

Parameter des Binomialmodells

Die Parameter des Binomialmodells werden so bestimmt, daß für $\Delta t \ll 1$

$$\mathbb{E} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] \approx r \Delta t \quad \text{und} \quad \text{Var} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] \approx \sigma^2 \Delta t$$

gilt. Genauer:

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \mathbb{E} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] = r \quad \text{und} \quad \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \text{Var} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] = \sigma^2.$$

Der Parameter σ heißt Volatilität (annualisierte Standardabweichung der Wachstumsrate des Aktienkurses).

Folgende Wahl der Parameter erfüllt diese Eigenschaften:

$$u = e^{\sigma\sqrt{\Delta t}}, \quad d = e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}} = \frac{1}{u}, \quad p = \frac{e^{r\Delta t} - d}{u - d} \quad (1)$$

oder

$$u = e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} e^{\sigma\sqrt{\Delta t}}, \quad d = e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}}, \quad p = \frac{1}{2}. \quad (2)$$

Im folgenden verwenden wir folgende Formeln:

$$e^x = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!} \quad (3)$$

$$\ln(1+x) = \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^{n+1} \frac{x^n}{n} \quad (4)$$

und vernachlässigen alle Terme, in denen Δt mit einer Potenz > 1 vorkommt, also $(\Delta t)^{3/2}$, $(\Delta t)^2$ usw., da $(\Delta t)^{3/2} \ll \Delta t$, $(\Delta t)^2 \ll \Delta t$, falls $\Delta t \ll 1$, genauer:

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{(\Delta t)^{3/2}}{\Delta t} = 0, \quad \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{(\Delta t)^2}{\Delta t} = 0, \quad \text{usw.}$$

Wir zeigen nun die oben genannten Eigenschaften.

Parameter (1):

$$\begin{aligned}
\mathbb{E} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] &= \mathbb{E} \left[\frac{S_{t+\Delta t} - S_t}{S_t} \right] \\
&= pu + (1-p)d - 1 \\
&= p(u-d) + d - 1 \\
&= e^{r\Delta t} - d + d - 1 \\
&\stackrel{(3)}{\approx} 1 + r\Delta t - 1 \\
&= r\Delta t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{Var} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] &= \mathbb{E} \left[\left(\frac{\Delta S}{S} \right)^2 \right] - \underbrace{\left(\mathbb{E} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] \right)^2}_{r^2 \Delta t^2 \ll \Delta t} \\
&\approx \mathbb{E} \left[\left(\frac{S_{t+\Delta t}}{S_t} - 1 \right)^2 \right] \\
&= \mathbb{E} \left[\left(\frac{S_{t+\Delta t}}{S_t} \right)^2 \right] - 2\mathbb{E} \left[\frac{S_{t+\Delta t}}{S_t} \right] + 1 \\
&= pu^2 + (1-p)d^2 - 2(r\Delta t + 1) + 1 \\
&= p \underbrace{(u^2 - d^2)}_{(u-d)(u+d)} + d^2 - 2r\Delta t - 1 \\
&= (e^{r\Delta t} - d)(u + d) + d^2 - 2r\Delta t - 1 \\
&= e^{r\Delta t}(u + d) - \underbrace{ud}_1 - d^2 + d^2 - 2r\Delta t - 1 \\
&= e^{r\Delta t} \left(e^{\sigma\sqrt{\Delta t}} + e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}} \right) - 2r\Delta t - 2 \\
&\stackrel{(3)}{\approx} (1 + r\Delta t) \left(1 + \sigma\sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2}\sigma^2\Delta t + 1 - \sigma\sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2}\sigma^2\Delta t \right) - 2r\Delta t - 2 \\
&= 2 + \sigma^2\Delta t + 2r\Delta t + \underbrace{r\sigma^2\Delta t^2}_{\ll \Delta t} - 2r\Delta t - 2 \\
&\approx \sigma^2\Delta t
\end{aligned}$$

Parameter (2):

$$\begin{aligned}
\mathbb{E} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] &= \dots = p(u - d) + d - 1 \\
&= \frac{1}{2} e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} \left(e^{\sigma\sqrt{\Delta t}} - e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}} \right) + e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}} - 1 \\
&= \frac{1}{2} e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} \left(e^{\sigma\sqrt{\Delta t}} + e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}} \right) - 1 \\
&\stackrel{(3)}{\approx} \frac{1}{2} \left(1 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) \Delta t \right) \left(1 + \sigma\sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2}\sigma^2\Delta t + 1 - \sigma\sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2}\sigma^2\Delta t \right) \\
&= \frac{1}{2} \left(1 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) \Delta t \right) (2 + \sigma^2\Delta t) - 1 \\
&\approx 1 + \frac{1}{2}\sigma^2\Delta t + r\Delta t - \frac{1}{2}\sigma^2\Delta t - 1 \\
&= r\Delta t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{Var} \left[\frac{\Delta S}{S} \right] &= \dots = p(u^2 - d^2) + d^2 - 2r\Delta t - 1 \\
&= \frac{1}{2} e^{2(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} \left(e^{2\sigma\sqrt{\Delta t}} + e^{-2\sigma\sqrt{\Delta t}} \right) - 2r\Delta t - 1 \\
&\stackrel{(3)}{\approx} \frac{1}{2} \left(1 + 2\left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) \Delta t \right) \left(1 + 2\sigma\sqrt{\Delta t} + 2\sigma^2\Delta t + 1 - 2\sigma\sqrt{\Delta t} + 2\sigma^2\Delta t \right) - 2r\Delta t - 1 \\
&= \left(1 + 2\left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) \Delta t \right) (1 + 2\sigma^2\Delta t) - 2r\Delta t - 1 \\
&\approx 1 + 2\left(r - \frac{\sigma^2}{2} \right) \Delta t + 2\sigma^2\Delta t - 2r\Delta t - 1 \\
&= \sigma^2\Delta t
\end{aligned}$$

