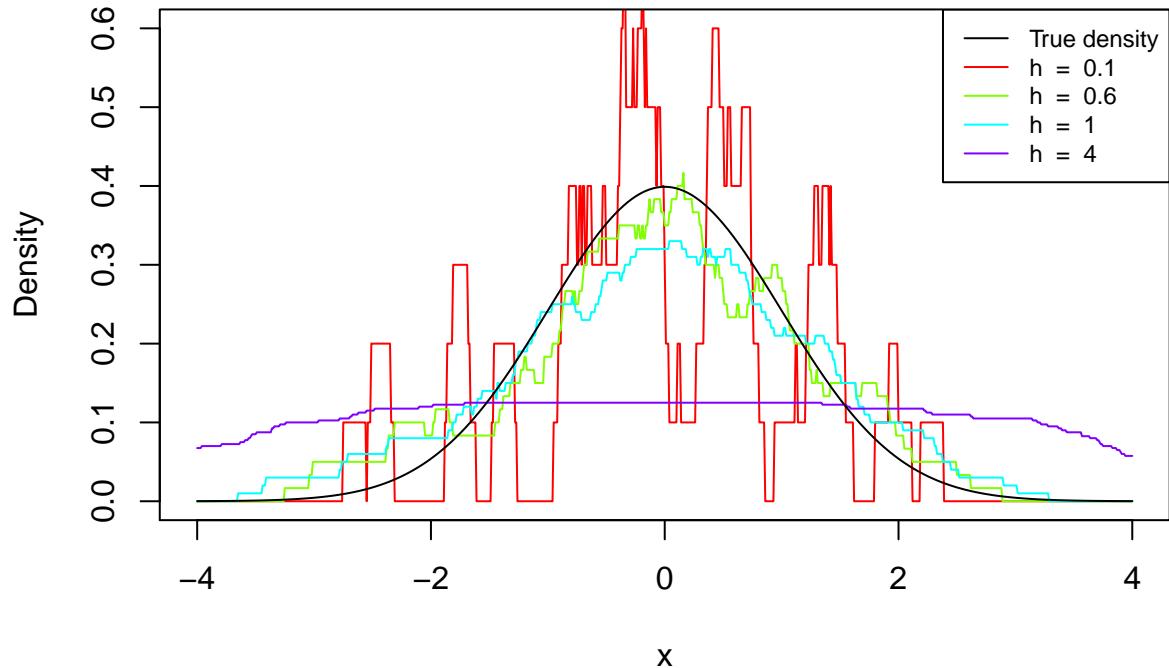
# Define points to estimate kernel density on
x <- seq(-4, 4, 0.01)

# Set different bandwidths
h <- c(0.1, bw.ucv(X), 1, 4)

# Rectangular kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnRectangularKernel, h,
              title = "Rectangular Kernel Density Estimation",
              trueDensity = dnorm, ylim = c(0, 0.6))

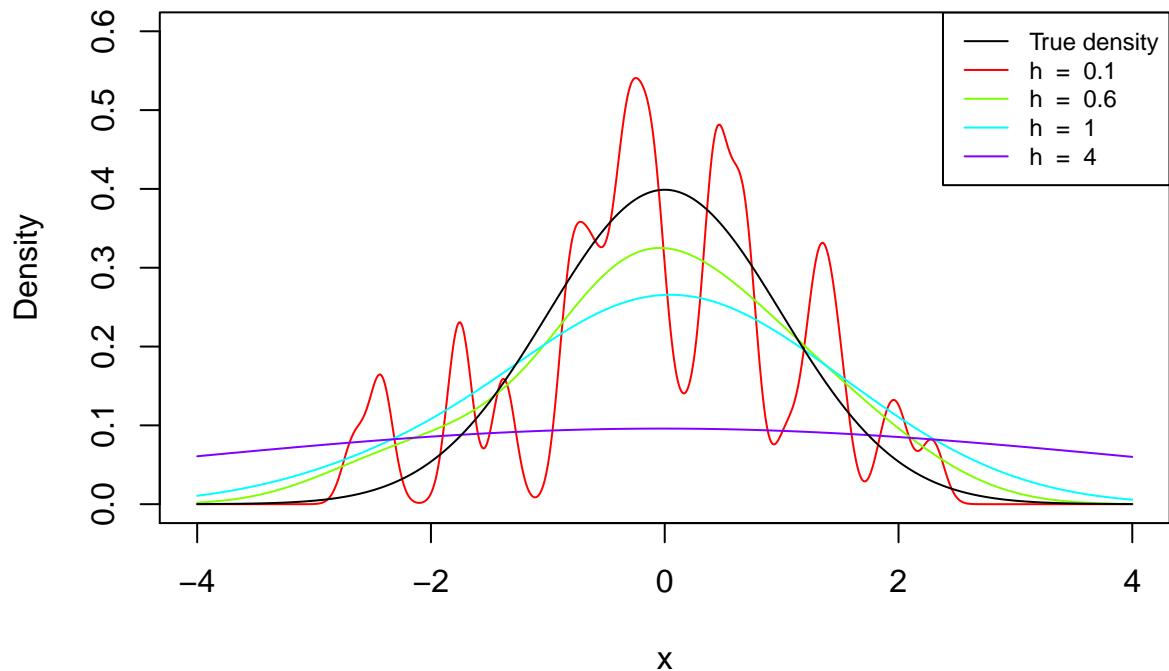
```

Rectangular Kernel Density Estimation



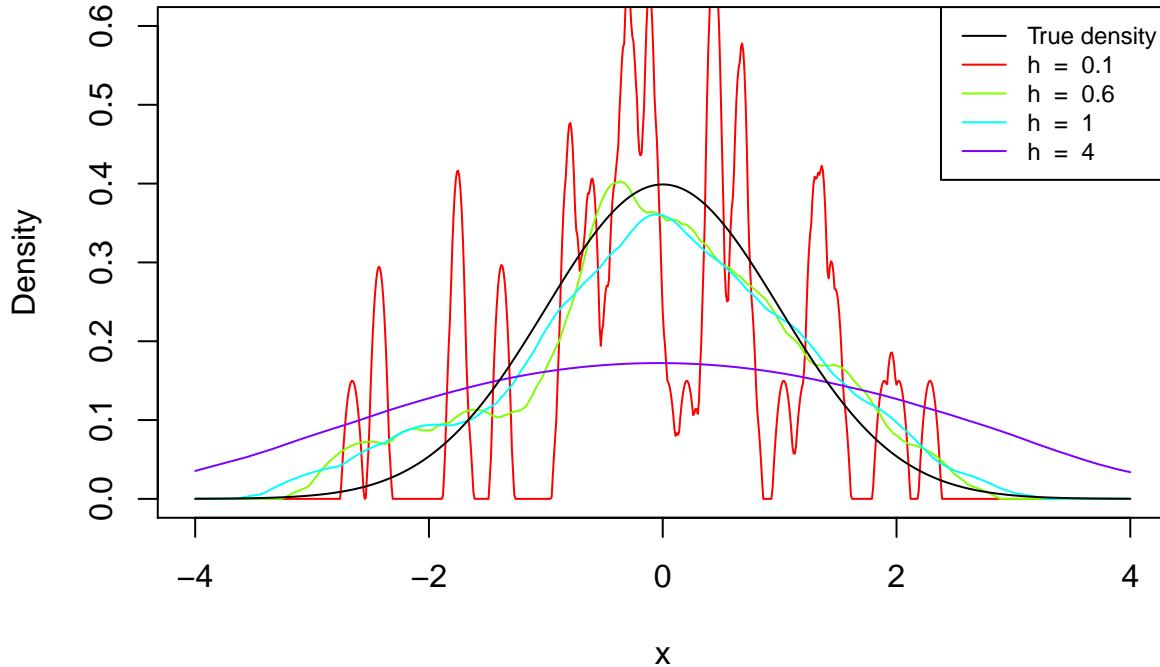
```
# Gaussian kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnGaussianKernel, h,
             title = "Gaussian Kernel Density Estimation",
             trueDensity = dnorm, ylim = c(0, 0.6))
```

Gaussian Kernel Density Estimation



```
# Epanechnikov kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnEpanechnikovKernel, h,
             title = "Epanechnikov Kernel Density Estimation",
             trueDensity = dnorm, ylim = c(0, 0.6))
```

Epanechnikov Kernel Density Estimation



Wir können sehen, dass die Wahl des Kerns die Glätttheit der geschätzten Dichtefunktion beeinflusst. Da der Rechteckskern sowie der Epanechnikov-Kern den Träger $[-1, 1]$ (bzw. $(-1, 1)$) besitzen, finden sich Sprünge in den geschätzten Dichten. Da (mit h skalierte) Differenzen in $[-1, 1]$ für den Rechtseckskern gleich gewichtet werden, sind die geschätzten Dichten nochmals sprunghafter im Vergleich zum Epanechnikov-Kern, welcher symmetrisch um 0 monoton abfällt, was eine Glättung zur Folge hat. Dabei nimmt die Sprunghöhe beim Rechtseckskern mit steigender Bandbreite h ab. Im Vergleich dazu hat der Gaußkern ganz \mathbb{R} als Träger und ist ebenso symmetrisch um 0 monoton fallend. D.h. für die Schätzung $\hat{f}_n(x)$ an der Stelle x hat jeder Datenpunkt $X_i, i = 1, \dots, n$, einen (mit wachsendem Abstand geringeren) Einfluss auf die Schätzung. Dadurch resultieren glatte Kerndichteschätzer \hat{f}_n .

Weiter können wir in den Beispielen schön das Bias-Varianz-Dilemma der Bandweitenwahl beobachten. Für kleineres h wird die lokale Umgebung, die für die Schätzung an der Stelle x herangezogen wird, ebenso kleiner. Dies hat eine stärkere Oszillation der Schätzung \hat{f}_n zur Folge. In diesem Fall ist der Bias klein (lokale Schätzung), die Varianz jedoch hoch und das Resultat eine Unterglättung. Umgekehrt folgt für eine größere Bandweite h ein größerer Bias (globale Schätzung), jedoch eine geringere Varianz. In diesem Fall sprechen wir von Überglättung. Die Aufgabe einer optimalen Bandweitenwahl ist es also einen Ausgleich zwischen Bias und Varianz zu finden, so dass der insgesamt resultierende Fehler möglichst minimal wird.

2.1.2 Anwendung auf exponentialverteilte Zufallszahlen

