

Verlaufsmuster
der impliziten Aktienvolatilität -
Beobachtungen am Frankfurter Optionsmarkt und der
Deutschen Terminbörse

von

Michaela Beinert*
Siegfried Trautmann*

Diese Fassung: April 1995

* Lehrstuhl für Finanzwirtschaft, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz,
55099 Mainz 1, Telefon: (0) 6131/39-23761.

Diese Arbeit wurde im Rahmen des Schwerpunktprogramms 'Empirische Kapitalmarktfor-
schung' (Projekt Tr 255/1) von der Deutschen Forschungsgemeinschaft gefördert.

Gliederung

1. Einführung
2. Daten und Hypothesen
 - 2.1 Datenbeschreibung
 - 2.2 Hypothesen
3. Bestimmung der impliziten Volatilität
 - 3.1 Bewertungsmodell
 - 3.2 Schätzverfahren
4. Verlaufsmuster der impliziten Volatilität
 - 4.1 Laufzeit- und Money-Ratio- Effekte
 - 4.2 Wochentags- und Intraday- Effekte
 - 4.3 Verfalltagseffekte
 - 4.4 Implizite versus beobachtete Volatilität
5. Zusammenfassung

1 Einführung

Die Volatilität der zukünftigen Wertentwicklung von Wertpapieren spielt in allen Kapitalmarktgleichgewichtsmodellen eine fundamentale Rolle. Exakte Schätzungen dieser Volatilität sind insbesondere für die korrekte Bewertung von derivativen Wertpapieren von zentraler Bedeutung. Bekanntlich hängt der Wert eines Optionsrechtes maßgeblich von der Höhe der zukünftigen Volatilität des dem Optionsrecht zugrundeliegenden Wertpapiers ab. Marktpreise für Optionen bieten einerseits die Möglichkeit, zu überprüfen, ob die Einschätzung zukünftiger Kursrisiken durch die Investoren systematisch verzerrt ist. Latane und Rendleman (1976) haben erstmals die empirischen Eigenschaften derjenigen Volatilität untersucht, die durch beobachtete Marktpreise für Kaufoptionen auf Aktien impliziert wird, wenn der Modellwert dem Marktpreis gleichgesetzt wird. Auf der Basis des Black/Scholes Modells zeigen sie, daß diese sogenannte *implizite Aktienvolatilität* die zukünftige Volatilität genauer als die historische Kursvolatilität vorhersagt.¹ Andererseits kann der Verlauf der impliziten Volatilität in Abhängigkeit einer Modelldeterminante eine systematische Fehlbewertung eines derivativen Finanztitels durch das zugrundeliegende Bewertungsmodell besonders gut sichtbar machen. Zudem bieten zeitliche Verlaufsmuster der impliziten Volatilität die Möglichkeit, saisonale Bewertungsanomalien aufzudecken.

Diese Arbeit untersucht Verlaufsmuster der impliziten Kursvolatilität ausgewählter deutscher Aktien in den Jahren 1983 - 1991. Dazu ist es notwendig, für den Zeitraum vom 1. April 1983 bis zum 25. Januar 1990 auf Marktpreise des *Frankfurter Optionsmarktes* (FOM) zurückzugreifen. Für den Zeitraum vom 26. Januar 1990 bis 30. Dezember 1991 stehen uns dagegen die mit einer Zeit- und Volumenkennung versehenen Preisdaten der *Deutschen Terminbörse* (DTB) zur Verfügung. Als Preisdatum für die den Optionen zugrundeliegenden Aktien verwenden wir Kassakurse bzw. zeitgestempelte fortlaufende Kursnotierungen der Frankfurter Wertpapierbörse. Beobachtete Preise für Kaufoptionen

¹Chiras und Manaster (1978) erzielen ein ähnliches Ergebnis, wobei sie anstelle des klassischen Modells von Black und Scholes das Dividendenmodell von Merton (1973) benutzen. Patell und Wolfson (1979) überprüfen die Änderung der impliziten Volatilität an Tagen vor und nach der Ankündigung von Jahresergebnissen. Sie zeigen in diesem Zusammenhang, daß für eine Option mit einer bestimmten Restlaufzeit die implizite Volatilität unmittelbar vor dem Ankündigungstag zunimmt und danach wieder abnimmt. Day und Lewis (1988) untersuchen schließlich die implizite Aktienvolatilität vor und nach dem Erfüllungstag der Futures-Kontrakte auf den Standard and Poor's 100 Index.

werden dann dem Modellwert nach dem Dividendenmodell von Roll/Geske/Whaley gleichgesetzt und die damit implizierte Momentanvarianz der zugrundeliegenden Aktie bestimmt. In der Literatur sind mehrere Ansätze vorgeschlagen worden, um für eine Aktie die implizite Volatilität auf der Basis von mehreren Preisbeobachtungen für entsprechende Optionen zu bilden. Latane und Rendleman (1976) gewichten beispielsweise die Einzelbeobachtungen mit der partiellen Ableitung des Optionswertes bezüglich der Volatilität, während Chiras und Manaster (1978) die Einzelbeobachtung mit der Elastizität des Optionswertes bezüglich der Volatilität gewichten. Wir verwenden im folgenden hingegen ein von Whaley (1982) vorgeschlagenes implizites Gewichtungsschema zur Bestimmung des Schätzwertes der impliziten Volatilität.

Für jeden Börsentag des Untersuchungszeitraums wird die implizite Volatilität eines Basiswerts sowohl auf der Basis sämtlicher Optionspreise als auch getrennt nach Money-Ratio- und Restlaufzeitklassen bestimmt. Die resultierenden Zeitreihen werden dann dazu benutzt, um typische Verlaufsmuster der impliziten Volatilität aufzudecken. Dazu gehört auch die Überprüfung der These, daß die implizite Volatilität, im Vergleich zur historischen Volatilität, ein besserer Prädiktor der zukünftigen Volatilität darstellt². Der nachfolgende Abschnitt 2 beschreibt die Daten und die zu testenden Hypothesen während im dritten Abschnitt die Bestimmung der impliziten Volatilität im Detail erläutert wird. Der 4. Abschnitt präsentiert die empirisch gefunden Verlaufsmuster der impliziten Volatilität. Der abschließende Abschnitt 5 faßt noch einmal die wichtigsten Beobachtungen zusammen.

²Diese These konnte bisher für den deutschen Optionsmarkt nicht bestätigt werden. Vergleiche hierzu die Ergebnisse von Trautmann (1986, 1989) auf der Basis von FOM-Preisdaten.

2 Daten und Hypothesen

2.1 Datenbeschreibung

Grundlage dieser Untersuchung sind Transaktionspreise (bezahlt-Preise) für Aktienoptionen, die im Zeitraum vom 1. April 1983 bis 25. Januar 1990 am *Frankfurter Optionsmarkt* (FOM) bzw. im Zeitraum vom 26. Januar 1990 bis 30. Dezember 1991 an der *Deutschen Terminbörse* (DTB) gehandelt wurden. Wir beschränken uns dabei auf die Optionsserien in den Basiswerten Daimler-Benz, Deutsche Bank, Siemens, Thyssen und Volkswagen. Letztere bildeten im Untersuchungszeitraum das liquideste Marktsegment im Optionsgeschäft. Handelsvolumen und Transaktionshäufigkeit in den untersuchten Optionsklassen unserer 'BIG5' genannten Stichprobe im Zeitraum vom 25. Januar 1990 bis 30. Dezember 1991 können Tabelle 1 entnommen werden.³

Tabelle 1

Handelsvolumen und Transaktionshäufigkeit in den untersuchten Optionsklassen

Basiswert	Kürzel	Handelsvolumen ^a		Transaktionshäufigkeit ^b	
		Calls	Puts	Calls	Puts
Daimler-Benz	DAI	3936.75	2902.89	324.07	255.21
Deutsche Bank	DBK	3995.60	2020.57	278.26	188.56
Siemens	SIE	6015.47	3459.54	412.93	255.24
Thyssen	THY	2113.15	766.02	193.46	104.99
Volkswagen	VOW	5825.14	3251.57	438.09	275.92

^a Durchschnittliches Handelsvolumen (Anzahl gehandelter Kontrakte) pro Tag im Zeitraum vom 26.1.1990 bis 30.12.1991.

^b Durchschnittliche Transaktionshäufigkeit (Anzahl beobachteter Transaktionspreise) pro Tag im Zeitraum vom 26.1.1990 bis 30.12.1991.

³Sämtliche FOM-Daten bzw. DTB-Daten wurden uns dankenswerter Weise von der Karlsruher Kapitalmarkt-Datenbank (KKMDB) zur Verfügung gestellt.

Während im Teilzeitraum vom 1. April 1983 bis 25. Januar 1990 am FOM typischerweise höchstens ein Transaktionspreis pro Tag und Optionsserie beobachtet werden konnte, liegen im Teilzeitraum vom 26. Januar 1990 bis 30. Dezember 1991 durchschnittlich 20 Preisnotierungen für abgeschlossene Geschäfte pro Tag und Optionsserie vor. Neben diesem quantitativen Unterschied in den Preisdaten für den alten (FOM) und den neuen (DTB) Markt für Aktienoptionen gibt es noch einen qualitativen Unterschied: DTB-Preisdaten besitzen sowohl eine Zeit- als auch Volumenkennung. Letztere umfaßt das in Kontrakten gemessene Transaktionsvolumen, das einem beobachteten Transaktionspreis zugrunde liegt. Die Zeitkennung informiert bis auf die Sekunde genau über die Uhrzeit (Systemzeit des DTB-Zentralrechners), zu der die Transaktion und der dazugehörige Preis zustande gekommen ist.

