

# RDG-Streuung an verdünnten, polydispersen Kolloiddispersionen

$$I_{poly}(q) = C \cdot N \cdot \int_0^R R^6 P(qR) G(R) dR$$

$G(R)$  = Teilchengrößenverteilung (TGV)

$P(qR)$  = Teilchenformfaktor

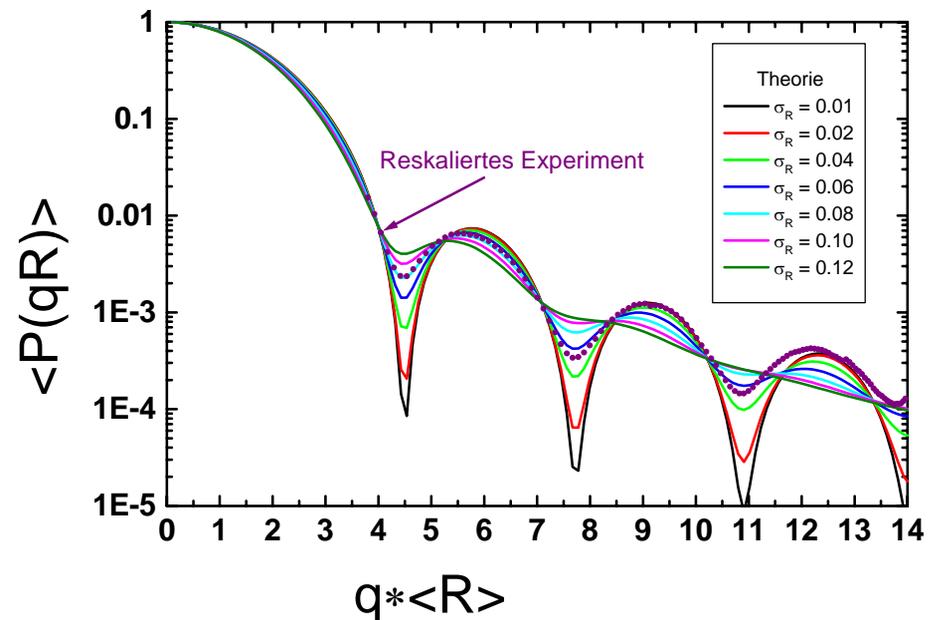
$N$  = Teilchenzahl

$$C = \frac{I_0}{r^2} \frac{4\pi n_M^2}{\lambda_0^2} (n_P - n_M)^2$$

Kontrast

$$\langle P(qR) \rangle = \frac{\int_0^R R^6 P(qR) G(R) dR}{\int_0^R R^6 G(R) dR}$$

$$G(R) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_R^2}} e^{-\frac{(R-\langle R \rangle)^2}{2\sigma_R^2}}$$

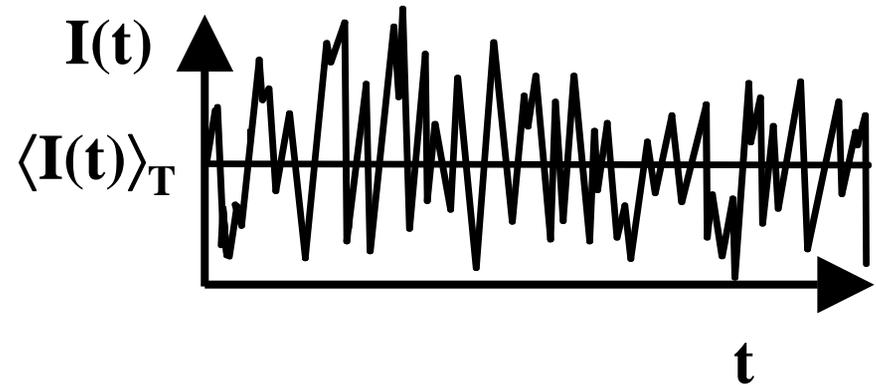


# Dynamische Lichtstreuung (DLS): Bestimmung der Partikelradien über Messung von Diffusionskoeffizienten

Zeitabhängigkeit der Partikelpositionen → Zeitabhängigkeit der Streuintensität

$$I(q, t) = C \cdot P(q) \cdot \sum_j \sum_k e^{i\vec{q}\vec{r}_j(t)} e^{-i\vec{q}\vec{r}_k(t)}$$

$$C = \frac{I_0 b^2(0)}{r^2}$$



SLS: Messung des Zeitmittels  $\langle I(q, t) \rangle_T$  über die Intensitätsfluktuationen

$$\langle I(q, t) \rangle_T = N \cdot C \cdot P(q) \cdot S(q)$$

$$S(q) = (1/N) \sum_j \sum_k \left\langle e^{i\vec{q}\vec{r}_j(t)} e^{-i\vec{q}\vec{r}_k(t)} \right\rangle_E$$

$$\xrightarrow{c_{\text{polymer}} \rightarrow 0}$$

$$\langle I(q, t) \rangle_T = N \cdot C \cdot P(q)$$

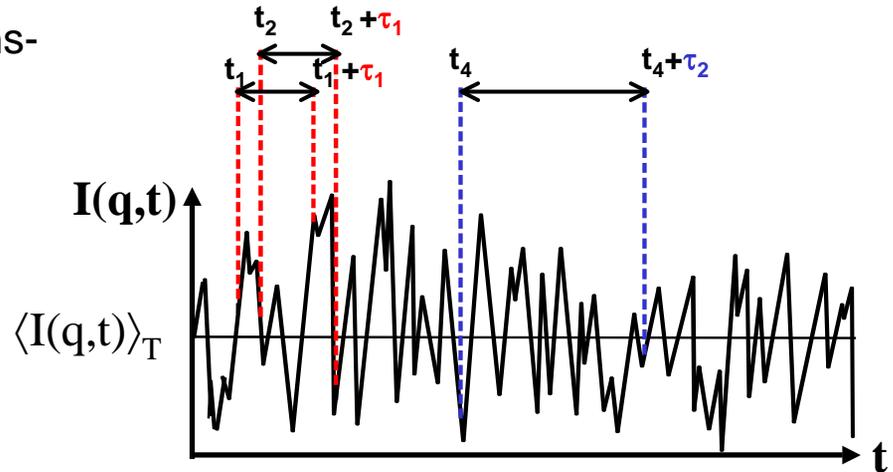
$$S(q) = 1$$

$S(q)$ : Statischer Strukturfaktor ↔ Nahordnung = mittlere Anordnung der Teilchen

# Charakterisierung der Partikelbewegung über Korrelationsfunktionen

Konstruktion der Intensitätsautokorrelationsfunktion über Hardware-Korrelator

$$g_T^{(2)}(q, \tau) = \frac{\langle I(q, t) I(q, t + \tau) \rangle_T}{\langle I(q, t) \rangle_T^2}$$