```
# Generate sample
set.seed(42)
n <- 50
X <- rexp(n)
```

```

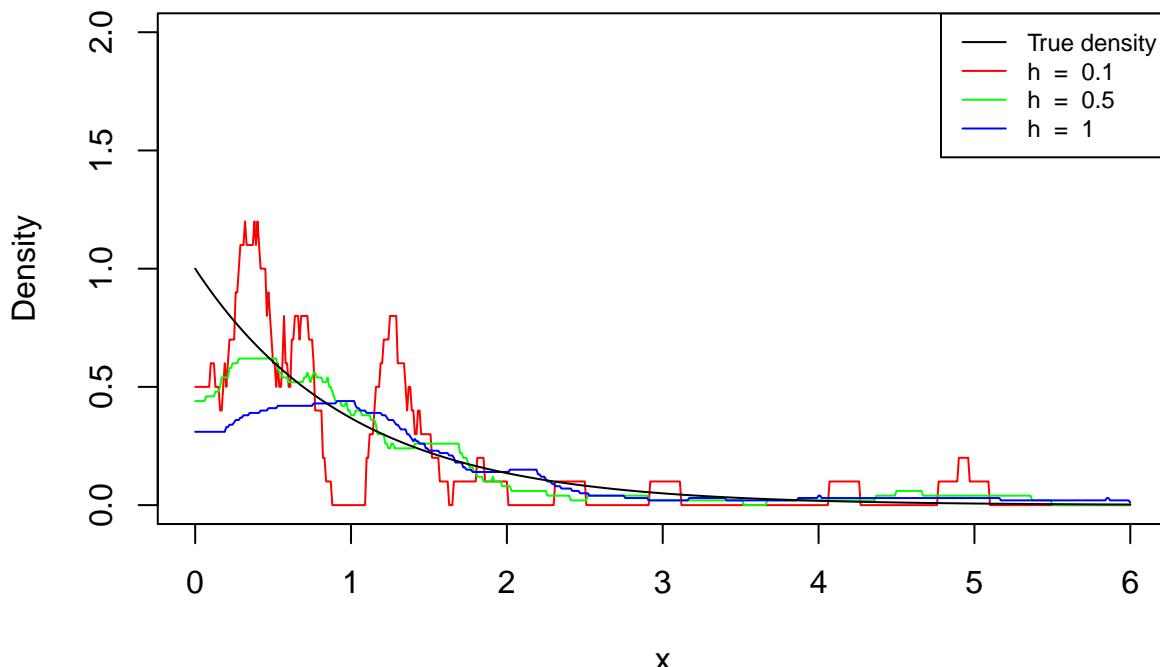
# Define points to estimate kernel density on
x <- seq(0, 6, 0.01)

# Set different bandwidths
h <- c(0.1, 0.5, 1)

# Rectangular kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnRectangularKernel, h,
             title = "Rectangular Kernel Density Estimation",
             trueDensity = dexp, ylim = c(0, 2))

```

Rectangular Kernel Density Estimation

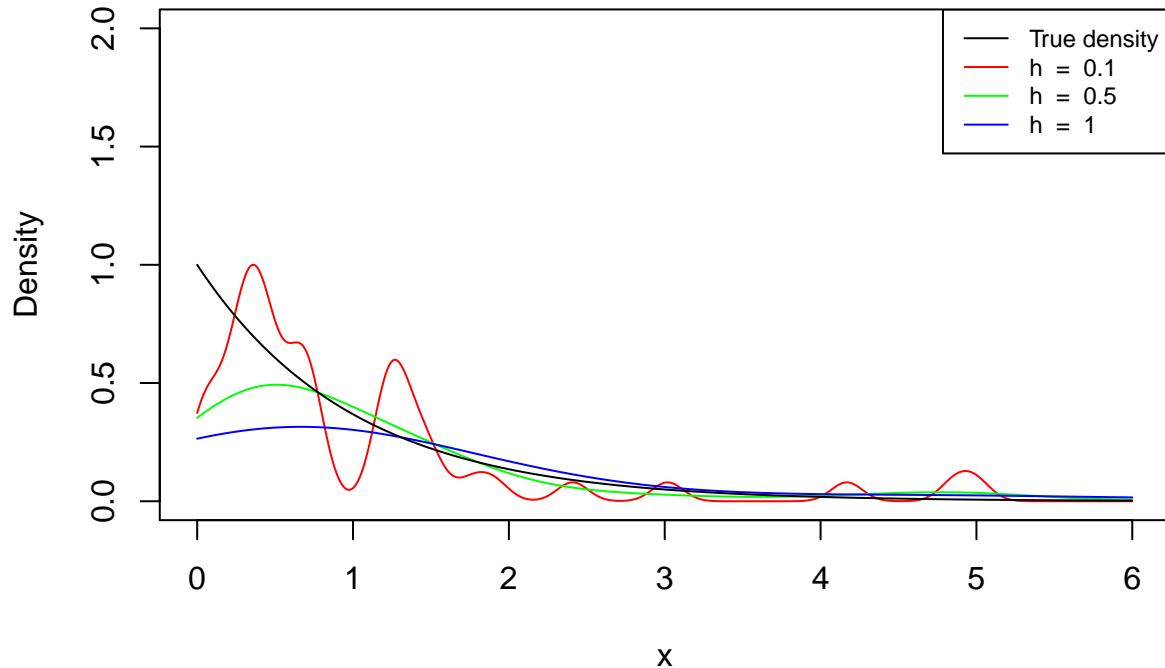


```

# Gaussian kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnGaussianKernel, h,
             title = "Gaussian Kernel Density Estimation",
             trueDensity = dexp, ylim = c(0, 2))

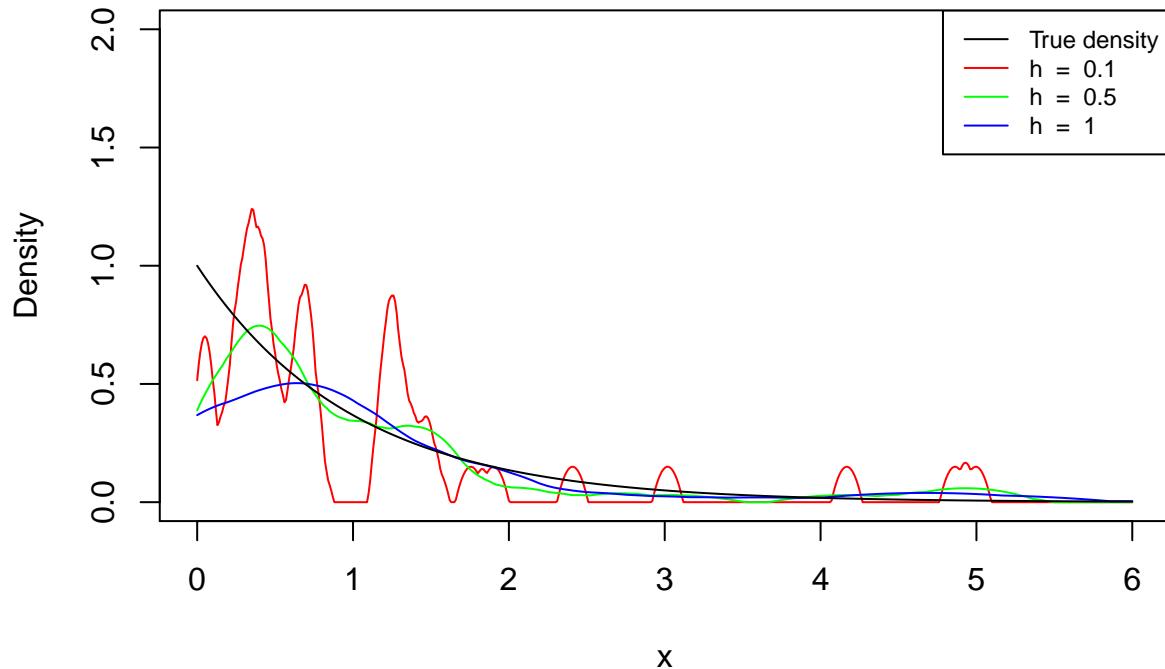
```

Gaussian Kernel Density Estimation



```
# Epanechnikov kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnEpanechnikovKernel, h,
             title = "Epanechnikov Kernel Density Estimation",
             trueDensity = dexp, ylim = c(0, 2))
```

Epanechnikov Kernel Density Estimation



Bei den Kerndichteschätzungen für exponentialverteilte Zufallszahlen können wir ebenso den Einfluss der

unterschiedlichen Kerne auf die Glattheit der Schätzungen sowie das Bias-Varianz-Dilemma beobachten. Insgesamt deuten die Kerndichteschätzungen auf eine rechtsschiefe Verteilung hin, was in der Anwendung rechtsschiefe parametrische Likelihood-Modelle (Exponentialverteilung, Log-Normalverteilung, Chi-Quadrat-Verteilung, etc.) für die weitere Modellierung motivieren könnte.

2.1.3 Anwendung auf Cauchy-verteilte Zufallszahlen

```
# Generate sample
set.seed(42)
n <- 50
X <- rt(n, df = 1)