Für unsere Zwecke sind derart zeitgestempelte ('time-stamped') Optionspreisdaten besonders nützlich, falls der Basiswert zeitgleich (synchron) gehandelt wird und seine Kursnotierungen ebenfalls mit einer Zeitkennung versehen sind. Da wir über die zeitgestempelten, fortlaufenden Kursnotierungen an der Frankfurter Wertpapierbörse verfügen, liegt diese ideale Datensituation für die Untersuchungsperiode vom 26. Januar 1990 bis 30. Dezember 1991 vor.⁴ Die noch für diesen Untersuchungszeitraum verbleibende Einschränkung der Datengrundlage ist allein auf die Marktgegebenheiten zurückzuführen: Der DTB-Handel beginnt vor der Öffnung der Präsenzbörse in den Basiswerten um 10.30 Uhr und schließt auch erst nach Ende des Präsenzhandels um 13.30 Uhr. Dies bedeutet, daß von 9.30 Uhr bis 10.30 Uhr und von 13.30 Uhr - 15.00 Uhr keine zeitgleichen Kursnotierungen in den Basiswerten vorliegen.⁵ Aus diesem Grunde beschränken wir uns ausschließlich auf die Analyse der zwischen 10.30 Uhr - 13.30 Uhr zustande gekommenen Transaktionspreise im DTB-Handel.

⁴Die zeitgestempelten, fortlaufenden Notierungen der Basiswerte wurden uns freundlicherweise von der Frankfurter Wertpapierbörse zur Verfügung gestellt.

⁵Die uns zur Verfügung stehenden IBIS-Daten aus den Jahren 1990 und 1991 konnten für den vor- und nachbörslichen Handel nicht verwendet werden, weil diese unseres Wissens bis April 1991 nur indikativen Charakter hatten.

Alle zu berücksichtigenden Daten über Nebenrechte (Zeitpunkt und Höhe von Dividendenzahlungen, Zeitpunkt und Höhe der Gewährung von Bezugsrechten, etc.) wurden ebenfalls der *Karlsruher Kapitalmarktdatenbank* entnommen. Als Zinssatz für risikolose Anlagen wurde der Geldmarktsatz für 3-Monats-Geld am Frankfurter Bankplatz gewählt. Die entsprechenden Sätze wurden verschiedenen Ausgaben der *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank* entnommen.

2.2 Hypothesen

Black und Scholes (1973) nehmen in ihrem bahnbrechenden Modell eine *konstante* Momentanvarianz der Kursrenditen des zugrundeliegenden Basiswerts während der Laufzeit der Option an. Merton (1973) zeigt jedoch, daß die Black/Scholes-Formel auch dann noch Gültigkeit besitzt, wenn die Momentanvarianz sich über die Laufzeit als deterministische Funktion der Zeit ändert. In diesem Fall muß dann allerdings der Modellparameter 'Volatilität' als Wurzel des Durchschnitts der Momentanvarianz des Basiswerts über die Restlaufzeit der Option angesehen werden. Die durchschnittliche Momentanvarianz für eine Option mit der Restlaufzeit τ ist dann wie folgt definiert:

$$\sigma^2(\tau) = \tau^{-1} \int_0^{\tau} \sigma^2(t) dt. \quad (1)$$

Aufgrund dieser Erkenntnis kann auch die implizite Volatilität als Durchschnitt der während der Laufzeit einer Option sich realisierenden Volatilität angesehen werden.

Unter der Nullhypothese einer konstanten momentanen Volatilität des Basiswerts sollen nun die impliziten Volatilitäten für Aktienoptionen mit unterschiedlichen Ausstattungsmerkmalen (z.B. Restlaufzeit und Money-Ratio) verglichen werden. Zudem sollen systematische Volatilitätsdifferenzen im Zeitablauf festgestellt werden. Die zu testenden Nullhypothesen lauten daher wie folgt:

Hypothese 1: Es gibt keinen Zusammenhang zwischen dem Money-Ratio der Option und der impliziten Volatilität.

Hypothese 2: Es gibt keinen Zusammenhang zwischen der Laufzeit der Option und der impliziten Volatilität.

Hypothese 3: Es gibt keinen Zusammenhang zwischen dem Wochentag der Optionspreisnotierung und der impliziten Volatilität.

Hypothese 4: Es gibt kein typisches Intraday Verlaufsmuster für die implizite Volatilität.

Hypothese 5: Verfalltage von Optionskontrakten haben keinen Einfluß auf die implizite Volatilität.

Hypothese 6: Im Vergleich zur historischen Volatilität kann die implizite Volatilität die zukünftige Volatilität nicht besser vorhersagen.

3 Bestimmung der impliziten Volatilität

3.1 Bewertungsmodell

Black und Scholes (1973) leiten den Wert einer Europäischen Kaufoption auf eine Aktie als eine Funktion des gegenwärtigen Aktienkurses, der Restlaufzeit, des Basispreises, des Zinssatzes für risikolose Anlagen und der Volatilität des zugrundeliegenden Basiswerts ab. Dabei unterstellen sie u.a., daß während der Restlaufzeit des Optionsrechtes keine Nebenrechte (Dividende, Bezugsrechte etc.) auf den Basiswert entfallen. Merton (1973) zeigt jedoch, daß unter dieser Annahme die Black/Scholes-Formel auch im Fall Amerikanischer Kaufoptionen gültig ist, weil sich in diesem Fall frühzeitiges Ausüben niemals lohnt. Zudem kann die Formel auch dann zur Bewertung Amerikanischer Kaufoptionen herangezogen werden, wenn auf den Basiswert während der Restlaufzeit der Optionen eine endliche Anzahl von Nebenrechten mit bekanntem Wert entfallen und trotz der Gewährung dieser Nebenrechte eine frühzeitige Ausübung (vor dem Verfallzeitpunkt) nicht optimal ist. In diesem Fall ist allerdings anstelle des gegenwärtigen Aktienkurses der gegenwärtigen Aktienkurs minus dem Barwert der zukünftigen Nebenrechte als Modellparameter zu verwenden.

Seit der Aufhebung des "Dividendenschutzes" für Aktienoptionen zum 1. April 1987 ist jedoch am deutschen Aktienoptionsmarkt die frühzeitige Ausübung von Kurzläufern

unmittelbar vor dem Dividendenabschlag vorteilhaft.⁶ Aus diesem Grunde entscheiden wir uns dafür, anstelle der Black/Scholes-Formel die von Geske (1979) und Whaley (1981) korrigierte Bewertungsformel von Roll (1977) zu verwenden. Mit den Vereinbarungen

- S \equiv Aktueller Kurswert des Basiswerts abzüglich des Kapitalwerts der Dividende, die während der Laufzeit der Option auf den Basiswert entfällt,
 K \equiv Basispreis,
 T \equiv Restlaufzeit,
 t \equiv Laufzeit bis zum Zeitpunkt der (potentiellen) Gewährung einer Dividende,
 r \equiv Zinssatz für risikolose Anlage bzw. Aufnahme,
 σ \equiv Volatilität,

lautet diese wie folgt:

$$\begin{aligned}
 C^R(S, T, K) = & S [N_1(b_1) + N_2(a_1, -b_1; \sqrt{t/T})] \\
 & - Ke^{-rT} [N_1(b_2)e^{r(T-t)} + N_2(a_2, -b_2; -\sqrt{t/T})] \\
 & + aDe^{-rt}N_1(b_2),
 \end{aligned} \tag{2}$$

wobei

$$\begin{aligned}
 a_1 &= \frac{\ln(S/K) + (r + 0,5\sigma^2)T}{\sigma\sqrt{T}}, & a_2 &= a_1 - \sigma\sqrt{T}, \\
 b_1 &= \frac{\ln(S/S_t^*) + (r + 0,5\sigma^2)t}{\sigma\sqrt{t}}, & b_2 &= b_1 - \sigma\sqrt{t},
 \end{aligned}$$

und S_t^* den kritischen ex-Dividende-Aktienkurs im Zeitpunkt t darstellt, für den der Ausübungswert der Option auf der Basis des cum-Dividende-Kurses dem Black/Scholes-Wert auf der Basis des ex-Dividende-Kurses entspricht:

$$C^{BS}(S_t^*, T - t, K) = S_t^* + \alpha D - K. \tag{3}$$

Im Unterschied zur Black/Scholes-Formel berücksichtigt diese Formel das Recht, die Amerikanische Option frühzeitig auszuüben. Genauso wie im Black/Scholes-Modell wird je-

⁶Die vor dem 1. April 1987 erstmals gehandelten Optionsserien waren dividendengeschützt. Sie werden auf der Basis der Black/Scholes-Formel bewertet, die für diesen Fall eine gute Approximation darstellt (vgl. Trautmann (1986)).

doch unterstellt, daß die Aktienkursänderungen einer geometrischen Brown'schen Bewegung genügen und die momentane Standardabweichung der Kursrendite entweder konstant oder allenfalls eine deterministische Funktion der Zeit darstellt. Bei der zu beobachtenden zufälligen Änderung der historischen und auch impliziten Volatilität erscheint es daher fragwürdig, dieses Modell zu verwenden. Glücklicherweise haben jedoch die Simulationen von Hull und White (1987) für den Fall stochastischer Volatilitäten gezeigt, daß die Verzerrung der Black/Scholes-Preise vernachlässigbar ist, wenn es sich um Kaufoptionen handelt, die nahe am Geld notieren. Die Verletzung der Diffusionsannahme aufgrund der nachgewiesenen statistischen Signifikanz von Aktienkurssprüngen hat ebenfalls nur geringen Einfluß auf den Wert von at-the-money Optionen und deren implizite Volatilität.⁷

3.2 Schätzverfahren

Falls an einem Handelstag innerhalb des Untersuchungszeitraums n Transaktionspreise in den Optionsserien auf einen bestimmten Basiswert vorliegen, können n implizite Volatilitäten durch Gleichsetzen des Marktpreises der Option, C_j , mit dem Modellpreis, C_j^R , erhalten werden:

$$C_j = C_j^R(\sigma_j), \quad j = 1, \dots, n. \quad (4)$$

Die getrennte numerische Auflösung dieser n nichtlinearen Gleichungen nach dem Volatilitätsparameter σ_j ergibt nun n unterschiedliche Schätzungen für die implizite Volatilität. Um einen einzigen Schätzwert zu gewinnen, werden üblicherweise die Einzelbeobachtungen gewichtet und ein Mittelwert gebildet. Bezeichnet ω_j das Gewicht der j -ten impliziten Volatilität, dann wird die Volatilitätsschätzung formal wie folgt bestimmt:

$$\hat{\sigma} = \frac{\sum_{j=1}^n \omega_j \hat{\sigma}_j}{\sum_{j=1}^n \omega_j}. \quad (5)$$