Berechnung der Feldautokorrelationsfunktion über die Siegert-Relation

$$g_T^2(q, \tau) = 1 + c |f(q, \tau)|^2$$

Reziproke Zahl der detektierten  
Kohärenzflächen

Verknüpfung mit Teilchenbewegung  
über Brownsche Molekularbewegung

$$\lim_{c \rightarrow 0} f(q, \tau) = e^{-Dq^2\tau}$$

# Polydispersitätseffekte in der dynamischen Lichtstreuung

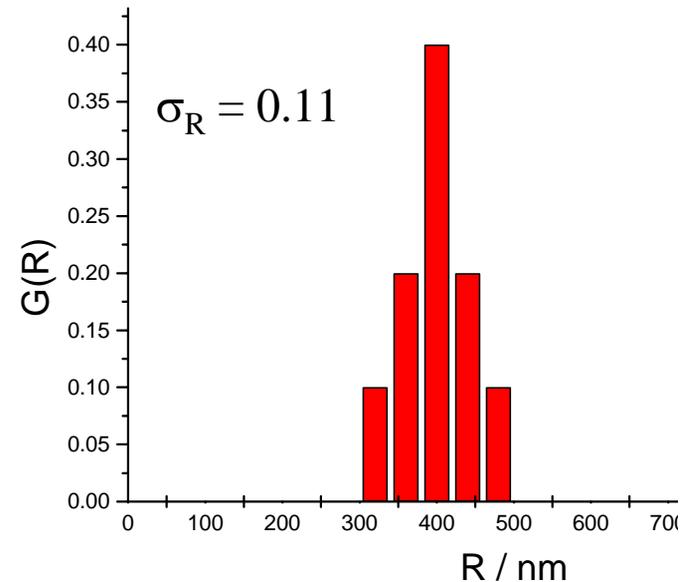
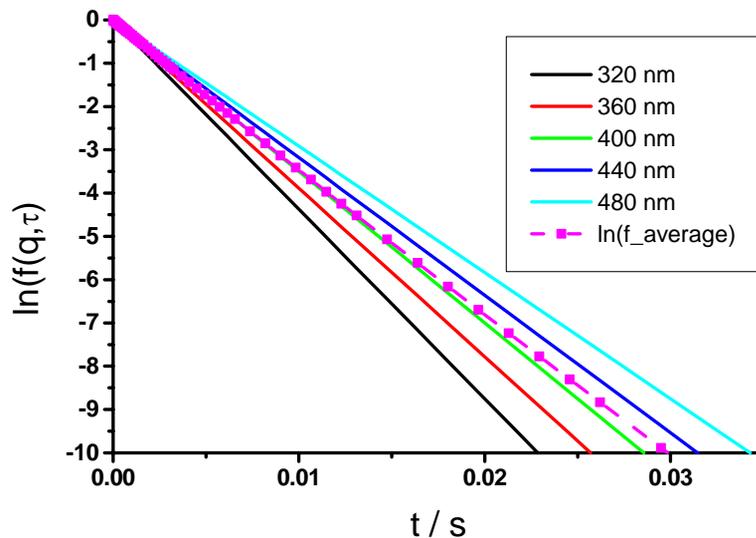
## I. Die Kumulanten-Entwicklung

TGV  $G(R) \Rightarrow$  Verteilung von Diffusionskoeffizienten  $G(D)$

$G(D) \Rightarrow$  Superposition von Exponentialfunktionen

$$f_{poly}(q, \tau) = \int_0^{\infty} G(D) f(q, \tau) dD =$$

$$= \int_0^{\infty} G(D) e^{-q^2 D \tau} dD; \quad D = D(R_H)$$



Entwicklung von  $\ln f(q, \tau)$  in eine Potenzreihe:

$$\ln f(q, \tau) = -\kappa_1 \tau + \frac{1}{2!} \kappa_2 \tau^2 - \frac{1}{3!} \kappa_3 \tau^3 + \dots$$

$$\kappa_1 = \langle D \rangle q^2 ; \quad \kappa_2 = \left( \langle D^2 \rangle - \langle D \rangle^2 \right)$$

$$\sigma_D = \frac{\sqrt{\left( \langle D^2 \rangle - \langle D \rangle^2 \right)}}{\langle D \rangle} = \frac{\sqrt{\kappa_2}}{\kappa_1}$$

Problem:  $D \propto R^{-1}$

$$\Rightarrow \sigma_D \neq \sigma_R \quad \text{da} \quad \langle R^{-n} \rangle \neq \langle R^n \rangle^{-1}$$

Nur für  $\sigma_R \lesssim 0.1$  gilt  $\sigma_D \approx \sigma_R$

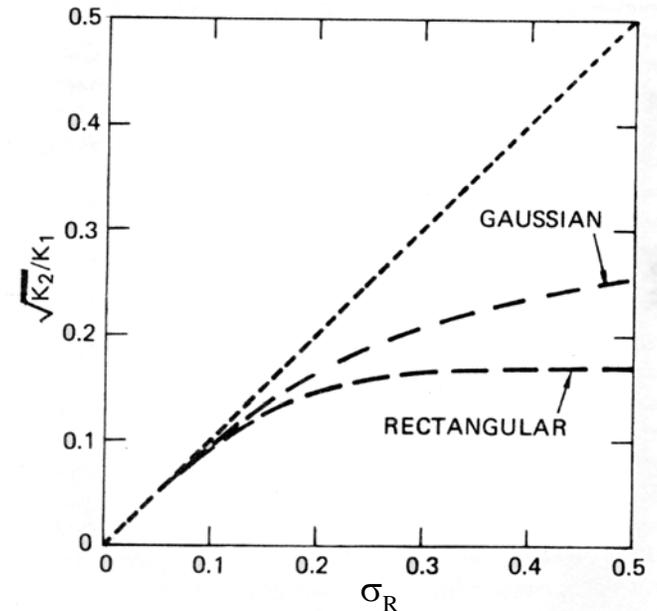
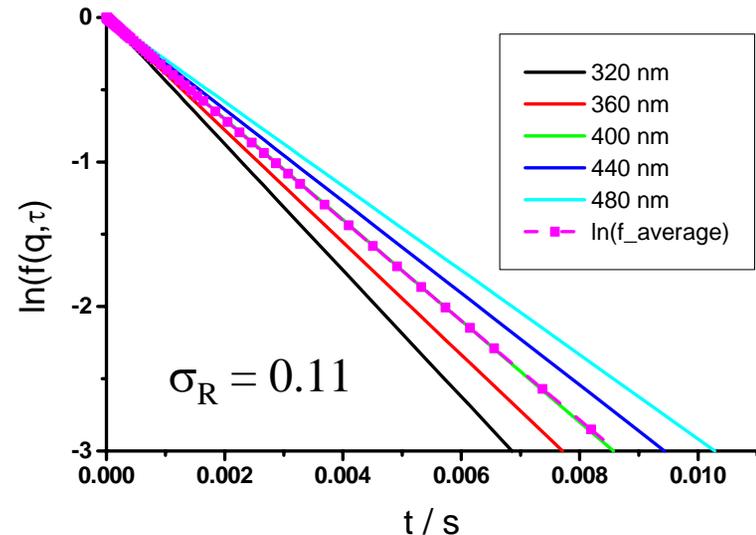
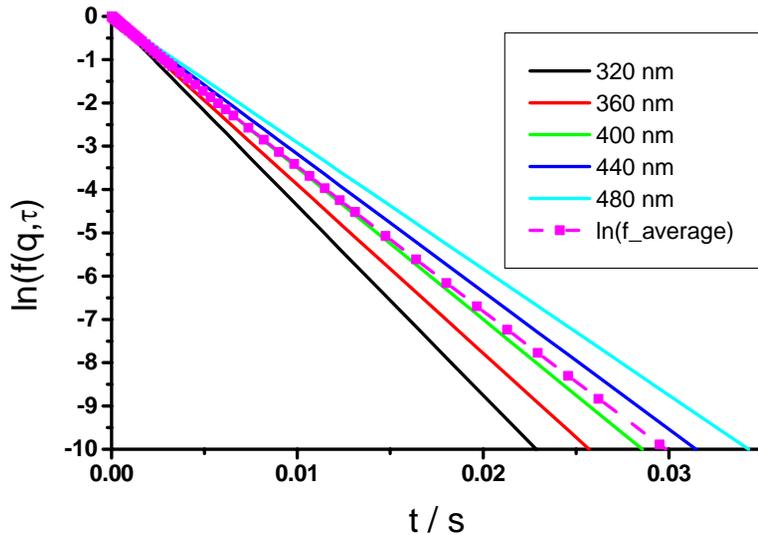
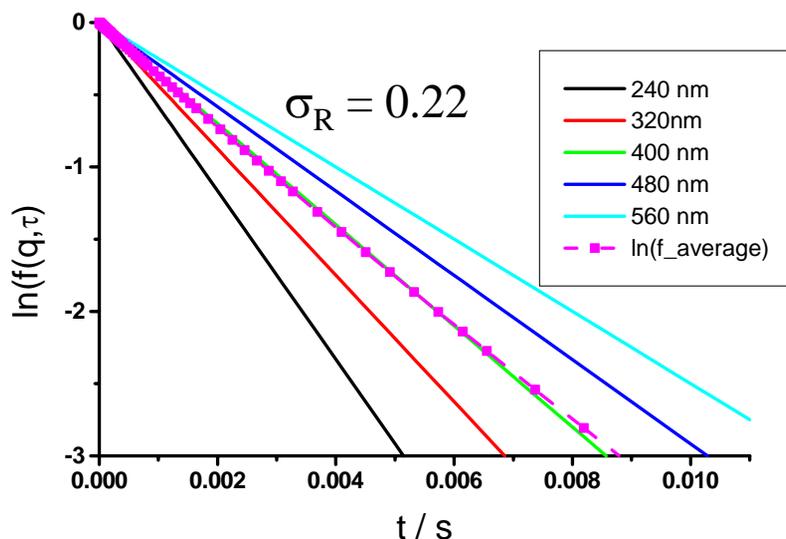


FIG. 1. A plot of  $\sqrt{K_2}/K_1$  versus  $\sigma_a/a_0$  for Gaussian and rectangular distributions.  $\sigma_a$  is the standard deviation of the distribution and  $a_0$  is the mean radius.  $K_1$  and  $K_2$  are the first and second cumulants, respectively. Once  $\sqrt{K_2}/K_1$  is obtained from the data analysis, the ratio  $\sigma_a/a_0$  can be obtained from this plot.