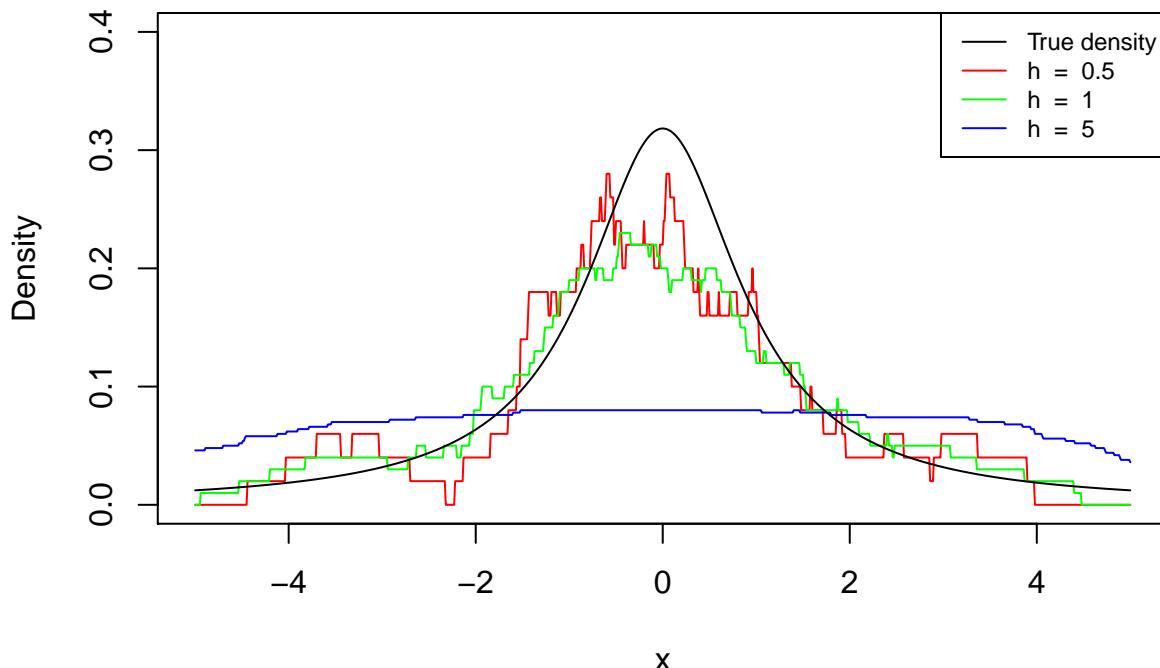
# Define points to estimate kernel density on
x <- seq(-5, 5, 0.01)

# Set different bandwidths
h <- c(0.5, 1, 5)

# Define Cauchy density function
dcauchy <- function(x) {y <- dt(x, df = 1)}

# Rectangular kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnRectangularKernel, h,
              title = "Rectangular Kernel Density Estimation",
              trueDensity = dcauchy, ylim = c(0, 0.4))
```

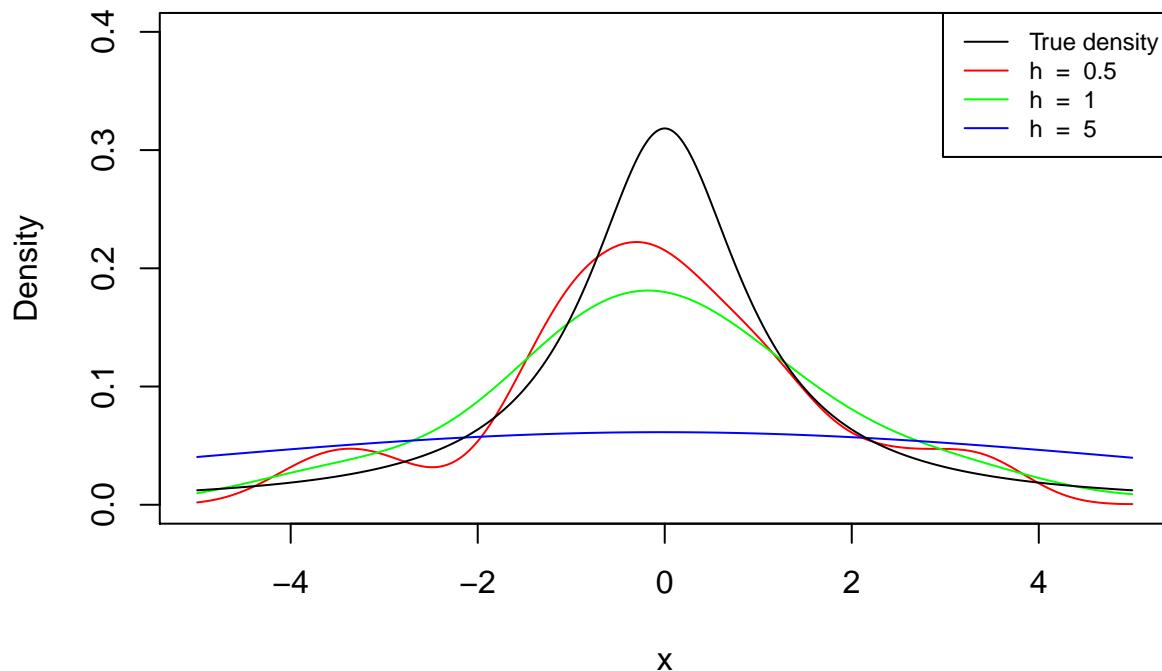
Rectangular Kernel Density Estimation



```
# Gaussian kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnGaussianKernel, h,
              title = "Gaussian Kernel Density Estimation",
```

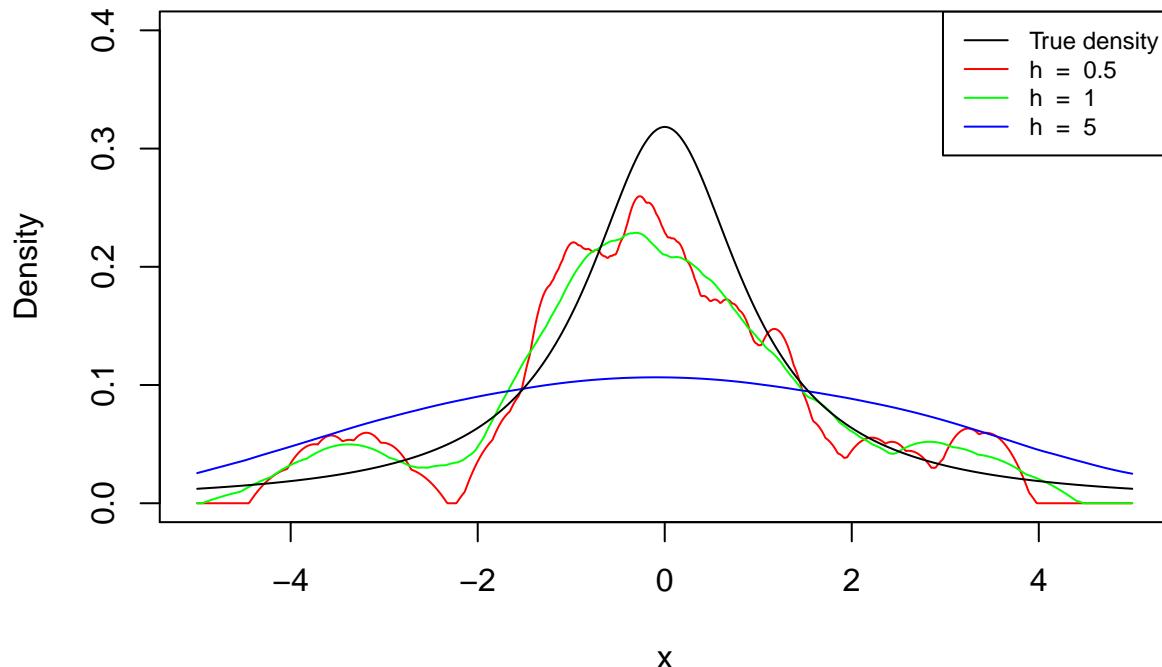
```
trueDensity = dcauchy, ylim = c(0, 0.4))
```

Gaussian Kernel Density Estimation



```
# Epanechnikov kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnEpanechnikovKernel, h,
              title = "Epanechnikov Kernel Density Estimation",
              trueDensity = dcauchy, ylim = c(0, 0.4))
```

Epanechnikov Kernel Density Estimation



Auch hier können wir den Einfluss der unterschiedlichen Kerne auf die Glattheit der Schätzungen sowie das Bias-Varianz-Dilemma beobachten.

2.1.4 Anwendung auf faithful Datensatz

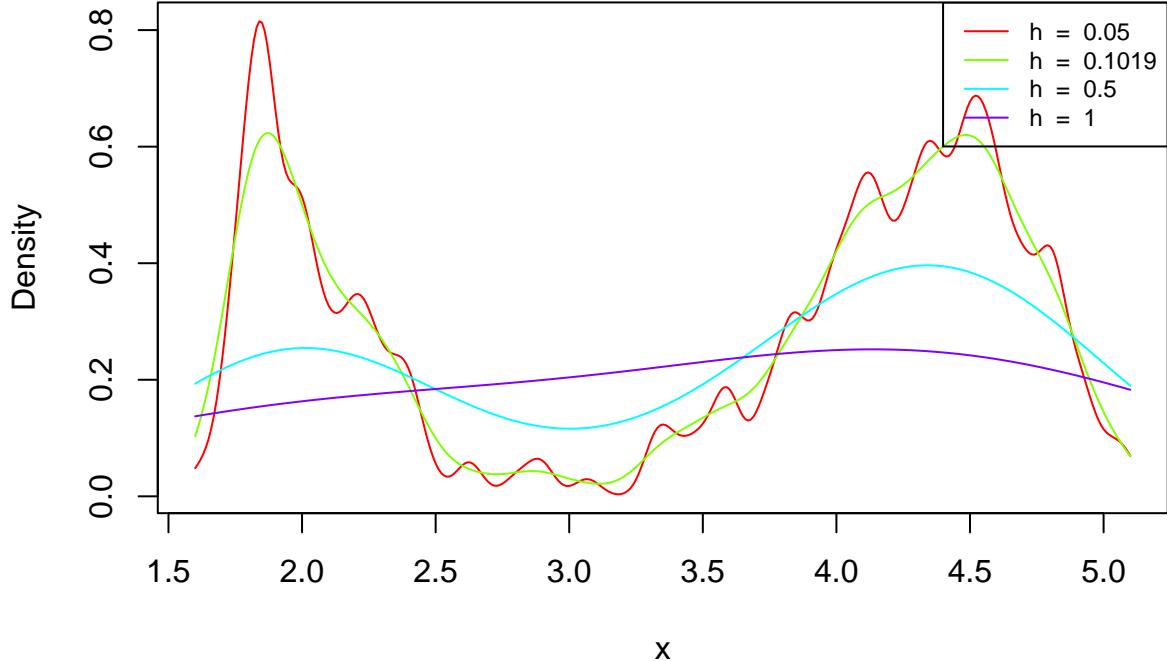
```
# Faithful kernel density estimation
X <- faithful$eruptions