Zu diesem Zweck wurde in der Literatur eine Reihe von impliziten und expliziten Gewichtungsschemata vorgeschlagen. Zur letzteren Gruppe zählt beispielsweise das von Latane und Rendleman (1976) ursprünglich vorgeschlagene Verfahren, bei dem die implizite Volatilität einer einzelnen Preisbeobachtung mit der partiellen Ableitung des Optionspreises

⁷Vgl. hierzu die Ergebnisse von Trautmann und Beinert (1995) für den deutschen Markt.

bezüglich der Volatilität des Basispapiers gewichtet wird. Dieses Vorgehen sorgt dafür, daß die implizite Volatilität eines Optionspreises stärkeres Gewicht bekommt, wenn der Optionspreis sensitiver bezüglich Änderungen der Volatilität reagiert. Das Verfahren von Chiras und Manaster (1978) folgt einer ähnlichen Logik, wobei anstelle der partiellen Ableitung die Elastizität des Kaufoptionspreises bezüglich der Volatilität als Gewichtungsfaktor herangezogen wird. Während diese Gewichtungsfaktoren explizit dargestellt werden können, trifft dies für die Gewichtungsfaktoren, die Whaley (1982) zur Bestimmung der impliziten Volatilität heranzieht, nicht zu. Whaley (1982) schätzt vielmehr die implizite Volatilität derart, daß die Summe der quadrierten Abweichungen zwischen dem beobachteten Marktpreis und dem errechneten Modellwert minimiert wird:

$$\hat{\sigma} = \min_{\sigma} \sum_{j=1}^n (C_j - C_j^R(\sigma))^2 . \quad (6)$$

Dies bedeutet, daß der Schätzwert für die implizite Volatilität mit Hilfe eines nichtlinearen Regressionsverfahrens bestimmt werden muß. Dazu müssen die nichtlinearen Gleichungen (4) wie folgt linearisiert werden:

$$C_j = C_j^R(\sigma^0) + \left. \frac{\partial C_j^R}{\partial \sigma} \right|_{\sigma^0} (\sigma - \sigma^0) + \dots \text{Terme höherer Ordnung} \dots + \epsilon_j . \quad (7)$$

Die Vernachlässigung von Termen höherer Ordnung und die Erfassung bekannter Ausdrücke auf der linken Seite ergibt die folgende lineare Regressionsgleichung:

$$C_j - C_j^R(\sigma^0) + \sigma^0 \left. \frac{\partial C_j^R}{\partial \sigma} \right|_{\sigma^0} = \sigma \left. \frac{\partial C_j^R}{\partial \sigma} \right|_{\sigma^0} + \epsilon_j . \quad (8)$$

Die iterative Schätzung von σ führt zum gewünschten Ergebnis.

4 Verlaufsmuster der impliziten Volatilität

Aufgrund der eingangs erwähnten Zeitkennung von DTB-Daten ist die Schätzung der impliziten Volatilität (ISD)⁸ auf der Basis von DTB-Daten und zeitgestempelten Aktienkursen besonders zuverlässig. Daher beschränken wir uns im wesentlichen auf die Darstellung der ISD-Verlaufsmuster ab Januar 1990. Die Überprüfung von Laufzeit- und Money-Ratio-Effekten (Hypothese 1 und 2) erfolgt in Abschnitt 4.1. Wochentageeffekte (Hypothese 3) und Intraday-Effekte (Hypothese 4) werden in Abschnitt 4.2 untersucht. Hieran schließt sich in Abschnitt 4.3 die Analyse von Verfalltagseffekten (Hypothese 5) an. Die Güte der ISD als Prädiktor der zukünftigen Volatilität (FSD) wird abschließend in Abschnitt 4.4 betrachtet. Nur in diesem Zusammenhang werden sowohl FOM- als auch DTB-Daten herangezogen. Für jeden Handelstag der DTB und jede der fünf betrachteten Optionsklassen erfolgt eine weitere Klasseneinteilung bezüglich des gerade betrachteten Merkmals. Die verwendete Klasseneinteilung bezüglich der Money-Ratio ist in Tabelle 2 angegeben.

Tabelle 2

Money-Ratio-Klassen

Money-ratio: S/K	Klasse
$S/K \leq 0,80$	V1 (deep-out-of-the-money)
$0,80 < S/K \leq 0,85$	V2 (deep-out-of-the-money)
$0,85 < S/K \leq 0,90$	V3 (out-of-the-money)
$0,90 < S/K \leq 0,95$	V4 (out-of-the-money)
$0,95 < S/K \leq 1,00$	V5 (at-the-money)
$1,00 < S/K \leq 1,05$	V6 (at-the-money)
$1,05 < S/K \leq 1,10$	V7 (in-the-money)
$1,10 < S/K \leq 1,15$	V8 (in-the-money)
$1,15 < S/K \leq 1,20$	V9 (deep-in-the-money)
$1,20 < S/K$	V10 (deep-in-the-money)

⁸ISD ist die im angelsächsischen Sprachraum übliche Abkürzung für die implizite Volatilität und steht für Implied Standard Deviation.

4.1 Laufzeit- und Money-Ratio-Effekte

Verlaufsmuster der ISD in Abhängigkeit der Laufzeit- und/oder Money-Ratio sind in den Abbildungen 1 bis 5 dargestellt. In Abbildung 1 ist die ISD in Abhängigkeit von 10 Money-Ratio-Klassen und 28 Restlaufzeitklassen⁹ abgebildet. Zwei typische Verlaufsmuster sind dabei erkennbar:

- Insbesondere bei Optionen mit kurzer Restlaufzeit (Kurzläufer) existiert ein u-förmiger ISD-Verlauf in Abhängigkeit der Money-Ratio.
- Die ISD sinkt mit zunehmender Restlaufzeit. Dieser Zusammenhang ist besonders ausgeprägt bei in-the-money Optionen und weniger stark bei out-of-the-money Optionen.

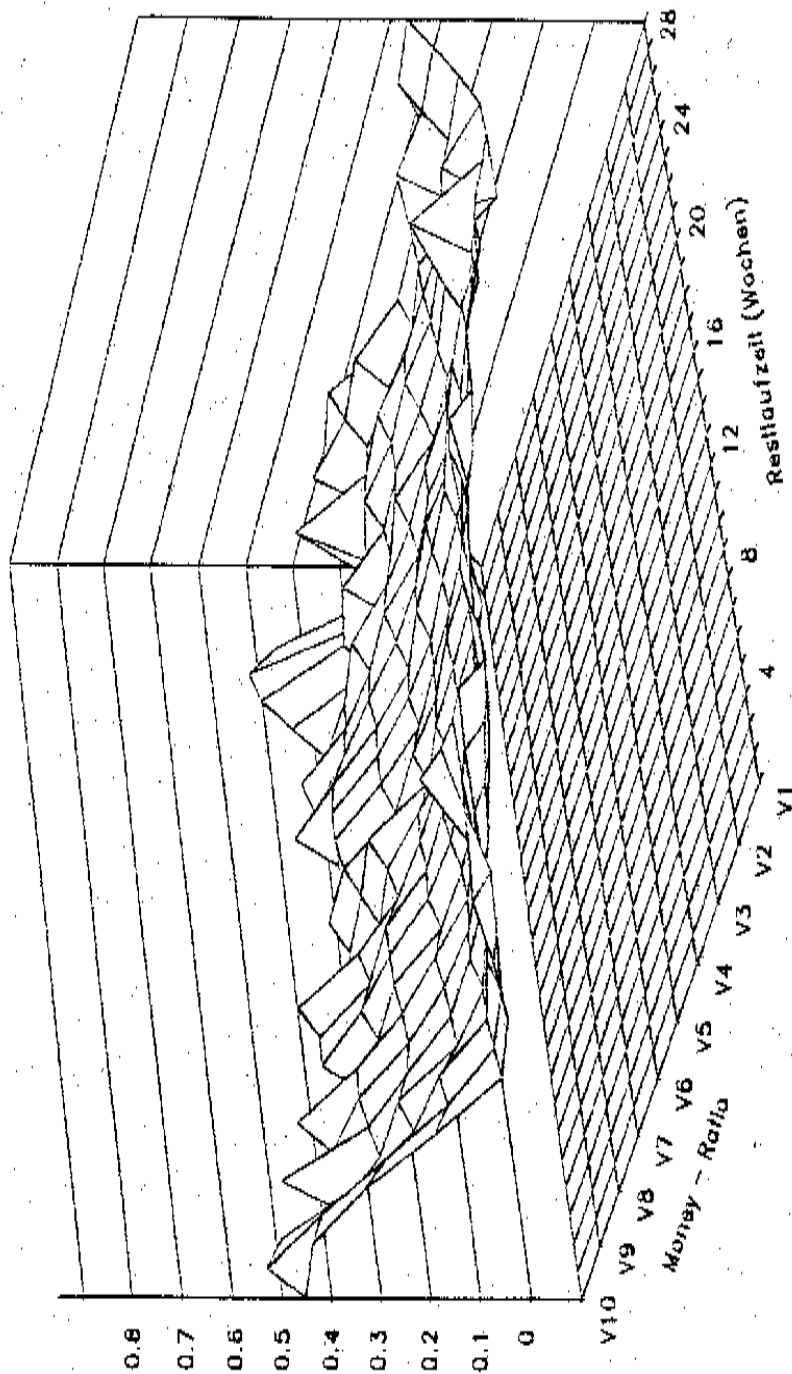
Dieses typische Verlaufsmuster bestätigt die Ergebnisse von Trautmann (1986, 1989) auf der Basis von FOM-Daten des Zeitraums vom 1. April 1983 bis 31. März 1987. Die modellmäßige Bewertung von at-the-money DTB-Optionen mit kurzer Restlaufzeit wurde ebenfalls von Trautmann (1989) für FOM-Optionen beobachtet. Dennoch scheint dieses Verlaufsmuster für at-the-money Optionen von der gewählten Stichprobe abhängig zu sein. In der umfassenden Studie von Rubinstein (1985) ist in den Jahren 1976 und 1977 für CBOE-Optionen ein direkter Zusammenhang zwischen der ISD und der Restlaufzeit für at-the-money Optionen zu beobachten. Im sich anschließenden Teilzeitraum von 1977 bis 1978 kehrt sich dieser Zusammenhang um.