Aber: kann man solche kleinen Polydispersitätseffekte messen?



$\ln(f) = -10 \leftrightarrow f(q,\tau) = 4.5 \times 10^{-5}$  !!!



Exp. bestimmbar mit guter Statistik:  
 $f(q,\tau) \sim 0.05 \leftrightarrow \ln(f) \sim -3$

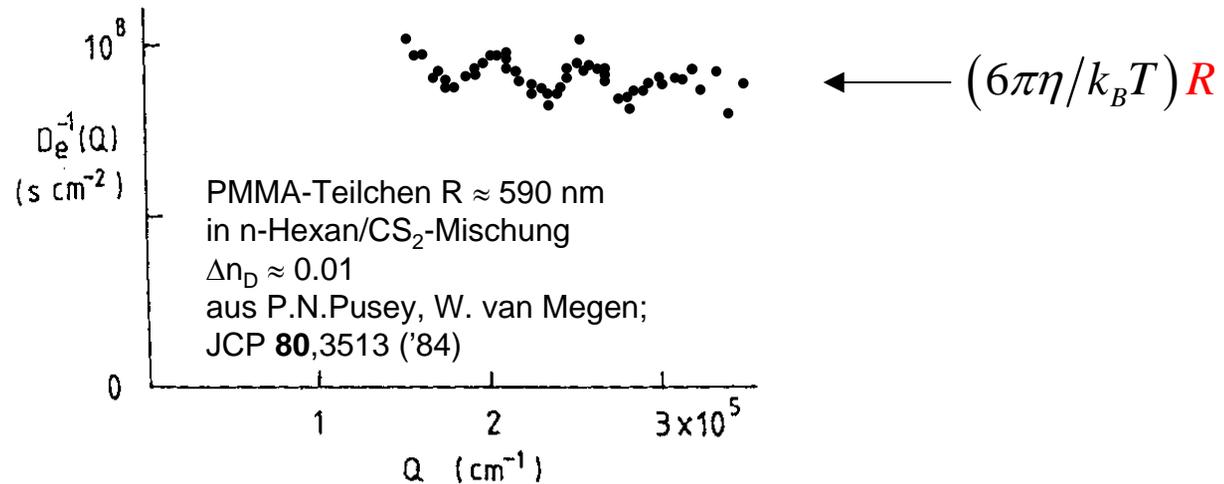
Fazit:

$\sigma_R \geq 0.1$  - Aussage über Polydispersität möglich; aber  $\sigma_D \neq \sigma_R$   
 $\sigma_R \leq 0.1$  -  $\sigma_D = \sigma_R$ ; aber keine quantitative Aussage über Polydispersität, da kaum Unterschied zu Gerade in  $\ln(f)$ .

# Polydispersitätseffekte in der dynamischen Lichtstreuung

## I. q-Abhängigkeit des effektiven Diffusionskoeffizienten

Ausgangspunkt: Beobachtung einer systematischen q-Abhängigkeit des effektiven Diffusionskoeffizienten  $D_e(q)$



Erklärungsansatz: Unterschiedliche Winkel tasten unterschiedliche Segmente der Teilchengrößenverteilung  $G(R)$  ab

Definition von statischer Streuintensität, Diffusionskoeffizient und Polydispersität (Varianz) als Mittelwerte über die TGV (G(R))

1. Mittlere Streuintensität  $I(q)$

$$I(q) = \int_0^{\infty} R^6 P(qR) G(R) dR$$

2. Effektiver Diffusionskoeffizient  $D_e(q)$

$$D_e(q) = -\frac{\kappa_1}{q^2} = \frac{\int_0^{\infty} R^6 P(qR) D(R) G(R) dR}{I(q)} \quad ; \quad D = \frac{k_B T}{6\pi\eta R}$$

3. Varianz  $V$

$$V = \sigma_R^2 = \frac{\kappa_2}{\kappa_1^2} = \frac{\int_0^{\infty} R^6 P(qR) D^2(R) G(R) dR}{I(q) D_e^2(q)} - 1$$

# Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen

A.)  $q \rightarrow 0 \Rightarrow P(qR) \rightarrow 1$

1. Mittlere Streuintensität  $I(q)$

$$\lim_{q \rightarrow 0} I(q) = \int_0^{\infty} R^6 G(R) dR = \langle R^6 \rangle$$

2. Effektiver Diffusionskoeffizient  $D_e(q)$

$$\lim_{q \rightarrow 0} D_e(q) = \frac{(k_B T / 6\pi\eta) \int_0^{\infty} R^6 R^{-1} G(R) dR}{\langle R^6 \rangle} = \frac{k_B T}{6\pi\eta \underbrace{(\langle R^6 \rangle / \langle R^5 \rangle)}_{R_H}}$$

3. Varianz  $V$

$$V = \frac{\int_0^{\infty} R^6 R^{-2} G(R) dR \langle R^6 \rangle^2}{\langle R^6 \rangle \langle R^5 \rangle^2} - 1 = \frac{\langle R^4 \rangle \langle R^6 \rangle}{\langle R^5 \rangle^2} - 1$$

# Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen

B.)  $q \rightarrow \infty \Rightarrow P(qR) \rightarrow (9/2)(qR)^{-4}$

1. Mittlere Streuintensität  $I(q)$

$$\lim_{q \rightarrow \infty} I(q) = \left(9/2q^4\right) \int_0^{\infty} R^6 R^{-4} G(R) dR = \left(9/2q^4\right) \langle R^2 \rangle$$

2. Effektiver Diffusionskoeffizient  $D_e(q)$

$$\lim_{q \rightarrow 0} D_e(q) = \frac{\left(9/2q^4\right) (k_B T / 6\pi\eta) \int_0^{\infty} R^6 R^{-4} R^{-1} G(R) dR}{\left(9/2q^4\right) \langle R^2 \rangle} = \frac{k_B T}{6\pi\eta \left(\langle R^2 \rangle / \langle R \rangle\right)}$$

3. Varianz  $V$

$$V = \frac{\left(9/2q^4\right) \int_0^{\infty} R^6 R^{-4} R^{-2} G(R) dR}{\left(9/2q^4\right) \langle R^2 \rangle \left(\langle R \rangle / \langle R^2 \rangle\right)^2} - 1 = \frac{\langle R^2 \rangle}{\langle R \rangle^2} - 1 = \sigma_R^2$$

Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen  
C.) Komplette q-Abhängigkeit für Schulz-Verteilung

$$G(R) = \frac{R^Z}{Z!} \left( \frac{Z+1}{\langle R \rangle} \right)^{Z+1} \exp \left[ -\frac{R}{\langle R \rangle} (Z+1) \right]$$