# Define points to estimate kernel density on
x <- seq(min(X), max(X), 0.01)

# Set different bandwidths
h <- c(0.05, bw.ucv(X), 0.5, 1)

# Gaussian kernel density estimation
title <- "Gaussian Kernel Density Estimation for faithful eruption data"
fnKernelPlot(x, X, fnGaussianKernel, h, title = title)
```

Gaussian Kernel Density Estimation for faithful eruption data



Wir können sehen, dass die Anwendung des Kerndichteschätzers mit Gaußkern für verschiedene Bandweiten eine bimodale Verteilung der Eruptionsdauern im Datensatz `faithful` aufzeigt, was auf zwei unterschiedliche Gruppen von Ausstößen hindeutet.

2.2 Kreuzvalidierung zur Bandweitenwahl

Die Idee der Kreuzvalidierung ist es die Bandweite h so zu wählen, dass der Mean Integrated Squared Error (MISE) minimal wird. Es gilt:

$$\begin{aligned} \operatorname{argmin}_h \text{MISE}(h) &= \operatorname{argmin}_h \mathbb{E} \left[\int (\hat{f}_n(x) - f(x))^2 dx \right] \\ &= \operatorname{argmin}_h \mathbb{E} \left[\int \hat{f}_n^2(x) dx - 2 \int \hat{f}_n(x) f(x) dx \right] + \int f^2(x) dx \\ &= \operatorname{argmin}_h \mathbb{E} \left[\int \hat{f}_n^2(x) dx - 2 \int \hat{f}_n(x) f(x) dx \right] = \operatorname{argmin}_h J(h) \end{aligned}$$

mit J definiert durch

$$J(h) := \mathbb{E} \left[\int \hat{f}_n^2(x) dx - 2 \int \hat{f}_n(x) f(x) dx \right], \quad h > 0.$$

2.2.1 Erwartungstreue des Kreuzvalidierungskriteriums $\hat{J}(h)$

Wir zeigen nun, dass das Kreuzvalidierungskriterium $\hat{J}(h)$ definiert durch

$$\hat{J}(h) := \int \hat{f}_n^2(x) dx - 2\hat{G}, \quad h > 0,$$

mit

$$\hat{G} := \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{f}_{n,-j}(X_j), \quad \hat{f}_{n,-j}(x) := \frac{1}{(n-1)h} \sum_{k \neq j} K\left(\frac{X_k - x}{h}\right)$$

ein erwartungstreuer Schätzer für $J(h)$ ist.

Seien $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} \mathbb{P}_f$ und betrachte für $h > 0$ und $j \in \{1, \dots, n\}$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\hat{f}_{n,-j}(X_j)] &= \mathbb{E}\left[\frac{1}{(n-1)h} \sum_{k \neq j} K\left(\frac{X_k - X_j}{h}\right)\right] \\ &\stackrel{iid}{=} \frac{1}{(n-1)h} \sum_{k \neq j} \int \int K\left(\frac{y-x}{h}\right) f(y) dy f(x) dx \\ &= \frac{1}{h} \int \int K\left(\frac{y-x}{h}\right) f(y) dy f(x) dx \\ &= \int \int K(y) f(x+hy) dy f(x) dx. \end{aligned}$$

Ebenso gilt

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left[\int \hat{f}_n(x) f(x) dx\right] &= \mathbb{E}\left[\int \frac{1}{nh} \left(\sum_{k=1}^n K\left(\frac{X_k - x}{h}\right)\right) f(x) dx\right] \\ &\stackrel{\text{Fubini}}{=} \frac{1}{nh} \sum_{k=1}^n \int \mathbb{E}\left[K\left(\frac{X_k - x}{h}\right)\right] f(x) dx \\ &\stackrel{iid}{=} \frac{1}{h} \int \mathbb{E}\left[K\left(\frac{X_1 - x}{h}\right)\right] f(x) dx \\ &= \int \int K(y) f(x+hy) dy f(x) dx. \end{aligned}$$

Somit folgt also

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\hat{J}(h)] &= \mathbb{E}\left[\int \hat{f}_n^2(x) dx - 2\hat{G}\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\int \hat{f}_n^2(x) dx\right] - 2\mathbb{E}[\hat{G}] \\ &= \mathbb{E}\left[\int \hat{f}_n^2(x) dx\right] - 2\mathbb{E}\left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{f}_{n,-j}(X_j)\right] \\ &\stackrel{iid}{=} \mathbb{E}\left[\int \hat{f}_n^2(x) dx\right] - 2\mathbb{E}[\hat{f}_{n,-1}(X_1)] \\ &= \mathbb{E}\left[\int \hat{f}_n^2(x) dx - 2 \int \hat{f}_n(x) f(x) dx\right] = J(h). \end{aligned}$$

Aus dieser Herleitung sind auch die notwendigen Integrationsbedingungen an K und f erkennbar. Damit $\mathbb{E}[\hat{G}] < \infty$, muss für $h > 0$ also $y \mapsto K(y)f(x+hy) \in \mathcal{L}^1(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), \lambda)$ für jedes $x \in \mathbb{R}$ gelten. Betrachten wir

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left[\int \hat{f}_n^2(x) dx\right] &= \mathbb{E}\left[\frac{1}{(nh)^2} \int \left(\sum_{k=1}^n K\left(\frac{X_k - x}{h}\right)\right)^2 dx\right] \\ &\stackrel{\text{Fubini}}{=} \frac{1}{(nh)^2} \int \mathbb{E}\left[\left(\sum_{k=1}^n K\left(\frac{X_k - x}{h}\right)\right)^2\right] dx \\ &= \frac{1}{(nh)^2} \left\{ \sum_{k=1}^n \int \mathbb{E}\left[K^2\left(\frac{X_k - x}{h}\right)\right] dx + 2 \sum_{k \neq j} \int \mathbb{E}\left[K\left(\frac{X_k - x}{h}\right) K\left(\frac{X_j - x}{h}\right)\right] dx \right\} \\ &\stackrel{iid}{=} \frac{1}{nh} \int K^2(y) f(x+hy) dy dx + \frac{2(n-1)}{n^2} \int \left(\int K(y) f(x+hy) dy\right)^2 dx \end{aligned}$$

so können wir weiter sehen, dass die quadratische Integrationsannahme $y \mapsto K^2(y)f(x+hy) \in \mathcal{L}^1(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), \lambda)$ für alle $x \in \mathbb{R}$ ebenso erfüllt sein muss, damit $\mathbb{E}[\hat{J}(h)]$ für $h > 0$ existiert.

2.2.2 Implementierung der Kreuzvalidierung zur Bandweitenwahl

Wir implementieren die Kreuzvalidierung in zwei Schritten: wir schreiben erstens eine Funktion `fnJ` die das Kreuzvalidierungskriterium $\hat{J}(h)$ berechnet und zweitens eine Funktion `fnUCV` die dann das Kreuzvalidierungskriterium minimiert. Um das Integral über den quadratischen Kerndichteschätzer zu berechnen nutzen wir die R-Methode `integrate`. Für die Minimierung in `fnUCV` bedienen wir uns der R-Methode `optimize`.

```

fnJ <- function(X, K, h) {
  # This function computes the value of the unbiased cross validation criteria.
  # The minimum of this function in h gives an estimated "optimal" (in the
  # sense of mean integrated squared error) bandwidth.
  #
  # Args:
  #   X: Data sample on which the kernel density estimation is fitted
  #   K: Kernel function to be used for smoothing
  #   h: Smoothing bandwidth
  #
  # Returns:
  #   Function value

  n <- length(X)

  # Compute integral of squared kernel density estimator
  integrand <- function(x) {return(fnKernelDensityEst(x, X, K, h)^2)}
  SKDEInt <- integrate(integrand, -Inf, Inf)$value

  # Compute G
  mKernels <- K((1/h) * outer(X, X, FUN = "-"))
  diag(mKernels) <- 0
  G <- (1/(n*(n-1)*h)) * sum(mKernels)

  # Return function value of J
  return(SKDEInt - 2*G)
}

fnUCV <- function(X, K, hmin, hmax, tol = 0.1 * hmin) {
  # This function returns the minimum of the unbiased cross validation criteria
  # in h which is "optimal" in the sense of mean integrated squared error.
  # We use R's optimize function to find the minimum.
  #
  # Args:
  #   X: Data sample on which the kernel density estimation is fitted
  #   K: Kernel function to be used for smoothing
  #   hmin: Lower bound for optimal h
  #   hmax: Upper bound for optimal h
  #   tol: The desired accuracy
  #
  # Returns:
  #   Optimal bandwidth h*