Money-Ratio Effekt

In Abbildung 2 erfolgt die Darstellung der ISD lediglich in Abhängigkeit der Money-Ratio. Die ISD liegt für in-the-money und out-of-the-money Optionen über der durchschnittlichen historischen Volatilität, für at-the-money Optionen liegt sie hingegen unter der historischen Volatilität. Die ISD weist somit in Abhängigkeit der Money-Ratio einen

⁹Die Klasseneinteilung der Restlaufzeit erfolgt auf der Basis von Wochen. Kurzläufer (Frist 1) haben eine Restlaufzeit von 1 bis 4 Wochen. Mittelläufer 1 (Frist 2) verfallen in 5 bis 8 Wochen. Mittelläufer 2 (Frist 3) laufen in 9 bis 12 Wochen aus. Langläufer 2 (Frist 4) haben eine Restlaufzeit von 13 bis 26 Wochen. In Abbildung 1 sind die Werte in den Restlaufzeitklassen 27 und 28 extrapoliert.

Abbildung 1
Implizite Volatilitaet
(DTB/BIG5-Calls, 90/1-91/12)



u-förmigen Verlauf auf. Die Überbewertung der at-the-money Optionen durch das Bewertungsmodell bleibt also auch dann bestehen, wenn nicht nach Restlaufzeiten unterteilt wird. Dieses für die betrachteten DTB-Optionspreise typische Verlaufsmuster gilt nicht generell. So dokumentiert Rubinstein (1985) für CBOE-Optionen in den Jahren 1976 und 1977 ein Ansteigen der ISD mit abnehmendem Basispreis.¹⁰ Auf der Basis anderer Zeiträume kehrt sich dieses Ergebnis jedoch gerade um. Ein Ansteigen der ISD mit steigendem Basispreis wurde von Black (1975) in den Jahren 1973 und 1974 beobachtet. Zu diesem Ergebnis gelangt ebenfalls Rubinstein (1985), wenn er die CBOE Optionen in den Jahren 1977 und 1978 betrachtet. Das beobachtete ISD-Verlaufsmuster der CBOE-Optionen bezüglich der Money-Ratio ist daher im Zeitablauf nicht stabil.

Abbildung 2 ist zudem die Verteilung der Preisbeobachtungen über die Money-Ratio Klassen zu entnehmen. Die Anzahl der Beobachtungen (NOBS) für die einzelnen Money-Ratio Klassen kann anhand der rechten Skala abgelesen werden. Offensichtlich umfaßt die Klasse der Kaufoptionen, die am bzw. knapp aus dem Geld notieren (Klasse 5), die meisten Preisbeobachtungen. In den deep-out-of-the-money und deep-in-the-money Klassen liegen nur noch sehr wenige Preisbeobachtungen.

Abbildung 3 veranschaulicht den Money-Ratio-Effekt getrennt nach Verfallterminklassen (Fristenklassen). Der u-förmige Verlauf der ISD ist bei alle Fristenklassen zu erkennen. In der Abbildung bezeichnet F1 die Klasse der Optionen, die am nächsten dem Beobachtungstag folgenden Verfalltermin verfallen (Kurzläufer). Die Optionen in den Klassen F2 bzw. F3 verfallen in maximal zwei bzw. drei Monaten. F4 enthält schließlich die Optionen mit der längst möglichen Restlaufzeit, d.h. bis zu sechs Monaten (Langläufer). Wie bereits Abbildung 1 zeigt, ist der u-förmige Verlauf extrem ausgebildet für die Kurzläufer. Dieser Verlauf verflacht mit zunehmender Restlaufzeit der Optionen.

¹⁰Dieses Ergebnis wird für das Jahr 1976 von MacBeth und Merville (1979) bestätigt.

Abbildung 2
 Implizite Volatilitaet und Money-Ratio
 (DTB/BIG5-Calls, 91/1-91/12)

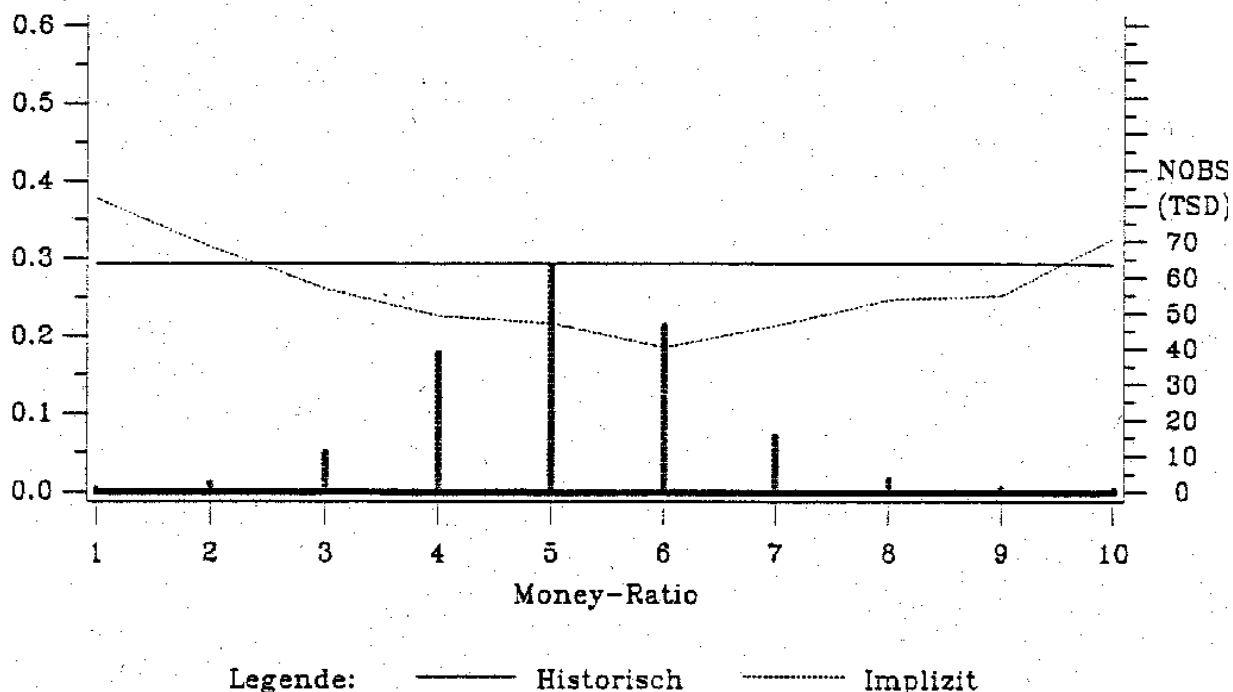
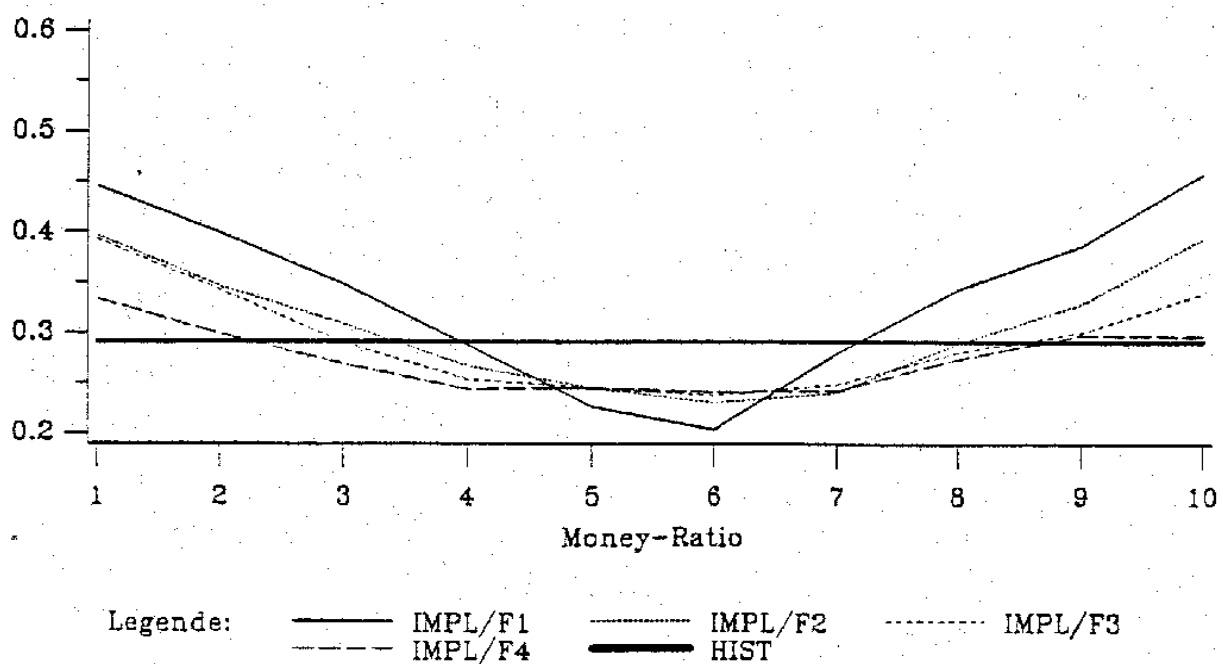


Abbildung 3
 Implizite Volatilitaet und Money-Ratio
 (DTB/BIG5-Calls, 90/1-91/12)



Restlaufzeiteffekt

In den Abbildungen 4 und 5 wird die ISD von at-the-money Optionen¹¹ in Abhängigkeit der Restlaufzeit dargestellt. Auffallend ist die niedrige ISD von Kurzläufern. Mit steigender Restlaufzeit steigt die ISD leicht an, um dann wieder für die längste Restlaufzeitklasse abzunehmen. Diese Abbildung zeigt zudem die empirische Verteilung des Modellparameters Restlaufzeit. Gemäß der rechten Skala, wurden für Kurzläufer mit einer Restlaufzeit von bis zu 30 Tagen mehr als dreimal so viele Preise beobachtet wie für Optionen mit einer mittleren Restlaufzeit von 30 bis 100 Tagen. Für Langläufer, also Optionen mit einer Restlaufzeit von mehr als 100 Tagen, gibt es die wenigsten Beobachtungen. Hier entfallen auf jede Restlaufzeitklasse weniger als 1000 Beobachtungen im Untersuchungszeitraum. Gegenübergestellt wird der ISD die zukünftige Volatilität. Als zukünftige Volatilität bezeichnen wir diejenige Volatilität, die sich aus den Kassakursen vom Beobachtungstag bis zum Verfalltag der Option ergibt. Für Optionen mit besonders kurzer bzw. langer Restlaufzeit liegt die ISD deutlich unter der zukünftigen Volatilität.