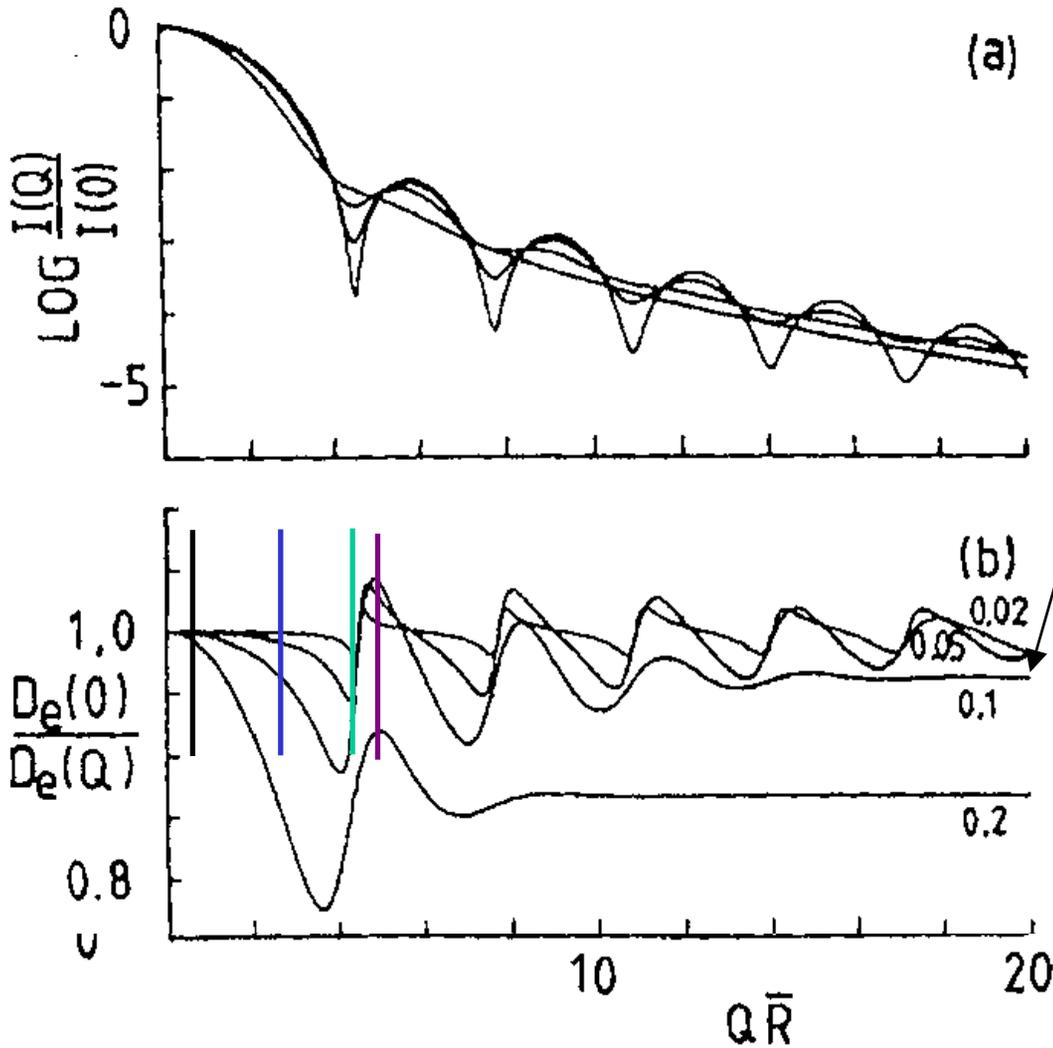
$$\sigma_R = \frac{1}{Z+1} \quad Z! \rightarrow \Gamma(Z+1) \quad \text{für } Z \in \mathbb{R}; \Gamma = \text{Gammafunktion}$$

Vorteil der Schulzverteilung: Integrale über  $G(R)$  analytisch lösbar  
Bsp.: Analytischer Ausdruck für höhere Momente  $\langle R^n \rangle$

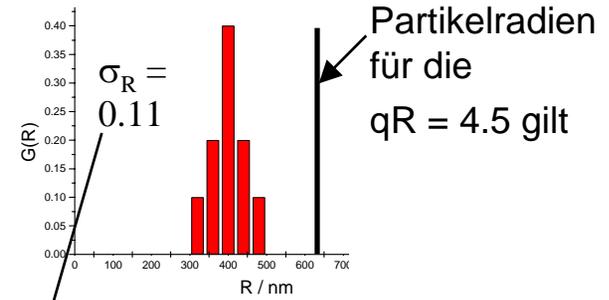
$$\langle R^n \rangle = \langle R \rangle^n \left[ 1 + (n-1)\sigma_R^2 \right] \left[ 1 + (n-2)\sigma_R^2 \right] \dots \left[ 1 + \sigma_R^2 \right] 1$$

# Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen

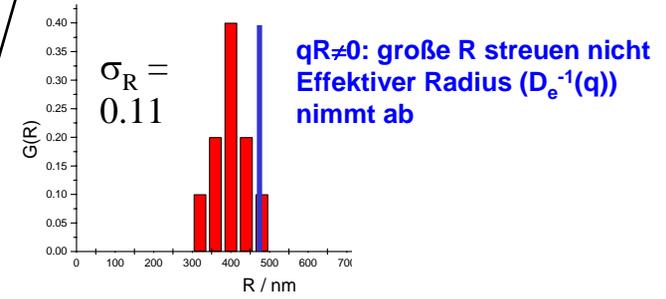
Resultate für Schulz-Verteilung:  $D_e(0)/D_e(q)$



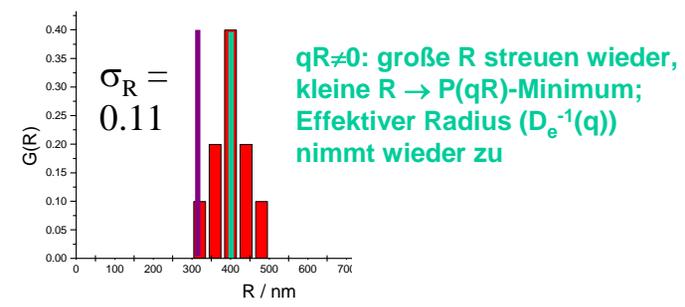
q als Abtastsonde für TGV



$qR \rightarrow 0$ : alle R streuen



$qR \neq 0$ : große R streuen nicht  
Effektiver Radius ( $D_e^{-1}(q)$ )  
nimmt ab



$qR \neq 0$ : große R streuen wieder,  
kleine R  $\rightarrow$  P(qR)-Minimum;  
Effektiver Radius ( $D_e^{-1}(q)$ )  
nimmt wieder zu

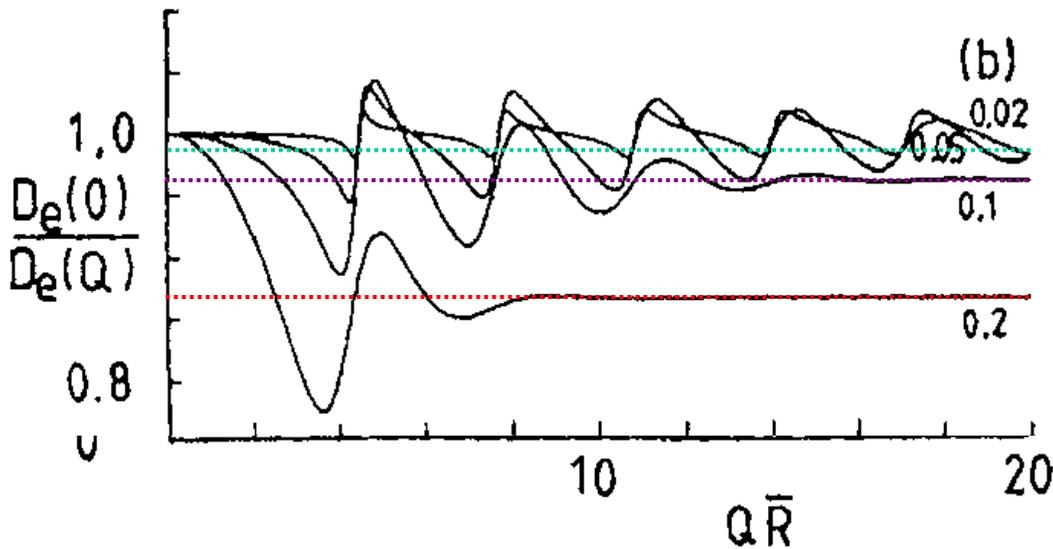
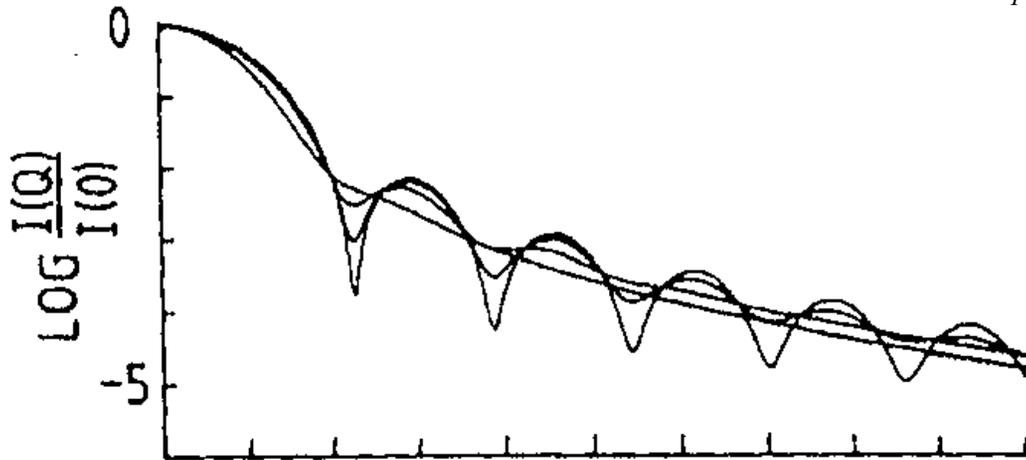
$qR \neq 0$ : große R streuen wieder,  
kleine R im P(qR)-Minimum;  
Effektiver Radius ( $D_e^{-1}(q)$ )  
zeigt Maximum

# Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen

## Resultate für Schulz-Verteilung

$$\lim_{q \rightarrow \infty} \frac{D_e(0)}{D_e(q)} = \frac{\langle R^5 \rangle \langle R^6 \rangle}{\langle R \rangle \langle R^2 \rangle} = \frac{\langle R^5 \rangle \langle R^2 \rangle}{\langle R^6 \rangle \langle R \rangle}$$

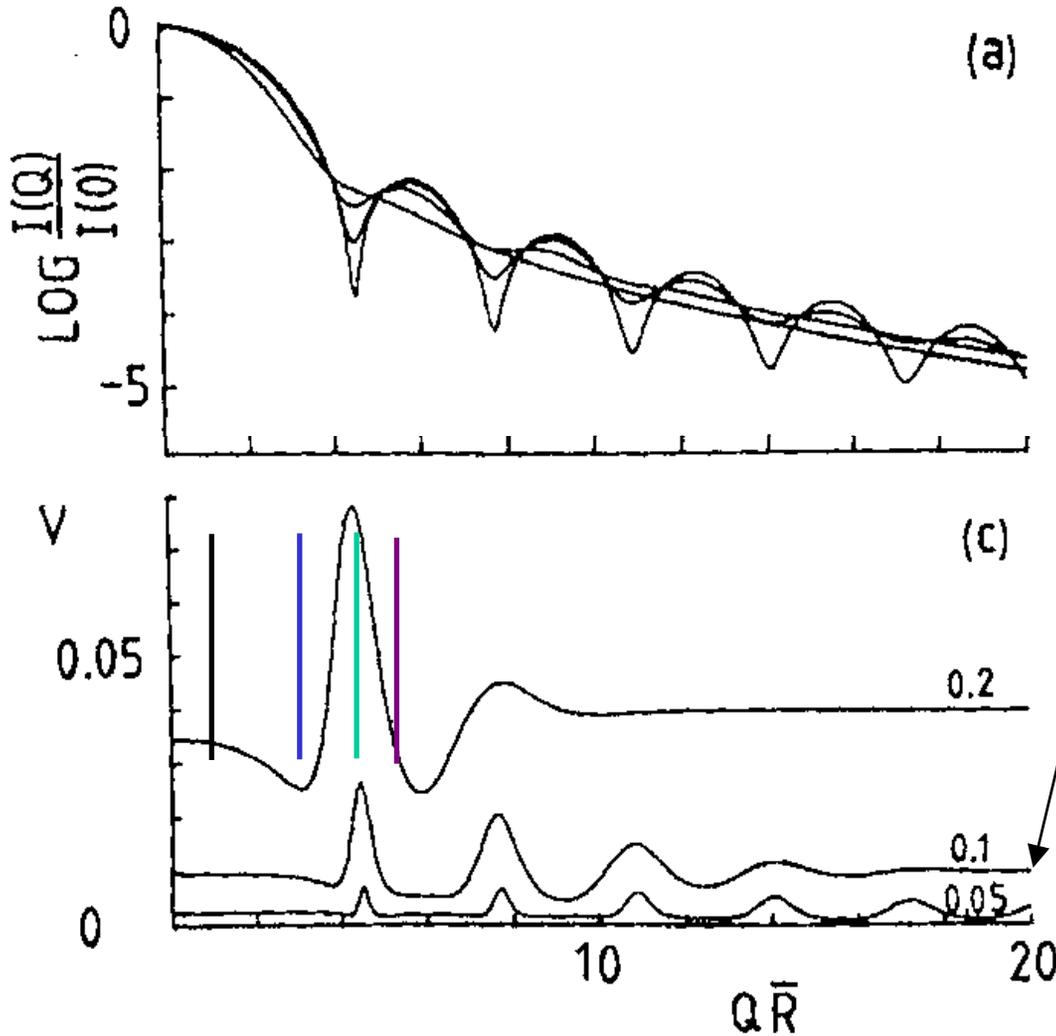
$$= \frac{(1 + \sigma_R^2)}{(1 + 5\sigma_R^2)}$$



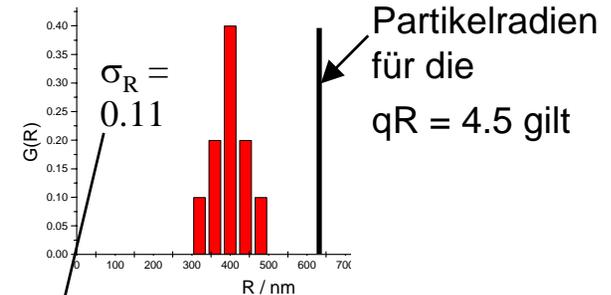
| $\sigma_R$ | $\frac{(1 + \sigma_R^2)}{(1 + 5\sigma_R^2)}$ |
|------------|--|
| 0.02       | 0.998  |
| 0.05       | 0.99   |
| 0.1        | 0.96   |
| 0.2        | 0.87   |

# Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen

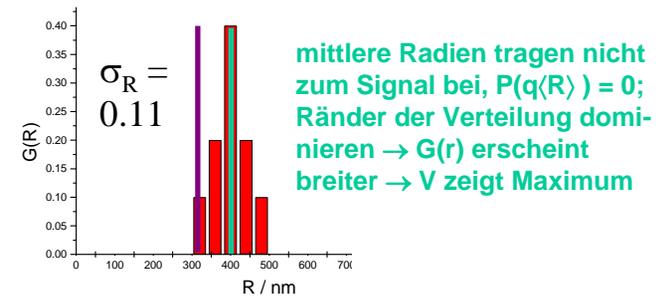
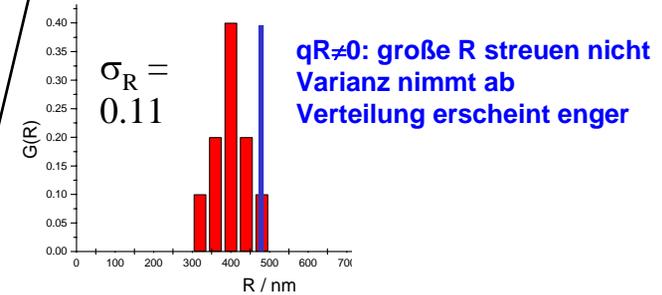
## Resultate für Schulz-Verteilung: **Varianz V**