  # Find and return the minimum using optimize
  fnTarget <- function(h) {return(fnJ(X, K, h))}
  h0pt <- optimize(fnTarget, c(hmin, hmax), tol = tol)
}

```

```

    return(h0pt$minimum)
}

```

Wir berechnen nun mit unserer Implementierung der Kreuzvalidierung die optimale Bandweite h^* für die bereits zuvor betrachteten Eruptionsdauern im Datensatz `faithful`. Für den Kerndichteschätzer wählen wir einen Gaußkern:

```

hmin <- 0.01
hmax <- 10
fnUCV(faithful$eruptions, fnGaussianKernel, hmin, hmax)

```

```
## [1] 0.102756
```

Vergleichen wir dieses Ergebnis mit der optimalen Bandweite gemäß der R-Methode `bw.ucv` (bandwidth unbiased cross validation), so erhalten wir ein sehr ähnliches Ergebnis:

```
bw.ucv(faithful$eruptions)
```

```
## [1] 0.1019193
```

Es ist anzunehmen, dass die Implementierung der erwartungstreuen Kreuzvalidierung in `bw.ucv` effizienter ist als unsere, da die R-Methode nur für einen Gaußkern implementiert ist, d.h. hierfür ggf. analytische Möglichkeiten ausgenutzt wurden. Im Vergleich dazu besteht in unserer Implementierung die Möglichkeit weitere Kerne anzuwenden.

2.3 m -nächste Nachbarn

Zusätzlich zur Kerndichteschätzung mit fixer Bandweite $h > 0$ wollen wir die m -nächste Nachbarn Methode mit variabler Bandweite implementieren. Für eine Stelle $x \in \mathbb{R}$ ist die Bandweite $h(x, m)$ bei der $knn(m)$ -Methode durch den Abstand von x zum m -nächsten Nachbarn definiert.

```

fnMNearestNeighbors <- function(x, X, K, m) {
  # This function computes the kernel density estimates for a given sample X and
  # kernel K with variable bandwidths h for every point, which are determined by
  # the m-nearest neighbor approach
  #
  # Args:
  #   x: Points for which the kernel density estimates are computed
  #   X: Data sample on which the kernel density estimation is fitted
  #   K: Kernel function to be used for smoothing
  #   m: Neighbor position
  #
  # Returns:
  #   A vector of the nearest neighbor kernel density estimates at points x

  n <- length(X)

  # Compute bandwidth for every point x
  h <- apply(abs(outer(X, x, "-")), 2, sort)[m,]

  # Compute kernel density estimation values using outer
  mKernels <- K((1/t(matrix(rep(h, n), ncol = n))) * outer(X, x, FUN = "-"))
  return((1/(n*h)) * colSums(mKernels))
}

```

Betrachten wir die $knn(m)$ -Schätzungen für standard-normalverteilte Daten wiederum für den Rechteckskern, Gaußkern sowie Epanechnikov-Kern für verschiedene m :

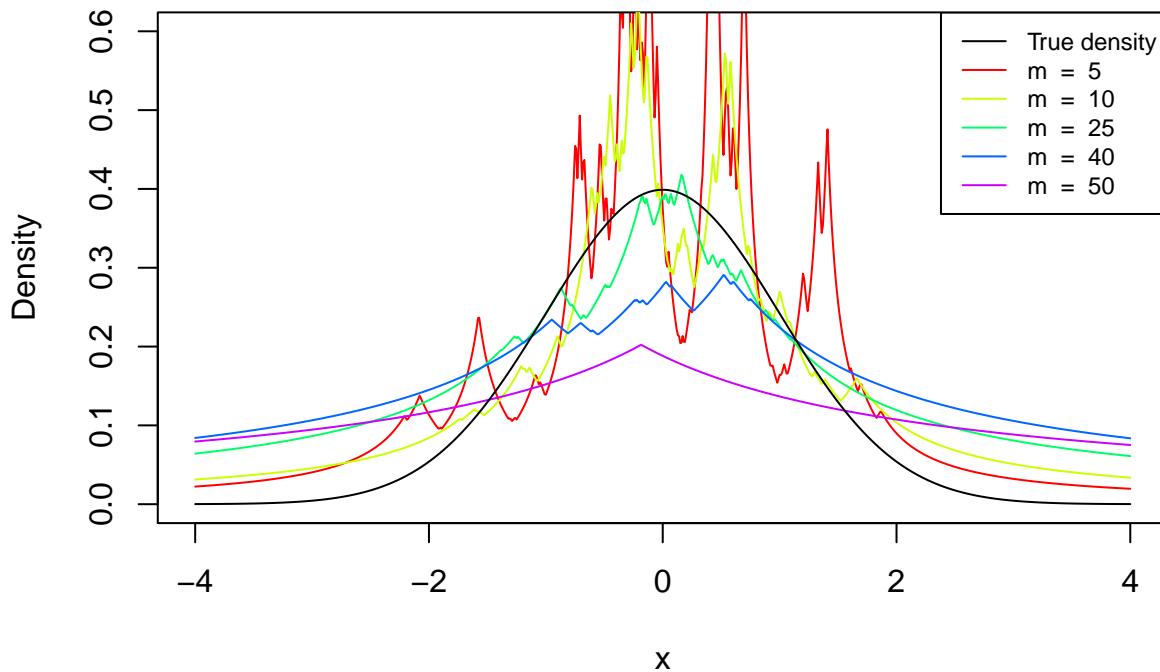
```
# Generate sample
set.seed(42)
n <- 50
X <- rnorm(n)

# Define points to estimate kernel density on
x <- seq(-4, 4, 0.01)

# Define vector of neighbor positions m
m <- c(5,10,25,40,50)

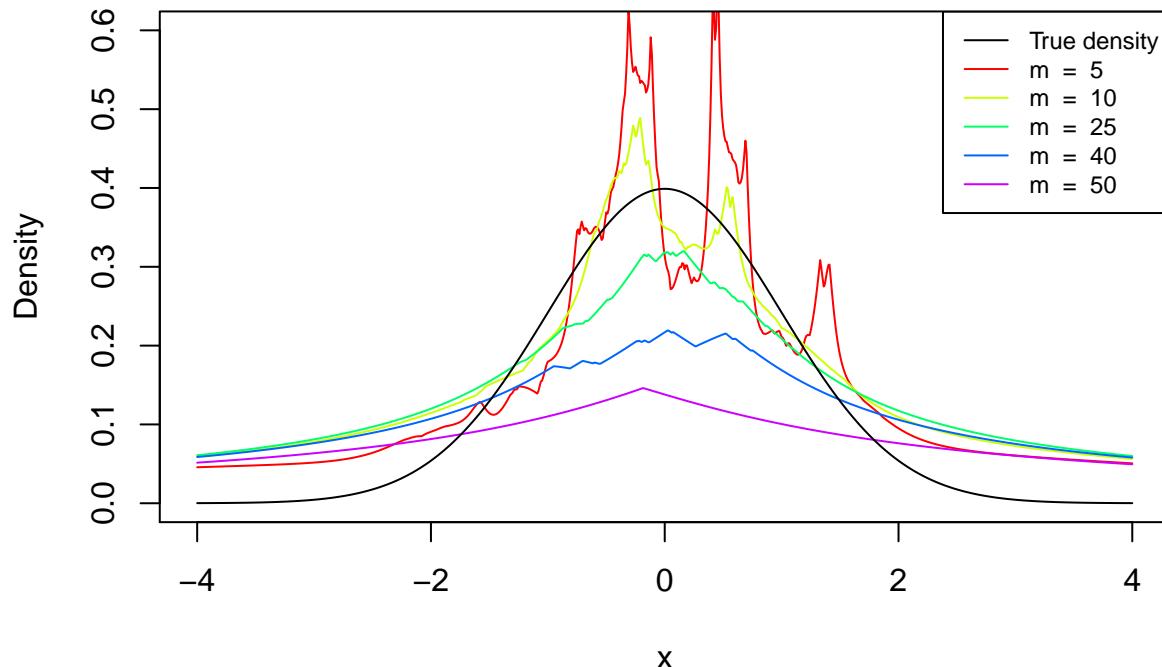
# Nearest Neighbor Rectangular kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnRectangularKernel, vm = m,
             fnEstimation = fnMNearestNeighbors,
             title = "Nearest Neighbor Rectangular Kernel Density Estimation",
             trueDensity = dnorm, ylim = c(0, 0.6))
```

Nearest Neighbor Rectangular Kernel Density Estimation



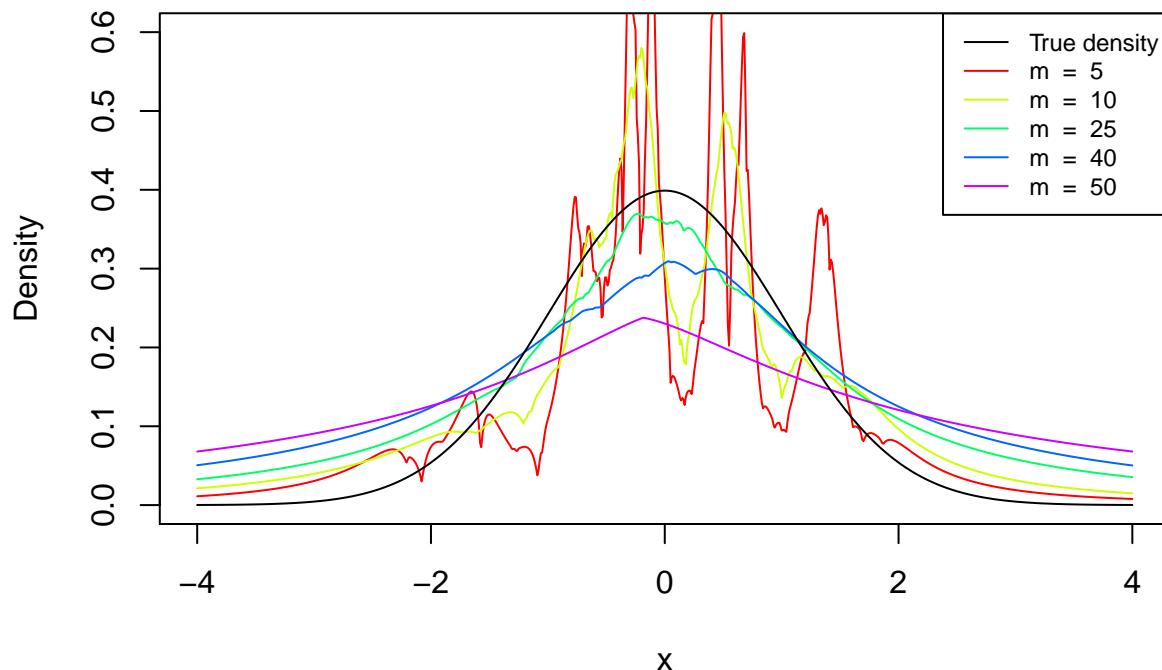
```
# Nearest Neighbor Gaussian kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnGaussianKernel, vm = m,
             fnEstimation = fnMNearestNeighbors,
             title = "Nearest Neighbor Gaussian Kernel Density Estimation",
             trueDensity = dnorm, ylim = c(0, 0.6))
```

Nearest Neighbor Gaussian Kernel Density Estimation