Abbildung 5 zeigt den Verlauf der ISD für VW in Abhängigkeit der Restlaufzeit. Die Kurzläufer sind wiederum durch eine niedrige ISD gekennzeichnet. Mit steigender Restlaufzeit nimmt die ISD jedoch deutlich zu. Hier liegt die zukünftige Volatilität meist deutlich über der ISD.¹²

4.2 Wochentags- und Intraday- Effekte

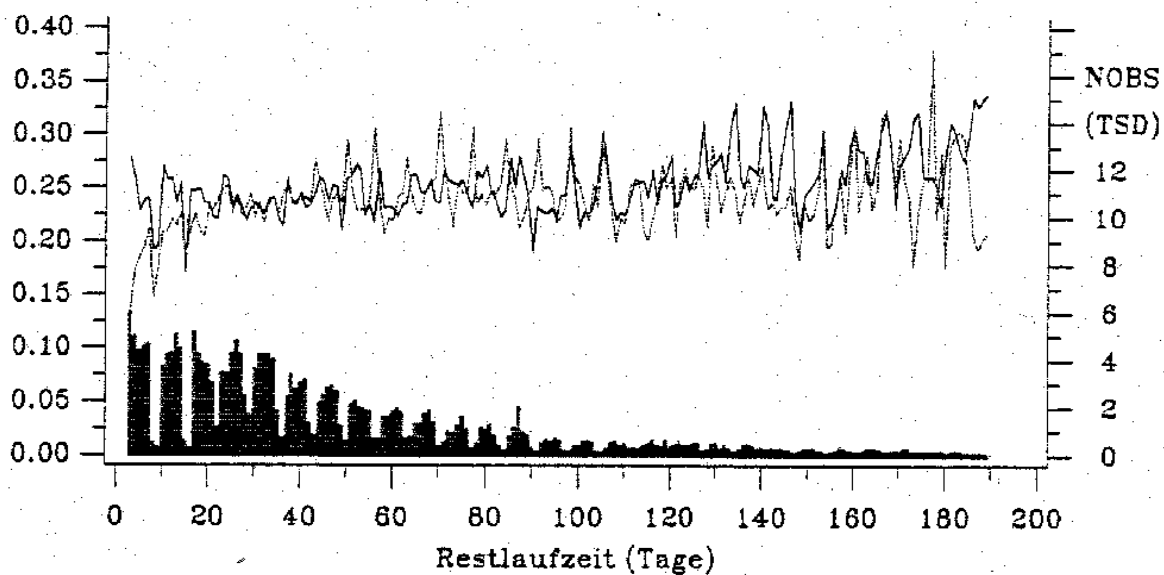
Wochentageeffekt

Abbildung 6 und 7 stellen die ISD-Verlaufsmuster in Abhängigkeit der Money-Ratio getrennt nach Wochentagen dar. Für die hier betrachteten Kurzläufer ist der typische u-förmige Verlauf an allen Wochentagen zu beobachten. An Freitagen ist er jedoch aus-

¹¹Für diese Darstellung sind die Money-Ratio Klassen 5 und 6 zu einer Klasse zusammengefaßt worden. Betrachtet werde somit Optionen mit einer Money-Ratio von 0,95 bis 1,05.

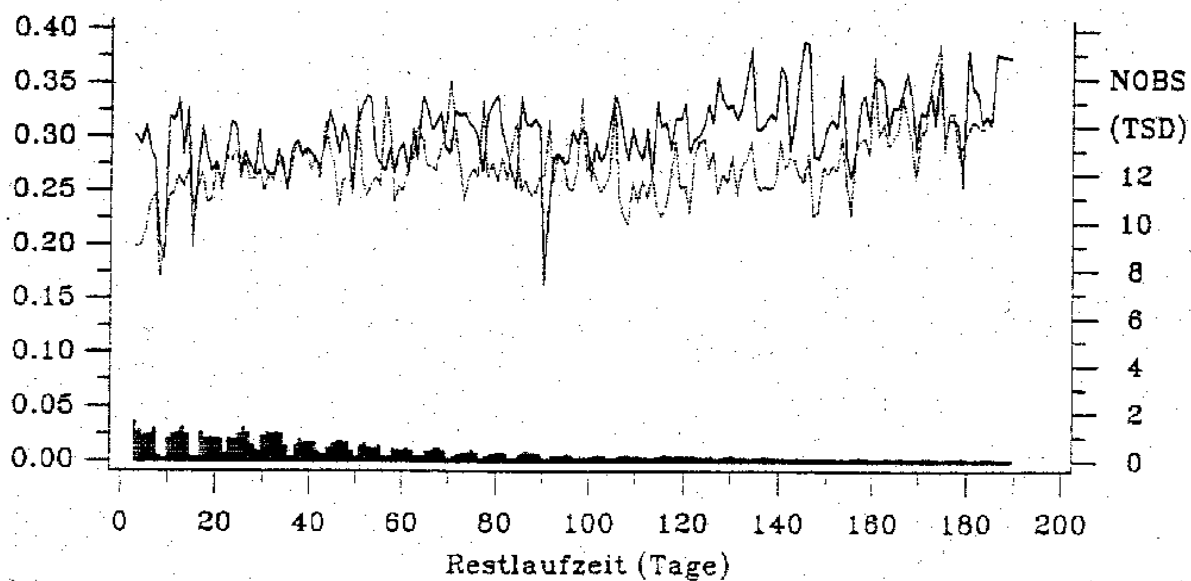
¹²Bei Siemens (die Ergebnisse sind hier nicht abgebildet) liegen dagegen – wenn man von Optionen mit einer Restlaufzeit von weniger als 20 Tagen absieht – die Kurven von zukünftiger und impliziter Volatilität recht nah beieinander.

Abbildung 4
 Implizite Volatilitaet und Restlaufzeit
 (DTB/BIG5-at-Calls, 90/1-91/12)



Legende: — Zukuenftig Implizit

Abbildung 5
 Implizite Volatilitaet und Restlaufzeit
 (DTB/BIG5-at-Calls, VW, 90/1-91/12)



Legende: — Zukuenftig Implizit

geprägter als an den restlichen Börsentagen der Woche. Die ISD von out-of-the-money Optionen ist an Freitagen deutlich höher, die von at- und in-the money Optionen hingegen niedriger als an den übrigen Wochentagen. Da der letzte Handelstag in der Regel ein Freitag ist, könnte dieser 'Freitags'-Effekt darauf zurückzuführen sein.

Daher werden im Unterschied zur Abbildung 6, in Abbildung 7 die letzten Handelstage nicht berücksichtigt. Es zeigt sich, daß die Freitags-ISDs aus Abbildung 7 im allgemeinen über der aus Abbildung 6 liegen. Somit ist die ISD an den letzten Handelstagen für Optionen mit kurzer Restlaufzeit im allgemeinen deutlich niedriger als an den übrigen Tagen¹³. Dennoch bleibt der sogenannte Freitags-Effekt bestehen. Eine Ursache hierfür kann das Bestreben der Marktteilnehmer sein, offene Positionen noch vor dem Wochenende zu schließen. Dieses Ergebnis bestätigt die Ergebnisse von Harvey und Whaley (1992). Sie beobachten für at-the-money Optionen auf den Standard & Poor 100 Index mit einer Restlaufzeit von mindestens 15 Tagen, an Freitagen eine niedrigere ISD als an den übrigen Wochentagen. Dagegen wird an Montagen eine höhere ISD beobachtet.

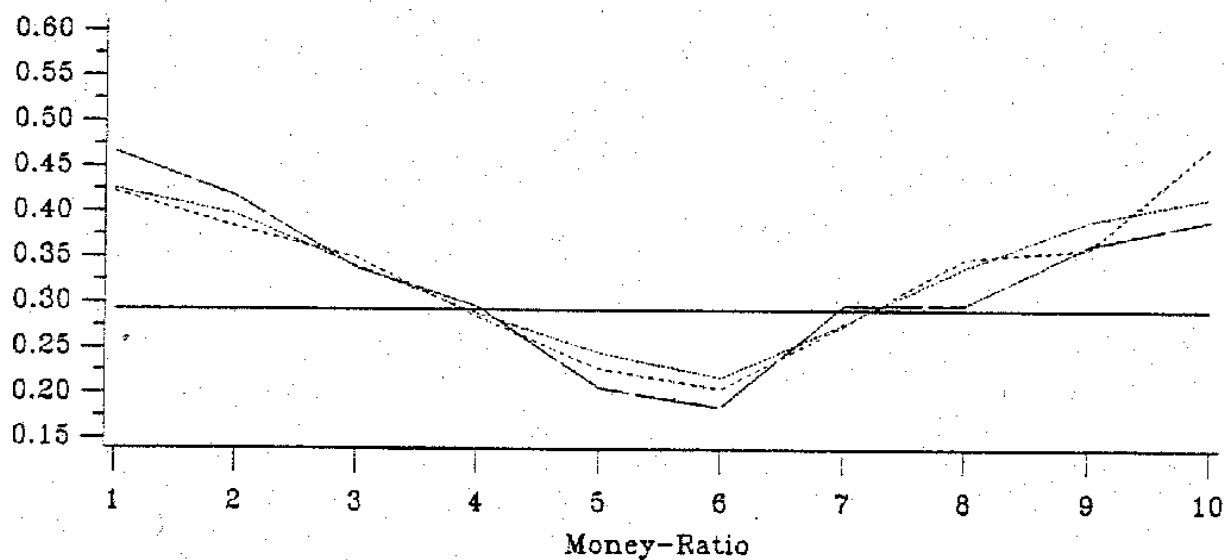
Intraday-Effekt

Die Abbildungen 8 und 9¹⁴ bestätigen die in Abschnitt 2.2 formulierte Hypothese, daß es kein typisches Intraday-Verlaufsmuster gibt. Es werden jedoch lediglich Kaufoptionspreise (der 5 liquidesten Optionsklassen der DTB) in der Börsenzeit zwischen 10.30 und 13.30 betrachtet. Somit kann außerhalb dieses Uhrzeitintervalls und/oder für weniger liquide Optionsklassen die Existenz eines typischen Verlaufsmusters nicht ausgeschlossen werden.