q als Abtastsonde für TGV

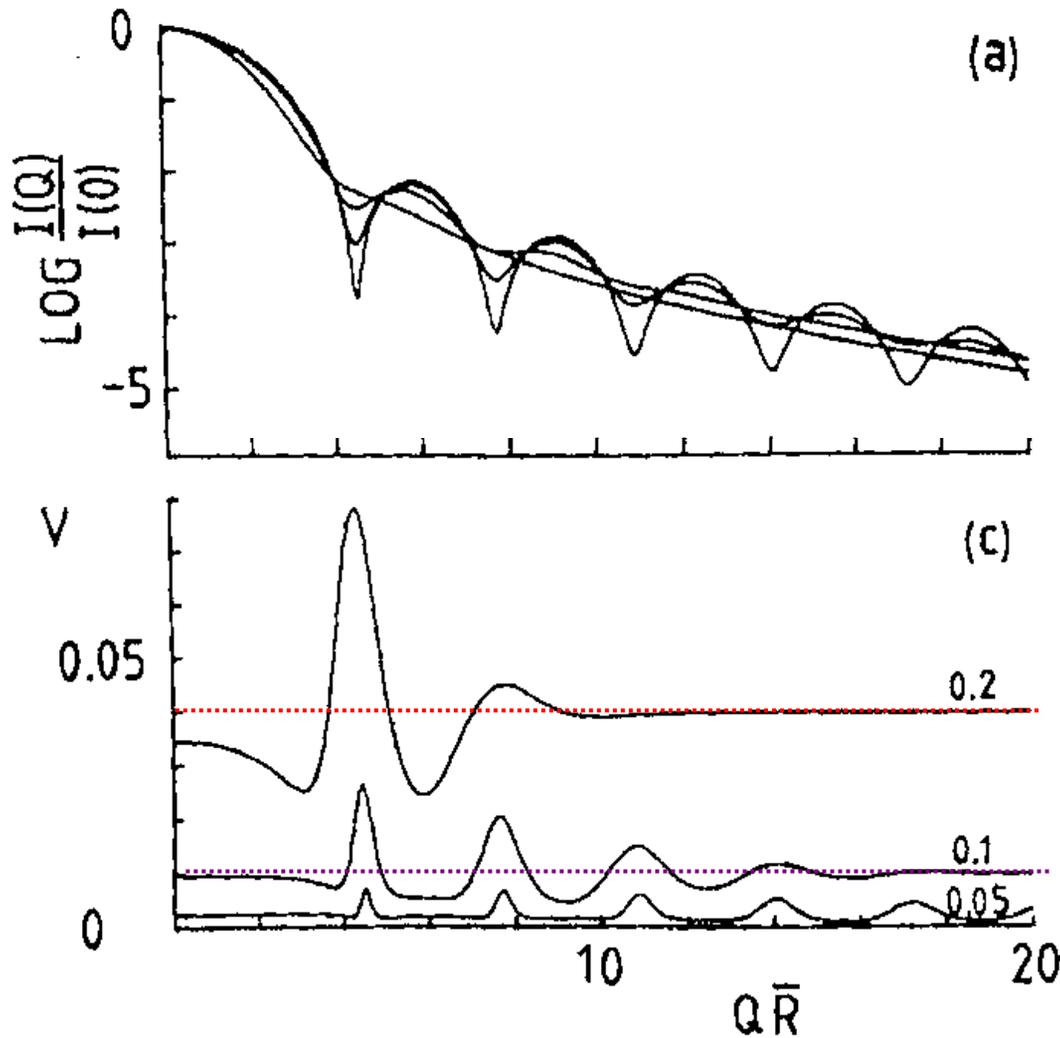


$qR \rightarrow 0: V \rightarrow V(0)$



$qR \neq 0$ : große R streuen wieder, kleine R im  $P(qR)$ -Minimum; V nimmt wieder ab.

Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen  
 Resultate für Schulz-Verteilung: **Varianz V**



$$V(q \rightarrow \infty) = \frac{\langle R^2 \rangle}{\langle R \rangle^2} - 1 = \sigma_R^2$$

| $\sigma_R$ | $\sigma_R^2$ |
|------------|--------------|
| 0.02       | 0.0004       |
| 0.05       | 0.0025       |
| 0.1        | 0.01         |
| 0.2        | 0.04         |

Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen:

Universelles Verhalten in der Nähe der P(qR)-Minima für enge, symmetrische Verteilungen G(r) ( $\sigma_R \ll 1$ )

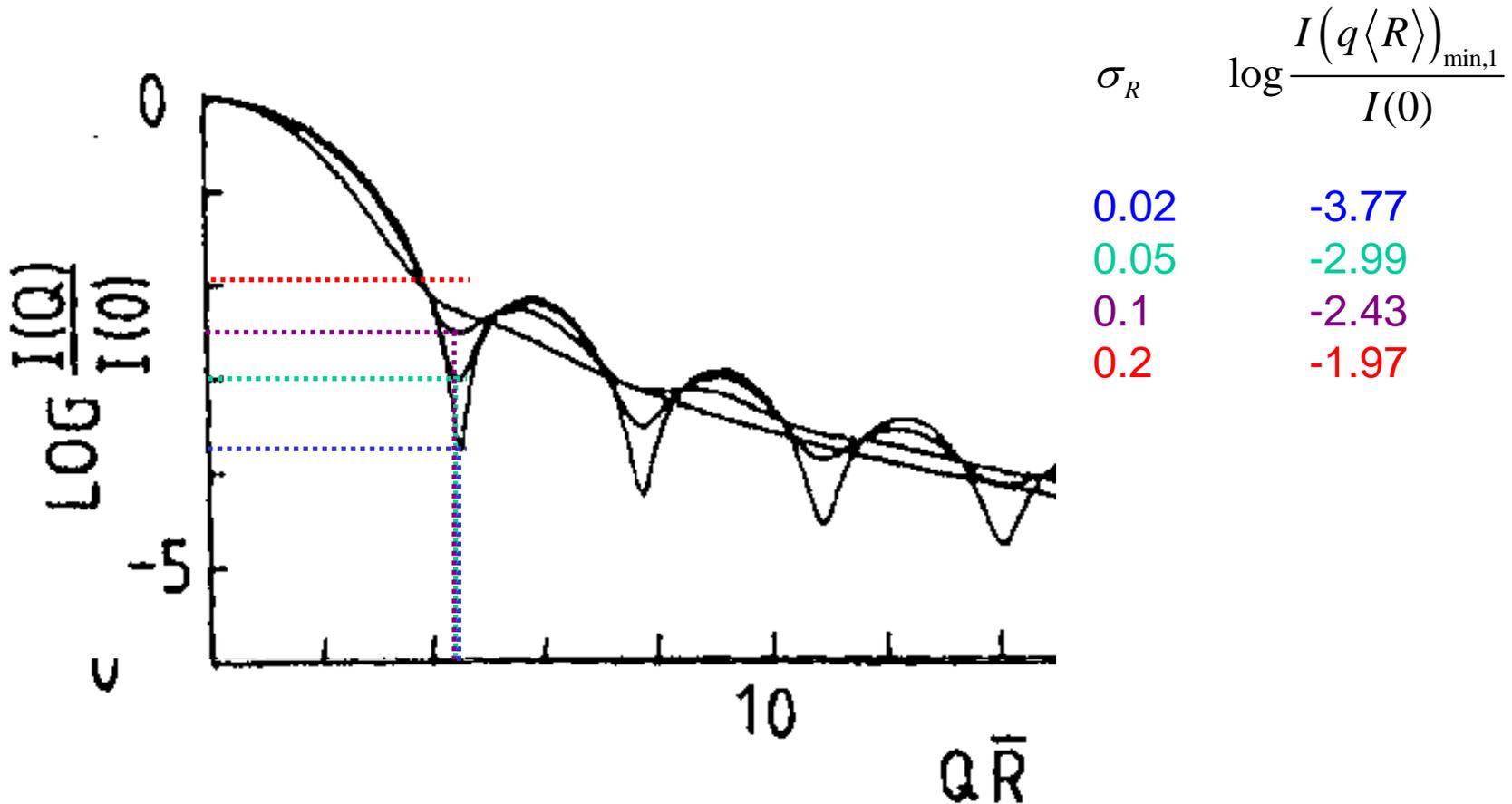
Entwicklung von P(qR) in der Nähe der Minima, d.h. für  $qR \rightarrow \phi$ ;  $\phi = 4.4934, 7.7253$  etc.

$$P(qR) = \frac{9\phi^2}{(1+\phi^2)(qR)^4} (qR - \phi)^2 \quad qR \approx \phi$$

$$I(q) = \frac{9\phi^2 \langle R^6 \rangle}{(1+\phi^2)(q\langle R \rangle)^4} \left[ (q\langle R \rangle)^2 M_4 - 2(q\langle R \rangle \phi M_3 + \phi^2) M_2 \right]; \quad M_n = \frac{\langle R^n \rangle}{\langle R \rangle^n}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} 1. \quad M_n = 1 + \frac{n(n-1)}{2} \sigma^2 + \dots \\ 2. \quad \text{Differentiation} \end{array} \right\} \rightarrow \left\{ \begin{array}{l} \text{Minima für } q\langle R \rangle = \phi(1 - \sigma_R^2) \\ \frac{I(q\langle R \rangle)_{\min}}{I(0)} = \frac{9\sigma_R^2}{(1+\phi^2)(1+15\sigma_R^2)} \end{array} \right.$$

Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen:  
 Universelles Verhalten in der Nähe der  $P(qR)$ -Minima für enge, symmetrische  
 Verteilungen  $G(r)$  ( $\sigma_R \ll 1$ )



Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen:

Universelles Verhalten in der Nähe der P(qR)-Minima für enge, symmetrische Verteilungen G(r) ( $\sigma_R \ll 1$ )

Entwicklung von P(qR) in der Nähe der Minima, d.h. für  $qR \rightarrow \phi$ ;  $\phi = 4.4934, 7.7253$  etc.