```
# Nearest Neighbor Epanechnikov kernel density estimation
fnKernelPlot(x, X, fnEpanechnikovKernel, vm = m,
             fnEstimation = fnMNearestNeighbors,
             title = "Nearest Neighbor Epanechnikov Kernel Density Estimation",
             trueDensity = dnorm, ylim = c(0, 0.6))
```

Nearest Neighbor Epanechnikov Kernel Density Estimation



Im Vergleich zur Kerndichteschätzung mit fixer Bandweite $h > 0$ passt die $knn(m)$ -Methode die Bandweite in Abhängigkeit des Abstands der Stelle x zu den m -nächsten Datenpunkten aus X_1, \dots, X_n variabel an. Dies hat zur Folge, dass die Bandweiten zu x in Umgebungen, in welchen sich Datenpunkte häufen, kleiner gewählt werden und somit lokaler geschätzt wird. Dagegen wird für Stellen x , für welche die Umgebung zum m -nächsten Nachbarn groß ist eine größere Bandweite gewählt, was eine globalere Schätzung zur Folge hat. Diese Überlegung wird in den Plots bestätigt. In kleineren Umgebungen um 0, in welchen sich die standard-normalverteilten Zufallszahlen häufen, oszillieren die $knn(m)$ -Schätzungen stärker als in den Tails. Damit wird tendenziell in kleineren Umgebungen um 0 unterglättet und in den Tails überglättet. Weiter lässt sich wie zu erwarten erkennen, dass mit größerem m die Schätzungen glatter werden, da für größeres m die Bandweiten $h(x, m)$ für alle Stellen x verhältnismäßig größer werden.

Insgesamt ist im Vergleich zur Kerndichteschätzung mit fixer Bandweite $h > 0$ tendenziell eine stärkere Oszillation der Schätzungen festzustellen.

3 Bildentrauschen

In dieser Aufgabe wollen wir mit Hilfe des Nadaraya-Watson-Schätzers versuchen Bilder zu entrauschen. Zunächst laden wir das Bild `lena.png` und wandeln es in Graustufen um:

```
# Load package
library(EBImage)

# Load image from parent directory
imgLenaColor <- readImage("lena.png")

# Change image to grayscale
imgLenaGray <- channel(imgLenaColor, "gray")

# Display images
par(mfrow = c(1,2))
display(imgLenaColor, method = "raster")
display(imgLenaGray, method = "raster")
```



Als nächstes implementieren wir eine Funktion die es uns ermöglicht ein verrauschtes Bild zu erzeugen, wobei die Verteilung des Rauschens sowie das Rauschniveau spezifiziert werden kann:

```
fnAddNoise <- function(img, rnoise, ...) {
  # This function adds noise specified by rnoise to a grayscale image. If the
  # image is not grayscale, it gets converted to grayscale first.
  #
  # Args:
  #   img:     Image
  #   rnoise: Random noise generation function (e.g. rnorm for Gaussian noise)
  #   ...:    Further arguments passed to or from other methods
  #
  # Returns:
  #   Grayscale image with added noise

  # Check if grayscale and convert if necessary
  if(colorMode(img) != 0) {img <- channel(img, "gray")}

  # Add noise
  m <- dim(img)[1]
  p <- dim(img)[2]
  imgNoise <- Image(imageData(img) + matrix(rnoise(m*p, ...), m, p))

  # Adjust values below 0 and above 1
  imgNoise[imgNoise < 0] <- 0
  imgNoise[imgNoise > 1] <- 1

  return(imgNoise)
}
```

Betrachten wir drei verrauschte Bilder mit Gaußschem Rauschen für unterschiedliche Rauschniveaus:

```
imgLenaNoise1 <- fnAddNoise(imgLenaGray, rnorm, sd = 0.1)
imgLenaNoise2 <- fnAddNoise(imgLenaGray, rnorm, sd = 0.25)
imgLenaNoise3 <- fnAddNoise(imgLenaGray, rnorm, sd = 0.5)

par(mfrow = c(1,3))
display(imgLenaNoise1, method = "raster")
display(imgLenaNoise2, method = "raster")
display(imgLenaNoise3, method = "raster")
```



3.1 Nadaraya-Watson-Schätzer

In diesem Abschnitt wollen wir einen geeigneten Nadaraya-Watson-Schätzer zur Bildentrausung angeben sowie effizient implementieren.

Dazu zeigen wir zunächst, dass $K_2(x, y) := K(x)K(y)$, $x, y \in \mathbb{R}$ für einen eindimensionalen Kern K einen zweidimensionalen Kern definiert: Da K ein eindimensionaler Kern ist, ist K eine nichtnegative, reelle Funktion mit

$$\int K(y) dy = 1 \quad \text{und} \quad K(x) = K(-x) \quad \text{für alle } x \in \mathbb{R}.$$

Damit ist K_2 nichtnegative, reelle Funktion mit

$$\int K_2(x, y) d(x, y) = \int \int K(x)K(y) dx dy = 1^2 = 1$$

nach Fubini sowie

$$K_2(x, y) = K(x)K(y) = K(-x)K(-y) = K_2(-x, -y)$$

für alle $x, y \in \mathbb{R}$.

Als nächstes geben wir einen geeigneten Nadaraya-Watson-Schätzer an, um die Pixel des ursprünglichen Bildes $(f(i, j))_{i=1, \dots, m, j=1, \dots, p}$ aus den Pixeln des verrauschten Bildes $Y = (Y_{ij})_{i=1, \dots, m, j=1, \dots, p}$ mit $Y_{ij} = f(i, j) + \varepsilon_{ij}$ für $\varepsilon_{ij} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$ mit Rauschniveau $\sigma > 0$ zu schätzen.

Die Idee der Entrausung ist es, den Pixel des urprünglichen Bildes mit Pixeln aus einer Umgebung des zu entrauschenden Pixels zu schätzen. Wir betrachten daher die Designpunkte $(i, j) \in \{1, \dots, m\} \times \{1, \dots, p\}$ als Regressoren in der nichtparametrischen Regression, d.h.

$$\hat{f}_{mp}(i, j) := \operatorname{argmin}_{y \in [0, 1]} \left(\sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^p \|Y_{kl} - y\|^2 w_{kl}(i, j) \right) = \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^p w_{kl}(i, j) Y_{kl}.$$

Für den Nadaraya-Watson-Schätzer wählen wir nun den zuvor eingeführten zweidimensionalen Kern $K_2(i, j) = K(i)K(j)$ für einen Designpunkt (i, j) und eindimensionalen Kern K . Damit erhalten wir folgende Gewichte:

$$w_{kl}(i, j) = \frac{K_2\left(\frac{k-i}{h}, \frac{l-j}{h}\right)}{\sum_{s=1}^m \sum_{t=1}^p K_2\left(\frac{s-i}{h}, \frac{t-j}{h}\right)} = \frac{K\left(\frac{k-i}{h}\right)K\left(\frac{l-j}{h}\right)}{\left(\sum_{s=1}^m K\left(\frac{s-i}{h}\right)\right)\left(\sum_{t=1}^p K\left(\frac{t-j}{h}\right)\right)}$$

für $(i, j), (k, l) \in \{1, \dots, m\} \times \{1, \dots, p\}$ und Bandweite $h > 0$. Da der zweidimensionale Kern K_2 als Produkt eines eindimensionalen Kerns K definiert ist, bedeutet dies für Kerne K , die symmetrisch um 0 monoton fallen (z.B. Gaußkern), dass Pixel, die diagonal zum entrauschenden Pixel liegen, weniger für die Entrausung gewichtet werden als Pixel, die horizontal oder vertikal zum entrauschenden Pixel liegen, obwohl sie in beiden Fällen nur einen Pixel vom Zentrum entfernt sind. Für den auf $[-1, 1]$ konstanten Rechteckskern findet dagegen eine gleiche Gewichtung aller Pixel eines „angrenzenden Pixelringes“ statt, d.h. diagonale, horizontale und vertikale Abstände (gemessen in Pixeln) werden gleich gewichtet.

Bevor wir den Nadaraya-Watson-Schätzer in R implementieren, wollen wir dessen Berechnung als Matrizenprodukt darstellen: Es ist

$$\hat{f}_{mp}(i, j) = \frac{1}{\left(\sum_{s=1}^m K\left(\frac{s-i}{h}\right)\right)\left(\sum_{t=1}^p K\left(\frac{t-j}{h}\right)\right)} \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^p K\left(\frac{k-i}{h}\right)K\left(\frac{l-j}{h}\right) Y_{kl}$$

Daher definieren wir zwei Matrizen $M \in \mathbb{R}^{m \times m}$ und $N \in \mathbb{R}^{p \times p}$ durch

$$M := \left(\frac{K\left(\frac{k-i}{h}\right)}{\sum_{s=1}^m K\left(\frac{s-i}{h}\right)} \right)_{i=1, \dots, m, k=1, \dots, m} \quad \text{und} \quad N := \left(\frac{K\left(\frac{l-j}{h}\right)}{\sum_{t=1}^p K\left(\frac{t-j}{h}\right)} \right)_{j=1, \dots, p, l=1, \dots, p}.$$

Damit folgt also, dass $\hat{f}_{mp}(i, j) = (MYN^\top)_{i,j}$, was eine effiziente Implementierung in R ermöglicht. Wir implementieren den Nadaraya-Watson-Schätzer für einen allgemeinen Kern K daher wie folgt:

```

fnNadarayaWatson <- function(img, K, h) {
  # The Nadaraya-Watson-estimator with weights defined by kernel K and bandwidth
  # h for denoising/smoothing an image
  #
  # Args:
  #   img: Image to be denoised
  #   K: Smoothing kernel used in weights
  #   h: Bandwidth used in weights
  #
  # Returns:
  #   Denoised/smoothed image

  # Check if grayscale and convert if necessary
  if(colorMode(img) != 0) {img <- channel(img, "gray")}

  # Get Y and dimensions
  Y <- imageData(img)
  m <- dim(img)[1]
  p <- dim(img)[2]

  # Generate M and N
  M <- K((1/h) * outer(1:m, 1:m, FUN = "-"))
  M <- M / rowSums(M)

  N <- K((1/h) * outer(1:p, 1:p, FUN = "-"))
  N <- N / rowSums(N)

  return(Image(M %*% Y %*% t(N)))
}

```

Als nächstes testen wir unsere Implementierung des Nadaraya-Watson-Schätzers mit einem Gauß- und Rechteckskern für verschiedene Bandweiten h und unterschiedliche Rauschniveaus σ und schreiben hierfür eine allgemeine Plot-Funktion:

```

fnEvalNWGaussianNoise <- function(img, vsigma, vh) {
  # This function is a wrapper to compare the denoising results of images with
  # different levels of Gaussian noise for the Nadaraya-Watson-estimator with
  # weights defined by the Gaussian kernel and rectangular kernel respectively
  # for different bandwidths h.
  #
  # Args:
  #   img: Image
  #   vsigma: Vector of standard deviations used to add noise
  #   vh: Vector of bandwidths used in weights of the
  #       Nadaraya-Watson-estimator
  #
  # Returns:
  #   -

  # Define helper function for label implementation
  fnLabel <- function(label) {
    text(x = 20, y = 20, adj = c(0,1), col = "red", cex = 1.5, label = label)
  }
}

```

```

# Set size of frame
par(mfrow = c(1, length(vsigma)))

# Initialize noise image list
imagesNoise <- list()

for (i in 1:length(vsigma)) {
  # Add noise to image and plot
  imgNoise <- fnAddNoise(img, rnorm, sd = vsigma[i])
  imagesNoise[i] <- list(imgNoise)
  display(imgNoise, method = "raster")
  fnLabel(substitute(paste(sigma, "=", sd), list(sd=vsigma[i])))
}

# Set size of frame for plots below
par(mfrow = c(length(vh), length(vsigma)))

cat('Gaussian kernel')
for (h in vh) {
  # NW-Denoising with Gaussian kernel
  for (i in 1:length(vsigma)) {
    display(fnNadarayaWatson(imagesNoise[[i]], fnGaussianKernel, h),
            method = "raster")
    fnLabel(substitute(paste(sigma, "=", sd, ", h=", h),
                      list(sd=vsigma[i], h=h)))
  }
}

cat('Rectangular kernel')
for (h in vh) {
  # NW-Denoising with rectangular kernel
  for (i in 1:length(vsigma)) {
    display(fnNadarayaWatson(imagesNoise[[i]], fnRectangularKernel, h),
            method = "raster")
    fnLabel(substitute(paste(sigma, "=", sd, ", h=", h),
                      list(sd=vsigma[i], h=h)))
  }
}
}

```

Betrachten wir die Ergebnisse für lena.png:

```

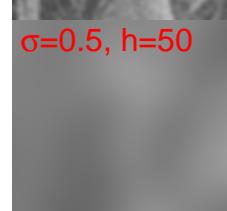
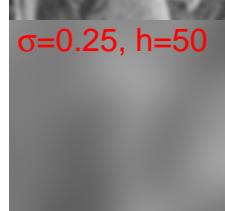
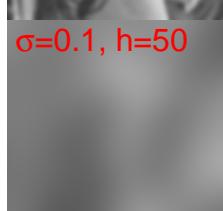
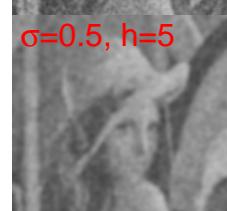
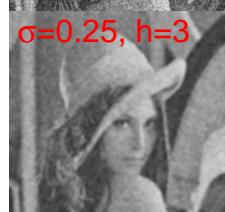
sigma <- c(0.1, 0.25, 0.5)
h <- c(1, 3, 5, 50)

# Lena
fnEvalNWGaussianNoise(imgLenaGray, sigma, h)

```



Gaussian kernel



Rectangular kernel



Wir können sehen, dass natürlicherweise mit größerem Rauschniveau σ das Bildentrauschen schwieriger fällt. Mit größerer Bandweite h wird auch die Umgebung um den zu entrauschenden Pixel der für die Schätzung gewichtigen Pixel größer, d.h. die Schätzung ist das gewichtete Mittel von Pixeln einer größeren Umgebung. In der Folge verwischt das Bild stärker bzw. wird weicher. Kanten verschmieren und Kontraste zwischen den Farbflächen werden reduziert. Vergleichen wir die Ergebnisse der beiden unterschiedlichen Kerne, so können wir sehen, dass der Gaußkern „radial“ mittelt, wohingegen der Rechteckskern den Pixel umschließende Quadrate zur Mittelung heranzieht. Tatsächlich steuert für den Rechteckskern die Bandweite h genau die Größe des zur Mittelung herangezogenen Quadrates. Wählt man $h = 1$, so werden nur alle dem zu entrauschenden Pixel angrenzenden Pixel (sowie der Pixel selbst) zur Mittelung benutzt. Somit erhalten wir für einen Pixel (der nicht am Rand liegt) ein 3×3 Quadrat über welches gemittelt wird. Allgemein wird also für Pixel (die hinreichend weit vom Rand entfernt liegen) ein $(2h + 1) \times (2h + 1)$ zur Mittelung herangezogen. Dieser Effekt wird für die sehr große Bandweite $h = 50$ verdeutlicht. Hier ist beim Entrauschen mit Rechtseckskern ein „Schachbrettmuster“ zu erkennen.

Wiederholen wir die Analyse für ein weiteres Bild `porsche.jpg`:

```
sigma <- c(0.1, 0.25, 0.5)
h <- c(1, 3, 5, 50)

# Porsche
imgPorsche <- readImage("porsche.jpeg")
fnEvalNWGaussianNoise(imgPorsche, sigma, h)
```



Gaussian kernel



Rectangular kernel



Beim Bildentrauschen von `porsche.jpg` sind dieselben Effekte wie zuvor für verschiedene Bandweiten und Rauschniveaus sowie die beiden unterschiedlichen Kerne zu beobachten.

Abschließend wollen wir den Nadaraya-Watson-Schätzer auf Robustheit untersuchen und dazu die Bilder mit nicht normalverteiltem Rauschen belegen. Stattdessen wählen wir t -verteiltes Rauschen, wodurch häufiger Ausreißer generiert werden:

```
fnEvalNWCauchyNoise <- function(img, vdf, vh) {
  # This function is a wrapper to compare the denoising results of images with
  # different levels of t-distributed noise for the Nadaraya-Watson-estimator
  # with weights defined by the Gaussian kernel and rectangular kernel
  # respectively for different bandwidths h.
  #
  # Args:
  #   img: Image
  #   vdf: Vector of degrees of freedom used to add noise
  #   vh: Vector of bandwidths used in weights of the
  #        Nadaraya-Watson-estimator
  #
  # Returns:
  #   -
  #

  # Define helper function for label implementation
  fnLabel <- function(label) {
    text(x = 20, y = 20, adj = c(0,1), col = "red", cex = 1.5, label = label)
  }
}
```

```

# Set size of frame
par(mfrow = c(1, length(vdf)))

# Initialize noise image list
imagesNoise <- list()

for (i in 1:length(vdf)) {
  # Add noise to image and plot
  imgNoise <- fnAddNoise(img, rt, df = vdf[i])
  imagesNoise[i] <- list(imgNoise)
  display(imgNoise, method = "raster")
  fnLabel(substitute(paste("df=", df), list(df=vdf[i])))
}