¹³Betrachtet man nun Optionen mit längerer Restlaufzeit (diese Ergebnisse sind hier nicht im einzelnen abgebildet) so wirkt sich der letzte Handelstag auch auf diese Optionen aus. Der Einfluß beschränkt sich jedoch auf die ISD von deep-in-the-money Optionen. Sie ist an den letzten Handelstagen niedriger als im Durchschnitt über alle Freitage. Mit zunehmender Restlaufzeit verflacht dieser Effekt jedoch zusehens.

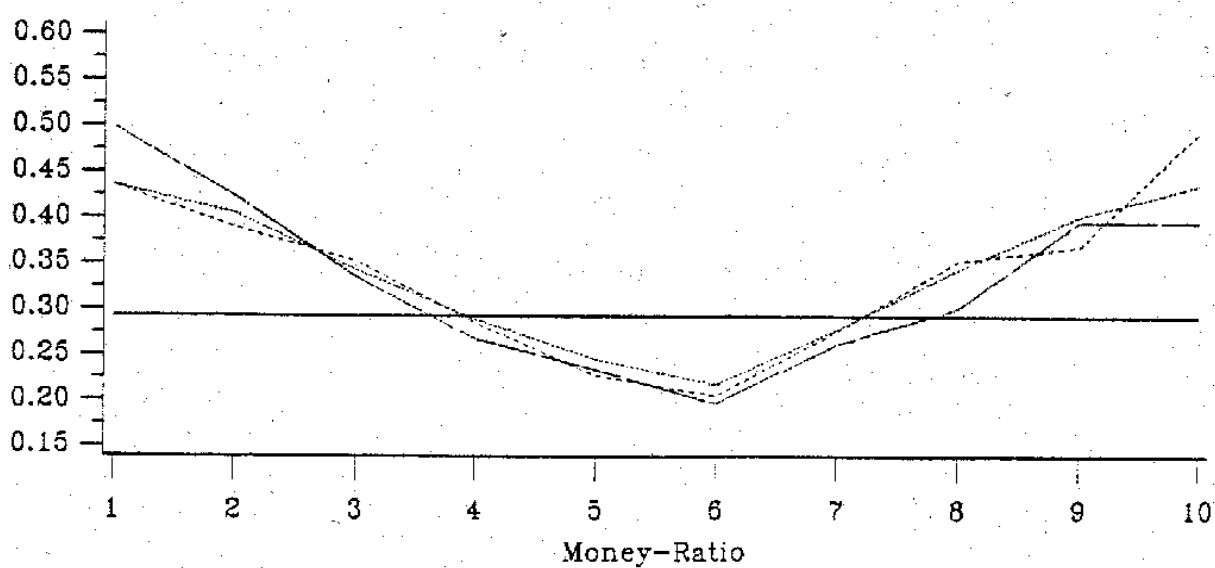
¹⁴Für diese Abbildung sind lediglich drei Money-Ratio Klassen gebildet worden. Die Money-Ratio Klassen 1 bis 4 wurden zur Klasse der out-of-the-money Optionen, die Klassen 5 und 6 zur Klasse der at-the-money Optionen und schließlich die Klassen 7 bis 10 zur Klasse der in-the-money Optionen zusammengefaßt.

Abbildung 6
 Implizite Volatilitaet und Wochentage
 (DTB/BIG5-Calls, Kurzlauer, 90/1-91/12)



Legende: — HIST — IMPL/mo
 - - - IMPL/Rest - · - IMPL/fr

Abbildung 7
 Implizite Volatilitaet und Wochentage
 (DTB/BIG5-Calls, Kurzlauer, OLH, 90/1-91/12)



Legende: — HIST — IMPL/mo
 - - - IMPL/Rest - · - IMPL/fr

Abbildung 8
 Implizite Volatilitaet im Tagesablauf
 (DTB/BIG5-Calls, Kurzlaeufer, 90/1-91/12)

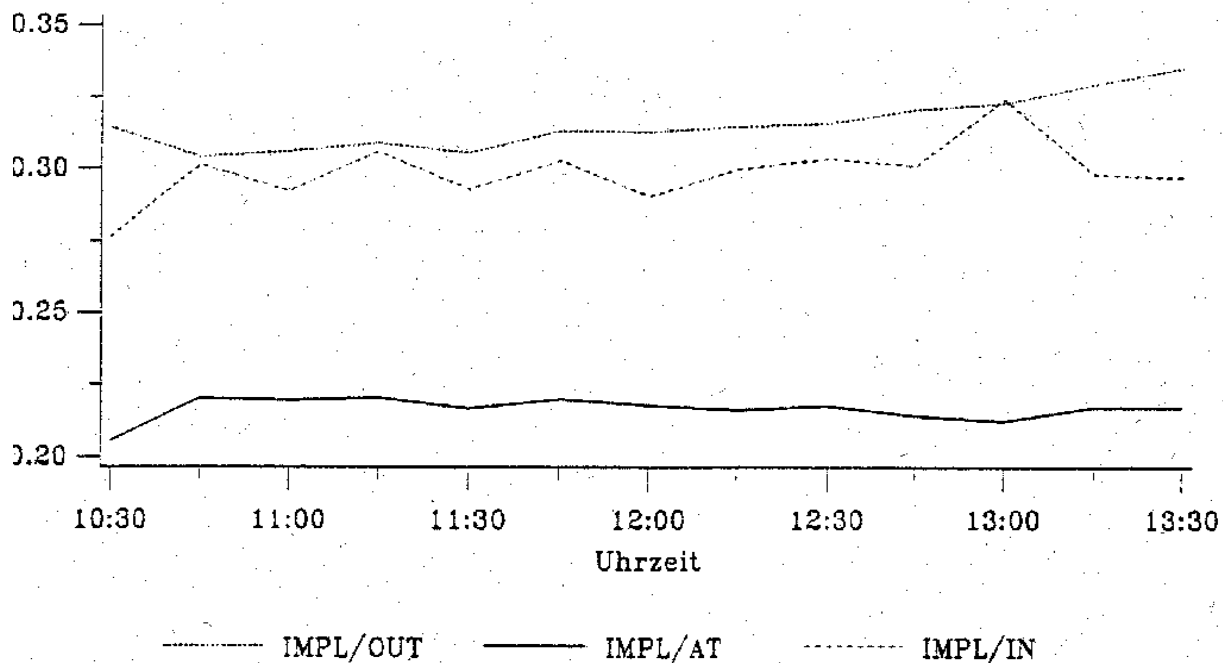
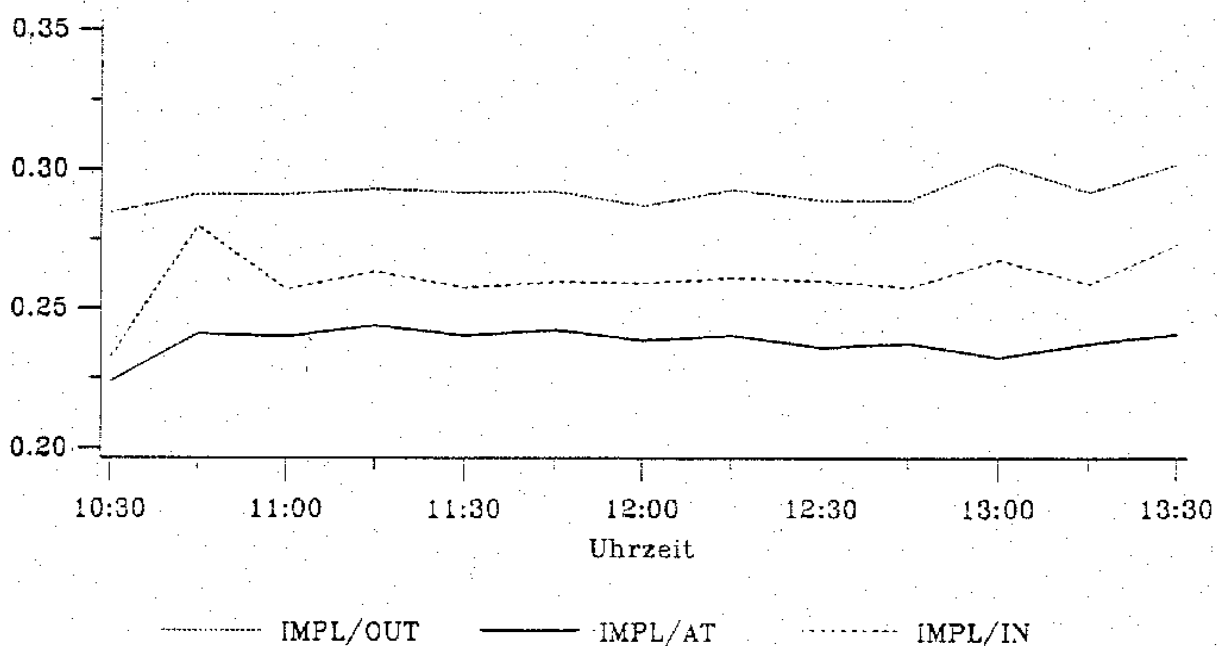


Abbildung 9
 Implizite Volatilitaet im Tagesablauf
 (DTB/BIG5-Calls, Mittellaeufer 1, 90/1-91/12)



4.3 Verfalltagseffekte

Die in den Aktienoptionspreisen implizierten Volatilitäten reflektieren die Einschätzung der Investoren bezüglich der erwarteten zukünftigen Schwankung der Aktienkursrendite über die Restlaufzeit der Option. Wie bereits in Abschnitt 2.2 dargelegt, kann die ISD als Durchschnitt der täglichen Volatilitäten des zugrundeliegenden Wertpapiers über die Restlaufzeit der Option aufgefaßt werden. Angenommen die Marktvolatilität steige vor einem Verfalltermin generell kurzfristig an (beispielsweise aufgrund von steigenden Umsätzen in den den Optionen zugrundeliegenden Wertpapieren), dann sollte die ISD einer Option mit kurzer Restlaufzeit signifikant größer sein als die einer Option mit langer Restlaufzeit. Daher sollte die Differenz aus den ISD von Optionen mit nur 3 Tagen Restlaufzeit und derjenigen mit 33 Tagen Restlaufzeit positiv sein. Wird dagegen die Marktvolatilität als im Zeitablauf konstant angenommen, so lautet die zu überprüfende Hypothese: Die Differenz der ISD von Optionen unterschiedlicher Restlaufzeit beträgt null.