Verteilung der Aktienkurse

Die Renditen von Aktienkursen zwischen t und T sind im Grenzfalle $\Delta t \rightarrow 0$ normalverteilt. Wenn risikoneutrale Wahrscheinlichkeiten unterstellt werden, lautet die Verteilung

$$\ln \frac{S_T}{S} \sim \mathcal{N}\left(\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T - t), \sigma\sqrt{T - t}\right),$$

wobei $\mathcal{N}(m, s)$ die Normalverteilung mit Erwartungswert m und Standardabweichung s bezeichnet.

Der Aktienkurs S_T ist im Grenzfalle lognormalverteilt,

$$\ln S_T \sim \mathcal{N}\left(\ln S + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T - t), \sigma\sqrt{T - t}\right).$$

Um diese Aussagen zu zeigen, betrachten wir das Binomialmodell mit Parametern (2).

Entwicklung des Aktienkurses in einer Periode:

$$S_{t+\Delta t} = \begin{cases} S_t u & \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1/2 \\ S_t d & \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1/2, \end{cases}$$

wobei

$$u = e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} e^{\sigma\sqrt{\Delta t}} \quad \text{und} \quad d = e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}}.$$

Anders formuliert,

$$S_{t+\Delta t} = S_t e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t} e^{\xi_t \sigma\sqrt{\Delta t}},$$

wobei (ξ_t) eine Folge von voneinander unabhängigen, binomialverteilten Zufallsvariablen mit

$$\xi_t = \begin{cases} +1 & \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1/2 \\ -1 & \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1/2 \end{cases}$$

ist.

$$\Delta t = \frac{T}{N}, \quad N = \text{Anzahl der Perioden}; \quad \Delta t \rightarrow 0, \quad \text{wenn } N \rightarrow \infty.$$

$$\begin{aligned} S_T &= S_0 e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})T} \prod_{t=1}^N e^{\xi_t \sigma\sqrt{\Delta t}} \\ &\stackrel{(3)}{\approx} S_0 e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})T} \prod_{t=1}^N \left(1 + \xi_t \sigma\sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2} \underbrace{\xi_t^2}_{1} \sigma^2 \Delta t\right) \\ \Rightarrow \ln S_T &\approx \ln S_0 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sum_{t=1}^N \ln\left(1 + \xi_t \sigma\sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2} \sigma^2 \Delta t\right) \\ &\approx \ln S_0 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma\sqrt{T} \sum_{t=1}^N \frac{\xi_t}{\sqrt{N}}, \end{aligned}$$

da

$$\begin{aligned} \ln(1 + \xi_t \sigma \sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2} \sigma^2 \Delta t) &\stackrel{(4)}{\approx} \xi_t \sigma \sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2} \sigma^2 \Delta t - \underbrace{\frac{1}{2} (\xi_t \sigma \sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2} \sigma^2 \Delta t)^2}_{\approx \frac{1}{2} \sigma^2 \Delta t \text{ (da } \xi_t^2 \equiv 1)} \approx \xi_t \sigma \sqrt{\frac{T}{N}} \\ \Rightarrow \sum_{t=0}^N \ln(1 + \xi_t \sigma \sqrt{\Delta t} + \frac{1}{2} \sigma^2 \Delta t) &\approx \sigma \sqrt{T} \sum_{t=1}^N \frac{\xi_t}{\sqrt{N}}. \end{aligned}$$

Aus dem zentralen Grenzwertsatz folgt

$$\sum_{t=1}^N \frac{\xi_t}{\sqrt{N}} \rightarrow \varepsilon, \quad \text{wenn } N \rightarrow \infty,$$

wobei $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, 1)$, daher

$$\begin{aligned} \ln S_T &\approx \ln S_0 + (r - \frac{\sigma^2}{2})T + \varepsilon \sigma \sqrt{T} \\ \Rightarrow \ln \frac{S_T}{S_0} &\approx (r - \frac{\sigma^2}{2})T + \varepsilon \sigma \sqrt{T} \\ \Rightarrow \ln \frac{S_T}{S_0} &\sim \mathcal{N}((r - \frac{\sigma^2}{2})T, \sigma \sqrt{T}) \\ \Rightarrow \ln S_T &\sim \mathcal{N}(\ln S_0 + (r - \frac{\sigma^2}{2})T, \sigma \sqrt{T}) \end{aligned}$$

Die Verteilung auf Basis der objektiven Wahrscheinlichkeiten erhält man, wenn der risikolose Zinssatz r durch die Wachstumsrate des Aktienkurses μ ersetzt wird.