$$P(qR) = \frac{9\phi^2}{(1+\phi^2)(qR)^4} (qR - \phi)^2 \quad qR \approx \phi$$

$$\left[ \frac{D_e(0)}{D_e(q)} \right] = \frac{(q\langle R \rangle - \phi)^2 + \sigma_R^2 \left[ 6(q\langle R \rangle)^2 - 6q\langle R \rangle\phi + \phi^2 \right]}{(1+5\sigma_R^2) \left[ (q\langle R \rangle - \phi)^2 + \sigma_R^2 \left( 3(q\langle R \rangle)^2 - 2q\langle R \rangle\phi \right) \right]}$$

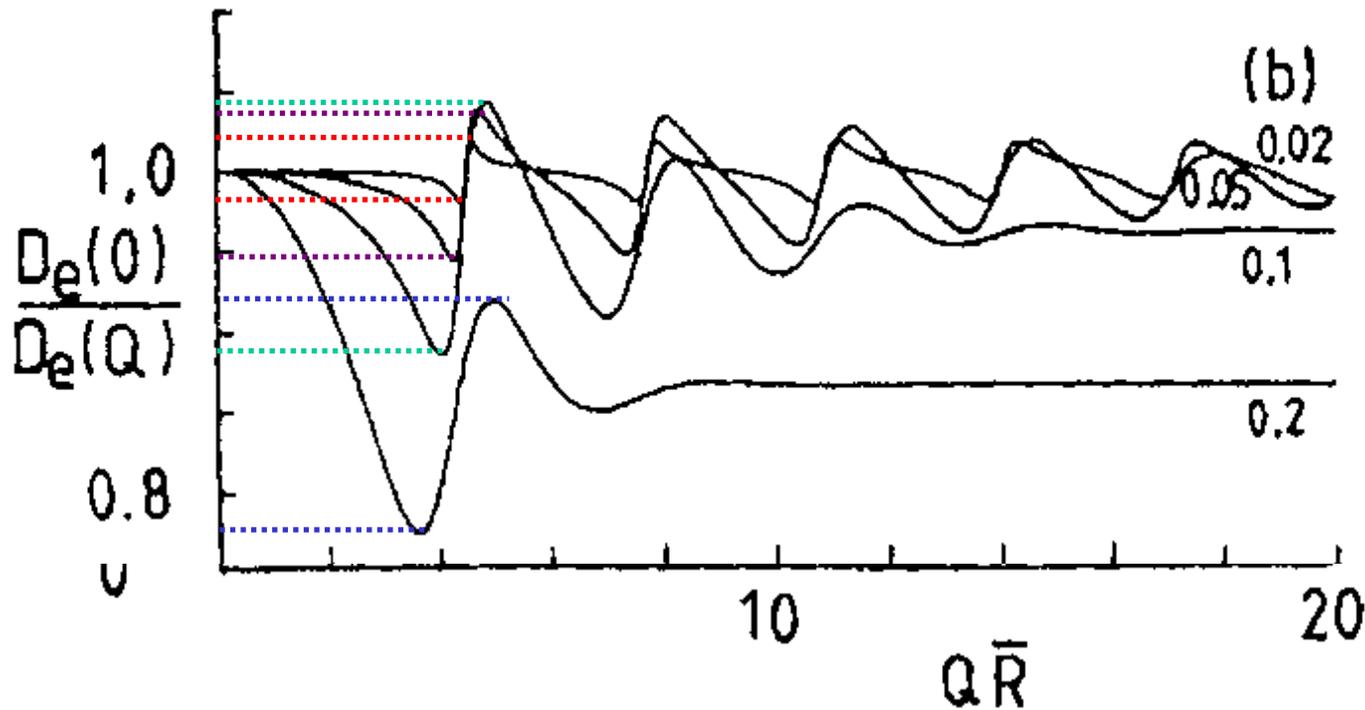
Bestimmung der Extrema

$$\left[ \frac{D_e(0)}{D_e(q)} \right]_{\min} = 1 - \sigma_R \quad \text{für } q\langle R \rangle = \phi(1 - \sigma_R)$$

$$\left[ \frac{D_e(0)}{D_e(q)} \right]_{\max} = 1 + \sigma_R \quad \text{für } q\langle R \rangle = \phi(1 + \sigma_R)$$

Analyse der q-Abhängigkeit dieser Meßgrößen:

Universelles Verhalten in der Nähe der  $P(qR)$ -Minima für enge, symmetrische Verteilungen  $G(r)$  ( $\sigma_R \ll 1$ )



|            |   |   |  |
|------------|---|---|--|
| $\sigma_R$ | $[D_e(0)/D_e(q)]_{\min} = 1 - \sigma_R$ | $[D_e(0)/D_e(q)]_{\max} = 1 + \sigma_R$ | $\Delta_{\max-\min} \approx 2\sigma_R$ |
|------------|---|---|--|

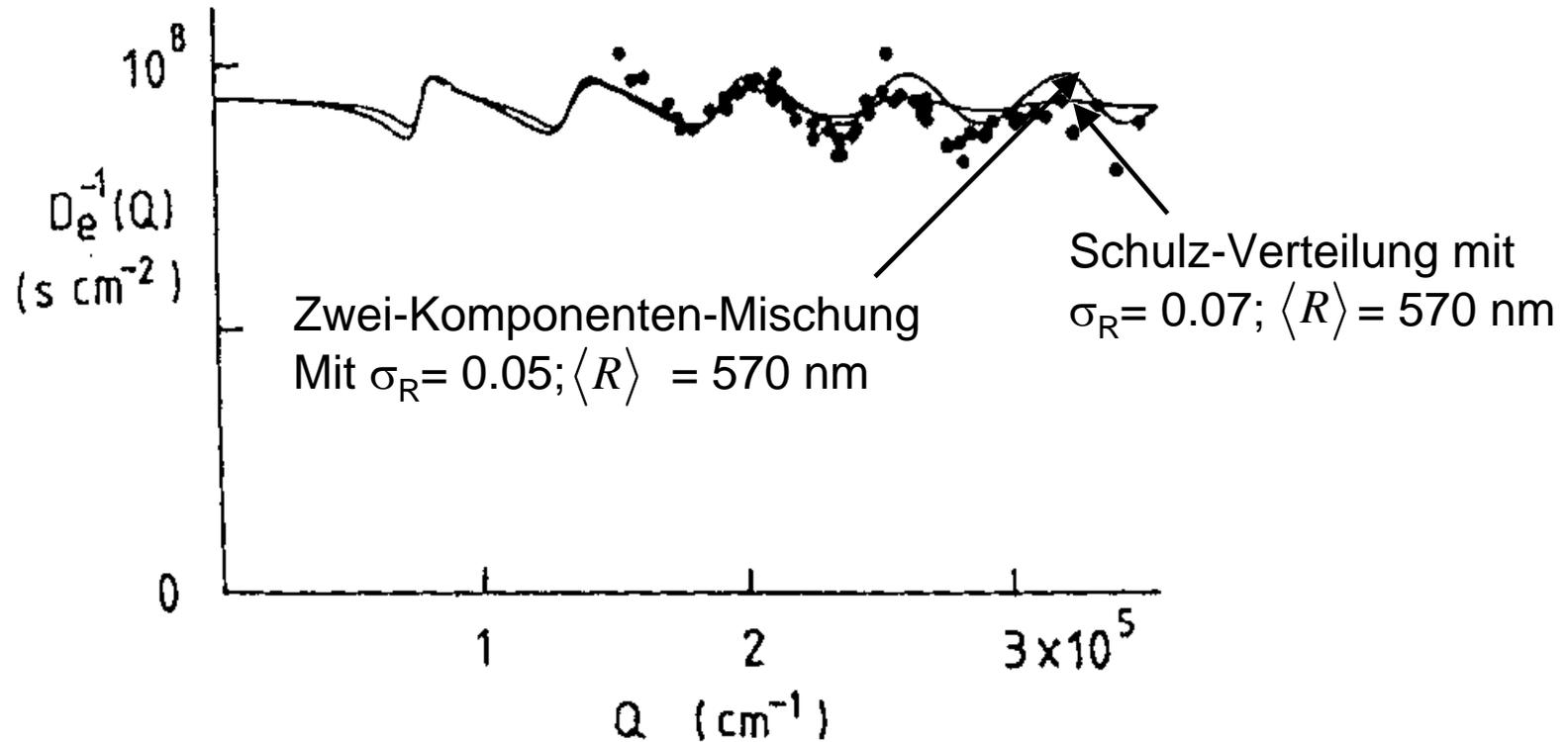
|      |      |      |      |
|------|------|------|------|
| 0.02 | 0.98 | 1.02 | 0.04 |
| 0.05 | 0.95 | 1.05 | 0.09 |
| 0.1  | 0.9  | 1.1  | 0.16 |
| 0.2  | 0.8  | 1.2  | 0.16 |