Der beschriebene Verfalltagseffekt wurde erstmals von Day und Lewis (1988) für Optionen auf US-amerikanische Aktienindizes¹⁵ überprüft. Day und Lewis dokumentieren ein Ansteigen der ISD dieser Optionen kurz vor den Quartals-Verfallterminen der Futures auf den Aktienindex sowie vor den monatlichen Verfallterminen der Optionen auf den Aktienindex. Letzterer Anstieg fällt jedoch weit geringer aus. Day und Lewis (1988) argumentieren in Anlehnung an Stoll und Whaley (1987) wie folgt: der Volatilitätsanstieg resultiert aus dem Ausübungsmodus der Futures auf den Aktienindex, welcher einen Barausgleich vorsieht. Dies führt zu einem überdurchschnittlichen Handelsvolumen sowie einem Anstieg der Marktvolatilität an den Quartals-Verfallterminen. Ein eventuell durch Indexarbitrage herbeigeführtes Ungleichgewicht führt zu einem Preisdruck und damit erhöhter Volatilität in dem den Futureskontrakten zugrundeliegenden Aktienindex.

In Anlehnung an das Vorgehen von Day und Lewis (1988) testen wir die Hypothese von im Zeitablauf konstanten Volatilitäten. Abbildung 10 veranschaulicht die ISD von at-the-money DTB-Optionen der Kurzläufer im Zeitablauf. Das regelmäßigen Absinken der ISD erfolgt jeweils zum letzten Handelstag. Somit kommt hier der Verfalltagseffekt

¹⁵Dazu zählen Major Market Index, NYSE Composite Stock Index und S&P 100.

zum Ausdruck. Der Verfalltagseffekt wird nun auf der Basis von Optionspreisen, die bis zu fünf Börsentagen vor dem Verfalltermin und bis zu vier Börsentage nach dem Verfalltermin notiert wurden, überprüft. In Tabelle 3 und 4 sind die durchschnittlichen Differenzen der ISD unterschiedlicher Fristenklassen an diesen 10 Tagen über alle im Untersuchungszeitraum enthaltenen Verfalltermine zusammengestellt¹⁶. Für Tabelle 3 beschränken wir uns dabei auf die Analyse der ISD von at-the-money Aktienoptionen¹⁷ für die 23 DTB-Verfalltermine im Untersuchungszeitraum. Die Beschränkung auf at-the-money Optionen erfolgt aufgrund der Tatsache, daß diese Optionen den liquidesten Teilmarkt darstellen. In Tabelle 4 werden hingegen in-the-money Optionen betrachtet.

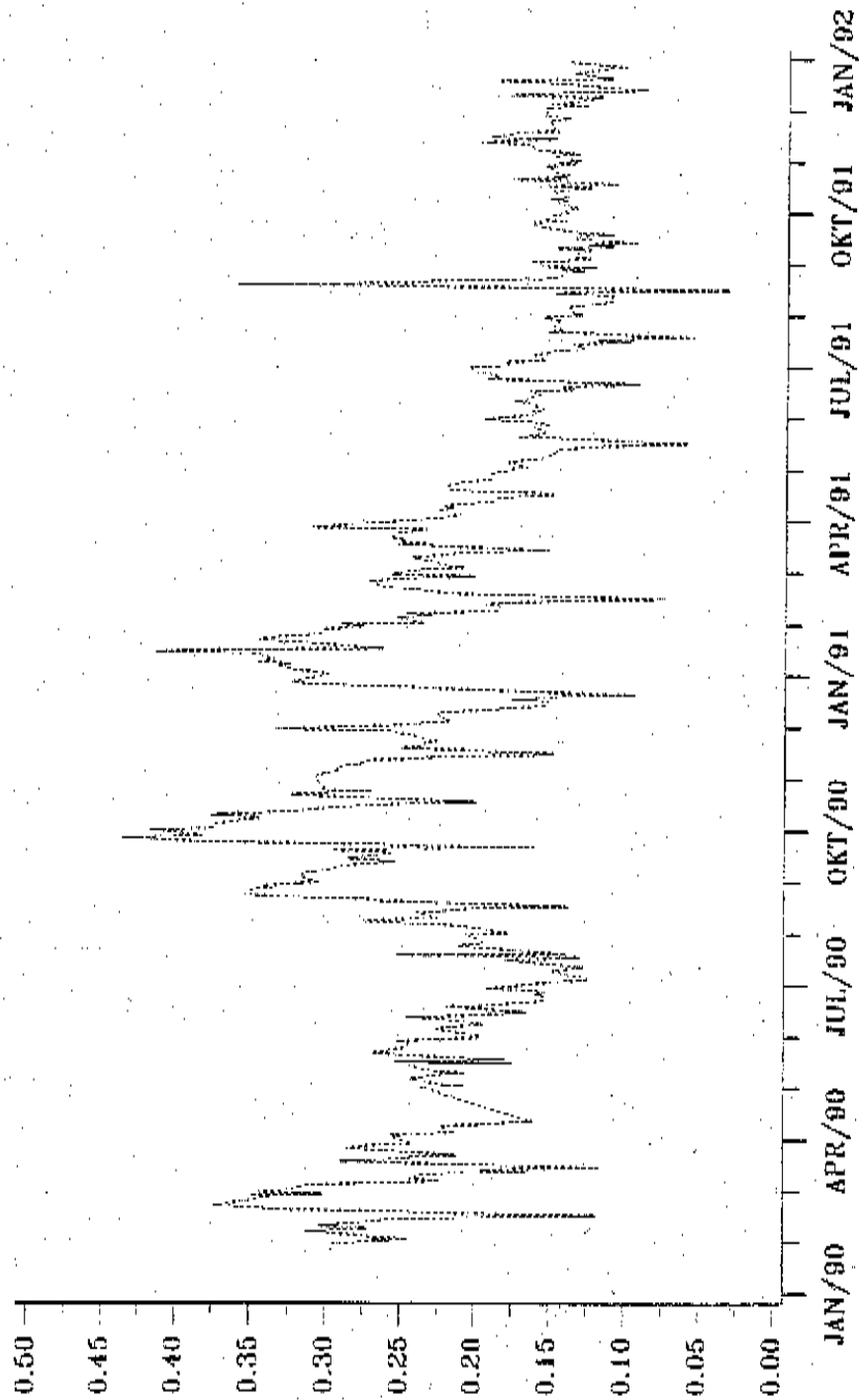
Die ersten drei Spalten der Tabellen geben die Differenzen zwischen der ISD der am Verfalltag auslaufenden Optionen und den ISD von Optionen mit längerer Restlaufzeit an¹⁸. Die weiteren Spalten geben die Differenzen zwischen den ISD höherer Fristenklassen an. In den Tabellen wird der Verfalltermin mit Tag 0 bezeichnet, mit $-x$ sind x Börsentage vor dem Verfalltag gekennzeichnet und $+x$ kennzeichne x Börsentage nach dem Verfalltag.

¹⁶Unsere Bezeichnung ISD(1) entspricht $\sigma(\tau_0)$ in Tabelle 3 von Day und Lewis (1988). Sie kennzeichnet die ISD derjenigen Optionen, die am Verfalltag verfallen. Entsprechend verschieben sich die Bezeichnungen für die längeren Restlaufzeiten.

¹⁷Die Money-Ratio Klassen 5 und 6 sind hier wiederum zu einer Klasse zusammengefaßt worden. Betrachtet werden somit Optionen mit einer Money-Ratio von 0,95 bis 1,05.

¹⁸Vor dem Verfalltermin werden mit ISD(1), ISD(2) und ISD(3) die impliziten Volatilitäten von Optionen bezeichnet, die zum nächsten, zum übernächsten bzw. zum auf den übernächsten folgenden Verfalltermin auslaufen. Wohingegen ISD(4) die ISD von Optionen bezeichnet, die eine Restlaufzeit von 4 bis zu 6 Monaten haben können. Hierdurch kann eine Lücke in der Reihe der monatlichen Verfalltermine entstehen. Am Verfalltermin erlischt die mit ISD(1) bezeichnete Klasse und mit ISD(2) bzw. ISD(3) werden nun die impliziten Volatilitäten von Optionen bezeichnet, die zum nächsten bzw. übernächsten Verfalltermin auslaufen. Wird nun entsprechend den DTB-Richtlinien zwischen den vor dem Verfalltermin mit ISD(3) und ISD(4) bezeichneten Klassen eine neue Fristenklasse eingefügt, so ist folgendes zu beachten: Die vor dem Verfalltermin mit ISD(4) bezeichnete Fristenklasse ist in der Auswertung nicht mehr enthalten, da sie nicht mehr der am und nach dem Verfalltermin mit ISD(4) bezeichneten Klasse entspricht. In diesen Fällen erhält die neu eingeführte Fristenklasse, mit am Verfalltag genau 3 Monaten Restlaufzeit, die Bezeichnung ISD(4).