# Set size of frame for plots below
par(mfrow = c(length(vh), length(vdf)))

cat('Gaussian kernel')
for (h in vh) {
  # NW-Denoising with Gaussian kernel
  for (i in 1:length(vdf)) {
    display(fnNadarayaWatson(imagesNoise[[i]], fnGaussianKernel, h),
            method = "raster")
    fnLabel(substitute(paste("df=", df, ", h=", h),
                      list(df=vdf[i], h=h)))
  }
}

cat('Rectangular kernel')
for (h in vh) {
  # NW-Denoising with rectangular kernel
  for (i in 1:length(vdf)) {
    display(fnNadarayaWatson(imagesNoise[[i]], fnRectangularKernel, h),
            method = "raster")
    fnLabel(substitute(paste("df=", df, ", h=", h),
                      list(df=vdf[i], h=h)))
  }
}
}

```

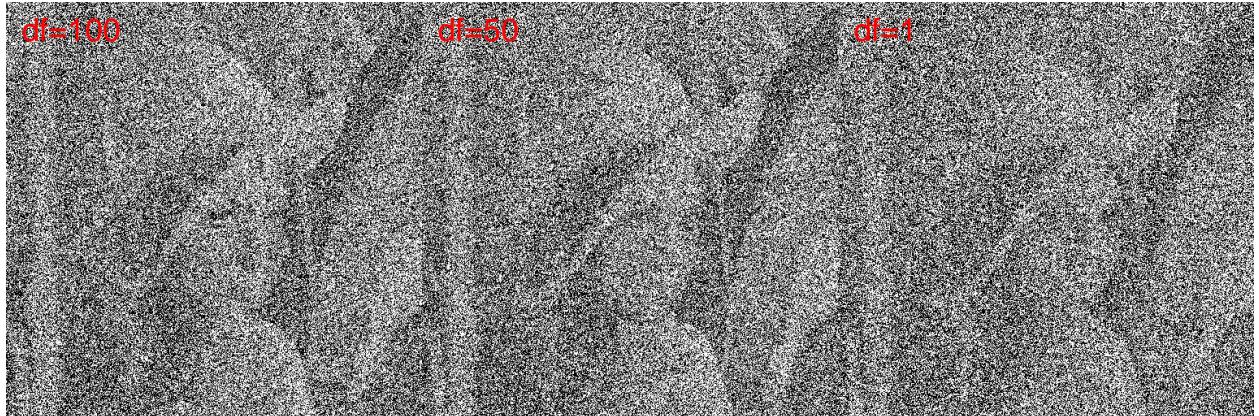
Betrachten wir erneut die Ergebnisse für lena.png:

```

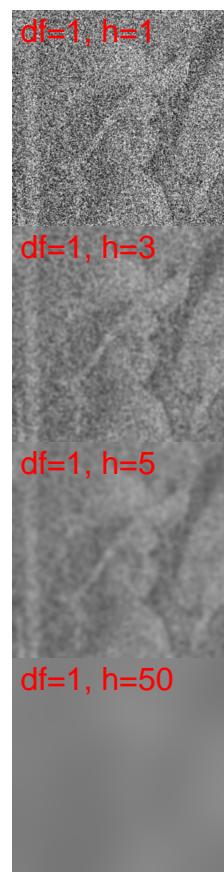
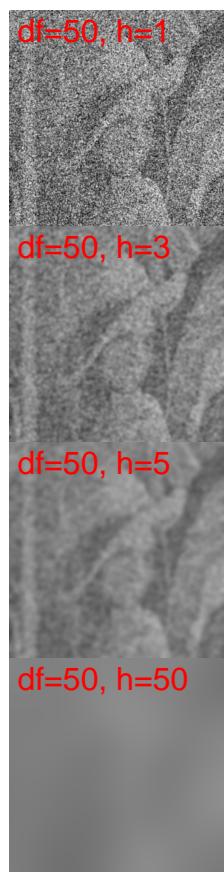
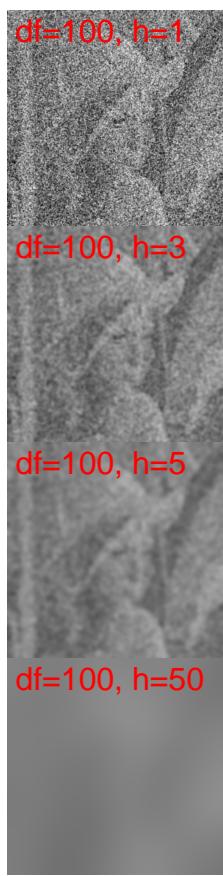
df <- c(100, 50, 1)
h <- c(1, 3, 5, 50)

# Lena
fnEvalNWCauchyNoise(imgLenaGray, df, h)

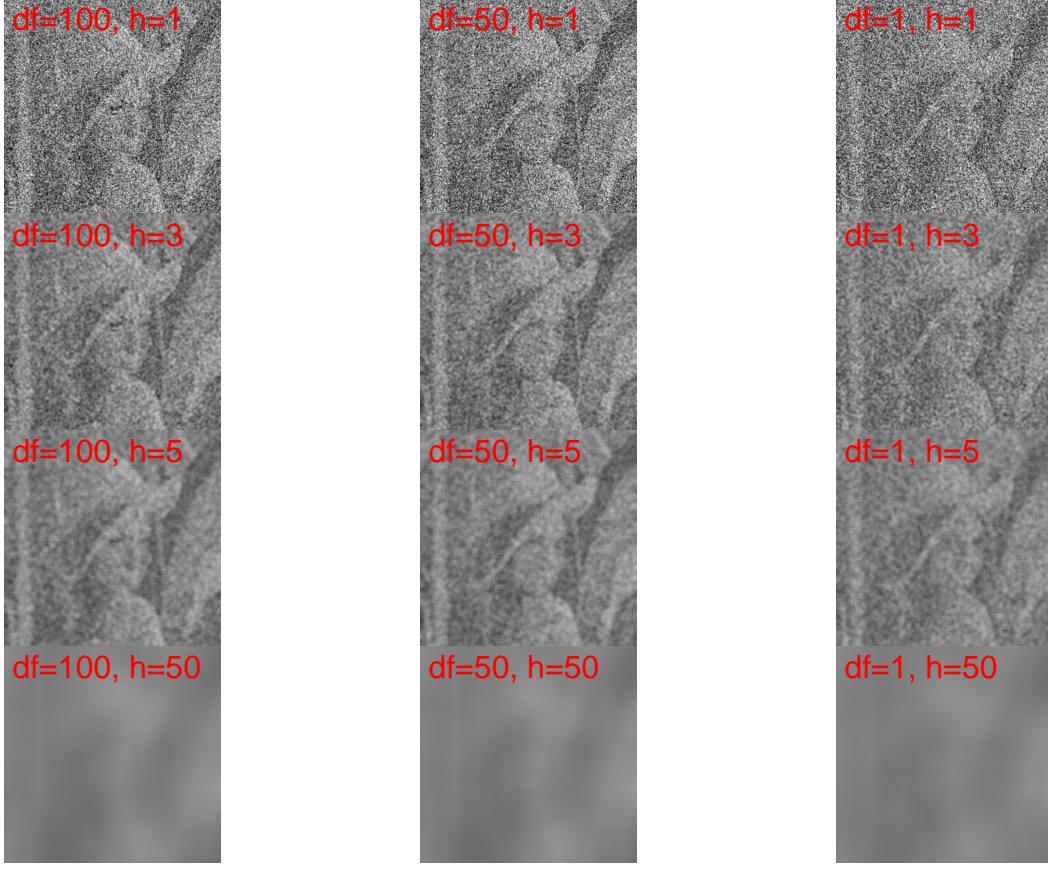
```



Gaussian kernel



Rectangular kernel



Um einen robusteren Schätzer zu erhalten könnten wir, wie in der parametrischen Regression, anstelle der kleinsten quadratischen Abstände die kleinsten absoluten Abstände betrachten, d.h. folgendes Problem betrachten:

$$\operatorname{argmin}_{y \in [0,1]} \left(\sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^p |Y_{kl} - y| w_{kl}(i,j) \right).$$

Die Lösung des Problems ist dann der gewichtete Median, d.h. für das geordnete sample $Y_{k_1 l_1}^{(1)}, \dots, Y_{k_m l_m}^{(mp)}$ mit Gewichten $w_{k_1 l_1}(i,j), \dots, w_{k_m l_m}(i,j)$ erfüllt der gewichtete Median $Y_{k_M l_M}^{(M)}$

$$\sum_{t=1}^{M-1} w_{k_t l_t}(i,j) < \frac{1}{2} \quad \text{und} \quad \sum_{t=M+1}^{mp} w_{k_t l_t}(i,j) \leq \frac{1}{2}.$$

3.2 Weitere Methoden zur Bildentrauschung

3.2.1 Rangordnungsfilter

Bei Rangordnungsfilter wird eine bestimmte Anzahl von Grauwerten in einer Umgebung eines Pixels betrachtet. Die so erfassten Grauwerte werden dem Rang nach in einer Liste sortiert, also nach Größe des Grauwertes. Der aktuell betrachtete Pixel wird durch einen Grauwert aus der Liste ersetzt. Dabei kann für die Wahl der Position ein beliebiges Verfahren eingesetzt werden, z.B. Minimumfilter (minimaler Wert aus der Liste), Maximumfilter (maximaler Wert aus der Liste), Medianfilter (der Grauwert in der Mitte der Liste), etc.

Rangordnungsfilter eignen sich für Bilder mit Ausreißern, also z.B. Kratzer oder einzelne deutlich abweichende Pixel.

3.2.2 Frequenzraumfilter

Ein Bild kann sowohl im Ortsraum, als auch im Freuqenzraum beschrieben werden. Zur Transformation aus dem Ortsraum in den Frequenzraum wird eine diskrete Fouriertransformation durchgeführt. Anschließend können verschiedene Filter verwendet werden, z.B. Hochpass- oder Tiefpassfilter. Zufälliges Rauschen kann als hochfrequent angenommen werden, weshalb sich hier ein Tiefpassfilter eignen würde (die niedrigen Frequenzen bleiben unverändert). Dabei kann der Filter “hart” abschneiden oder einen Übergangsbereich definieren. Nach der Filterung werden die Daten wieder in den Ortsraum zurück transformiert.

Anwendungsfälle für den Frequenzraumfilter ergeben sich je nach Fragestellung. Für verschiedene Fälle eignen sich entsprechende Filter im Frequenzraum.