Vorteile der Polydispersitätsbestimmung aus  $D_e(q)$ :

- Sehr empfindlich auch auf kleine Polydispersitäten, da Effekt linear in  $\sigma_R$ , während Analyse von  $P(qR) \propto \sigma_R^2$
- Polydispersität bestimmbar sowohl aus Differenz Maxima/Minima als auch aus Lage von Maxima und Minima

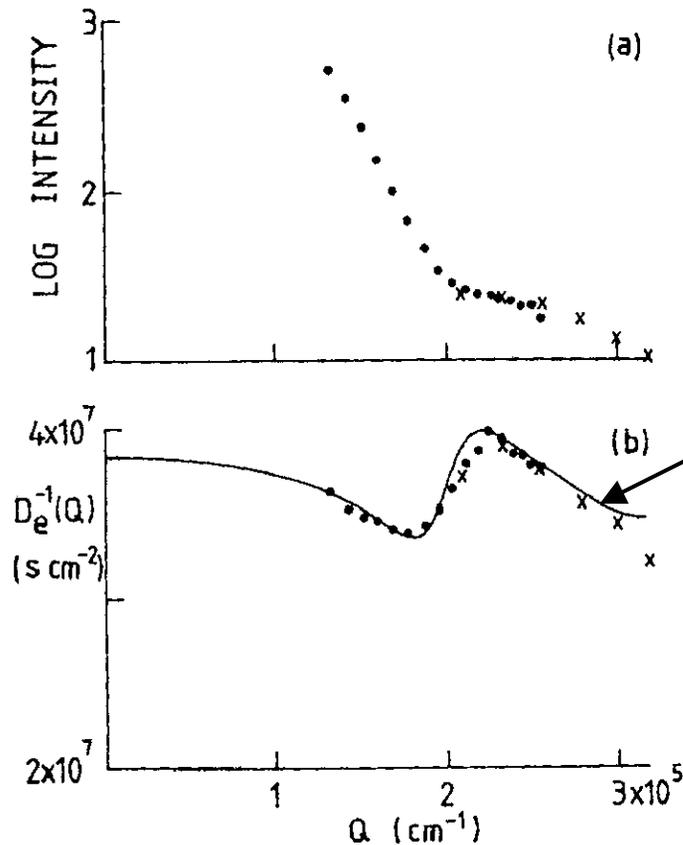
# Vergleich der Theorie mit experimentellen Daten

A.) PMMA ( $R \sim 590$  nm) in Dekalin/ $\text{CS}_2$



# Vergleich der Theorie mit experimentellen Daten

B.) PMMA ( $R \sim 220$  nm) in n-Hexan/ $CS_2$



Berechnung mit Schulz-Verteilung  
mit  $\sigma_R = 0.11$

$\langle R \rangle = 218 \pm 5$  nm; Lage Max/Min

$R_H = 235 \pm 5$  nm; aus  $D_e(0)^{-1}$

$$R_H \approx \langle R \rangle \frac{(1 + 15\sigma_R^2)}{(1 + 10\sigma_R^2)} = 1.054 \langle R \rangle$$

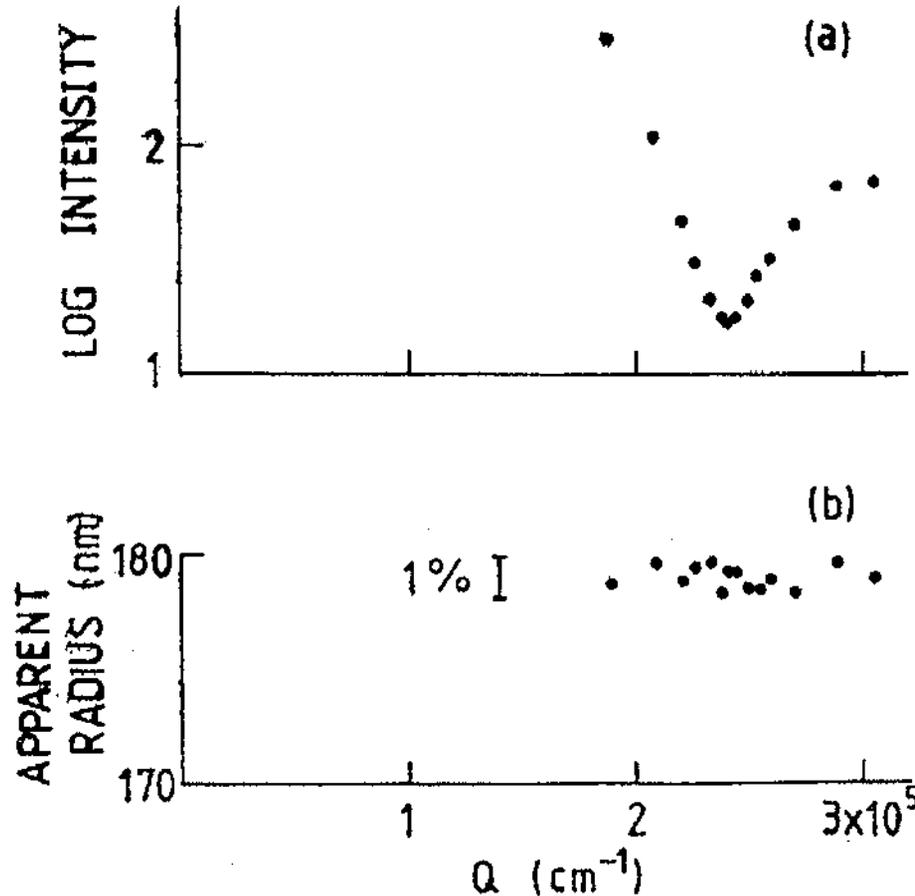
Varianz  $V \approx 0 \pm 0.03$

⇒ DLS-Signal nicht von  
Exponentialfunktion  
unterscheidbar, obwohl  
kein Minimum in  $P(q)$

# Vergleich der Theorie mit experimentellen Daten

## C.) Dow Polystyrol-Standard in Wasser

$R \sim 179 \text{ nm}$ ;  $\sigma_R = 0.03$



- Radius entspricht Herstellerangabe
- Minimum in  $P(q)$ , aber  $D$  unabhängig von  $q$
- Exp. Fehler in  $D < 1\% \Rightarrow \sigma_R \leq 0.01$
- Widerspruch zu  $P(q)$ -Minimum
- $P(q)$ -Minimum nicht tief genug selbst für  $\sigma_R \sim 0.03$

Problem: Rayleigh-Debye-Gans-Näherung nicht mehr erfüllt

$$\text{Kriterium } P = (4\pi/\lambda) \langle R \rangle \Delta n \ll 1$$

Hier  $P = 1.28 !$

## Polydispersitätsanalyse mit Lichtstreuung - Zusammenfassung

- Statische Lichtstreuung (SLS) – P(q)-Minimum  
Einfache Analyse durch Vergleich mit Theorie-Kurven  
aber: R muss größer als  $\sim 150-170$  nm sein (je nach  $\lambda$  und  $n_D$ )  
Mehrfachstreuung füllen Minima auf; relativer Beitrag der Mehrfachstreuung umso größer je geringer die Polydispersität  $\Rightarrow$  Überschätzung der Polydispersität  
 $\Rightarrow \sigma_R(\text{SLS})$  nur Obergrenze
- Dynamische Lichtstreuung – Kumulanten-Analyse  
Geht immer, unabhängig von Teilchengröße  
aber: liefert nur vernünftige Werte für große Polydispersität ( $\sigma_R > 0.1$ )  
liefert  $\sigma_D \neq \sigma_R$  für  $\sigma_R > 0.1$
- Dynamische Lichtstreuung – Winkelabhängigkeit von D  
Sehr kleine Polydispersitäten mit hoher Genauigkeit bestimmbar  
aber: R muss größer als  $\sim 150-170$  nm sein (je nach  $\lambda$  und  $n_D$ )  
Setzt strenge Erfüllung der RGD-Näherung voraus  
bei Verletzung des RGD-Kriterium  $\Rightarrow$  keine Winkelabhängigkeit von D selbst bei signifikanter Polydispersität