Abbildung 10
Implizite Volatilitaet von Kurzlaufern
(DTB/BIG5--at--Calls, 90/1-91/12)



Bis auf wenige Ausnahmen sind alle in der Tabelle 3 angegebenen Differenzen negativ. Die ISD von in wenigen Tagen auslaufenden Optionen sind gegenüber den ISD von Optionen mit längerer Restlaufzeit statistisch signifikant zum 5% Niveau kleiner. Je näher nun der Verfalltermin rückt, desto kleiner wird die ISD der Kurzläufer gegenüber der von Langläufern. Genauer, die Differenzen verdreifacht sich annähernd vom Tag -5 bis zum Tag -1. Der bereits in Abbildung 10 erkennbare Rückgang der ISD von Kurzläufern vor dem Verfalltermin bestätigt sich somit. Je größer die Restlaufzeit der Optionen, desto größer ist in der Regel die Differenz zwischen ihrer ISD und derjenigen der Kurzläufer. Dieses Ansteigen der ISD mit zunehmender Restlaufzeit der Optionen kommt auch in den negativen Differenzen der ISD zwischen denjenigen Optionen mit mittlerer und langer Restlaufzeit zum Ausdruck. Diese Differenzen sind jedoch, im Vergleich zu den zuvor betrachteten, recht klein. So sind lediglich die Differenzen der ISD zwischen der zweiten und dritten Fristenklasse ab dem Tag -4 bis zum Tag 4 statistisch signifikant zum 5% Niveau. Diese Ergebnisse erhält man ebenfalls, wenn die betrachtete at-the-money Klasse weiter aufgespalten wird. Die Klasse wird aufgeteilt in eine Teilklasse mit einer Money-Ratio von 0,95 bis 1,0 und eine Teilklasse mit einer Money-Ratio von 1,0 und 1,05.¹⁹

Somit stehen unsere Ergebnisse im Widerspruch zu denen von Day und Lewis (1988): die ein Ansteigen der ISD von Kurzläufern vor dem Verfalltermin beobachten. Dies ist jedoch darauf zurückzuführen, daß wir Optionen auf einzelne Aktien und nicht auf einen Aktienindex betrachten. Zudem liegen unserer Auswertung lediglich at-the-money Optionen zugrunde, wohingegen Day und Lewis (1988) alle verfügbaren Optionen (bis auf einige Ausnahmen) verwenden. Eine Ursache für die geringe ISD von at-the-money Optionen, die in wenigen Tagen verfallen, stellen sicherlich die Transaktionskosten dar. Wird eine Option ausgeübt, so fallen neben einer Ausübungsgebühr, die an die DTB abzuführen ist, auch noch Kosten beim Kauf- oder Verkauf der Aktien an. Um diese Kosten zu vermeiden, werden Gegengeschäfte getätigt. Hieraus resultiert ein Preisdruck auf die Optionen kurz vor dem Verfalltermin. Die Befürchtungen der Marktteilnehmer, kurz vor dem Verfall einer Option keine Partner für ihre Glattstellungsgeschäft zu finden, könnte

¹⁹Auf die zugehörigen Tabellen wurde aus Platzgründen verzichtet.

Tabelle 3
Verlaufsmuster vor und nach Verfallterminen

Durchschnittliche Differenzen der impliziten Volatilität von at-the-money DTB/BIG5-Calls unterschiedlicher Restlaufzeit im Zeitraum vom Februar 1990 bis zum Dezember 1991.

Tage in Relation zum Ver- falltag ^a	Durchschnittliche Differenzen der impliziten Volatilitäten ^b (<i>t</i> -Werte in Klammern)					
	ISD(1) -ISD(2)	ISD(1) -ISD(3)	ISD(1) -ISD(4)	ISD(2) -ISD(3)	ISD(2) -ISD(4)	ISD(3) -ISD(4)
-5	-4.65 (-9.32) ^c	-4.73 (-9.18) ^c	-4.93 (-8.51) ^c	-0.01 (-0.03)	0.08 (0.28)	-0.12 (-0.55)
-4	-5.34 (-10.9) ^c	-5.37 (-9.71) ^c	-5.54 (-5.84) ^c	-0.42 (-2.2) ^c	-0.56 (-0.86)	-0.20 (-0.34)
-3	-5.74 (-10.5) ^c	-6.22 (-9.16) ^c	-5.28 (-7.92) ^c	-0.52 (-2.5) ^c	0.16 (0.49)	0.54 (2.69) ^c
-2	-8.03 (-12.1) ^c	-8.02 (-11.4) ^c	-9.00 (-9.11) ^c	-0.31 (-2.2) ^c	-0.88 (-1.7)	-0.57 (-1.16)
-1	-12.3 (-11.7) ^c	-12.0 (-10.5) ^c	-12.1 (-8.72) ^c	-0.36 (-2.1) ^c	-0.49 (-1.9)	-0.15 (-0.85)
0	n.f.	n.f.	n.f.	-0.97 (-2.7) ^c	-0.42 (-1.2)	-0.23 (-0.64)
1	n.f.	n.f.	n.f.	-1.45 (-3.6) ^c	-0.93 (-3.5) ^c	0.08 (0.29)
2	n.f.	n.f.	n.f.	-1.27 (-2.6) ^c	0.33 (0.71)	-0.10 (-0.21)
3	n.f.	n.f.	n.f.	-0.92 (-4.1) ^c	-2.02 (-2.0)	-1.09 (-1.22)
4	n.f.	n.f.	n.f.	-0.91 (-2.2) ^c	-1.12 (-1.9)	0.31 (1.34)

^a Die Verfalltermine fallen im Regelfall auf einen Montag und sind als Tag 0 gekennzeichnet. Hiervon ausgehend wird eine Woche vorgegangen (Tag -5 bezeichnet somit den Montag der Vorwoche) sowie 4 Tage zurückgegangen (Tag 4 bezeichnet also den Freitag nach dem Verfalltermin).

^b Mit ISD(1) werden diejenigen impliziten Volatilitäten bezeichnet, die am Tag 0 verfallen. ISD(2), ..., ISD(4) bezeichnen die impliziten Volatilitäten von Optionen mit einer Restlaufzeit von einem, zwei bzw. drei Monaten ausgehend vom Verfalltag 0.

^c Signifikanz zum 5% Niveau.

Tabelle 4
Verlaufsmuster vor und nach Verfallterminen

Durchschnittliche Differenzen der impliziten Volatilität von in-the-money DTB/BIG5-Calls unterschiedlicher Restlaufzeit im Zeitraum vom Februar 1990 bis zum Dezember 1991.

Tage in Relation zum Ver- falltag ^a	Durchschnittliche Differenzen der impliziten Volatilitäten ^b (<i>t</i> -Werte in Klammern)					
	ISD(1) -ISD(2)	ISD(1) -ISD(3)	ISD(1) -ISD(4)	ISD(2) -ISD(3)	ISD(2) -ISD(4)	ISD(3) -ISD(4)
-5	1.67 (0.81)	-2.43 (-1.11)	-1.07 (-0.45)	-1.74 (-3.5) ^c	-1.63 (-2.2) ^c	0.23 (0.33)
-4	7.62 (2.06)	13.63 (2.43) ^c	17.46 (1.68)	-0.73 (-1.0)	-4.62 (-1.7)	-1.93 (-0.92)
-3	13.57 (3.64) ^c	8.95 (1.51)	7.82 (1.22)	0.26 (0.14)	-0.54 (-0.17)	-1.89 (-1.50)
-2	16.34 (3.77) ^c	14.62 (2.38) ^c	19.00 (1.11)	-1.87 (-3.1) ^c	-1.29 (-1.1)	-0.33 (-0.38)
-1	30.61 (5.88) ^c	29.98 (4.55) ^c	22.32 (1.87)	0.16 (0.25)	-2.53 (-1.2)	-2.48 (-1.28)
0	n.f.	n.f.	n.f.	-1.90 (-2.5) ^c	-5.90 (-2.1) ^c	-4.68 (-2.28) ^c
1	n.f.	n.f.	n.f.	-0.45 (-0.46)	-1.67 (-0.91)	-1.82 (-1.41)
2	n.f.	n.f.	n.f.	-1.50 (-1.8)	-2.40 (-2.3) ^c	-2.39 (-1.80)
3	n.f.	n.f.	n.f.	1.21 (1.30)	0.97 (0.69)	0.47 (0.64)
4	n.f.	n.f.	n.f.	0.25 (0.27)	-1.15 (-0.79)	0.29 (0.38)

^a Die Verfalltermine fallen im Regelfall auf einen Montag und sind als Tag 0 gekennzeichnet. Hiervon ausgehend wird eine Woche vorgegangen (Tag -5 bezeichnet somit den Montag der Vorwoche) sowie 4 Tage zurückgegangen (Tag 4 bezeichnet also den Freitag nach dem Verfalltermin).

^b Mit ISD(1) werden diejenigen impliziten Volatilitäten bezeichnet, die am Tag 0 verfallen. ISD(2), ..., ISD(4) bezeichnen die impliziten Volatilitäten von Optionen mit einer Restlaufzeit von einem, zwei bzw. drei Monaten ausgehend vom Verfalltag 0.

^c Signifikanz zum 5% Niveau.

ein weiterer Grund sein. Aus diesem Grund werden sie ebenfalls tendentiell bereit sein, einen etwas niedrigeren Preis zu akzeptieren um ihre Positionen glattzustellen und somit die aus der Ausübung resultierenden Transaktionskosten zu vermeiden.²⁰

Dieser festgestellte Transaktionskosteneffek für *at-the-money* Optionen wird durch die in Tabelle 4 zusammengestellten Ergebnisse bestätigt. In Tabelle 4 werden die Differenzen der ISD von *in-the-money* Optionen²¹ unterschiedlicher Fristenklassen betrachtet. Hier sind die Differenzen zwischen den ISD von auslaufenden Optionen und denen mit längerer Restlaufzeit ab dem Tag -4 deutlich positiv. In Übereinstimmung zu den Ergebnissen von Day und Lewis (1988) steigt somit die ISD von *in-the-money* Optionen kurz vor ihrem Verfall an. Trotz ökonomisch signifikanten Abweichungen, sind lediglich ein paar der angeführten Differenzen zwischen ISD(1) und ISD(2) bzw. ISD(1) und ISD(3) statistisch signifikant. Dies bestätigt, daß es sich beim Absinken der ISD von *at-the-money* Optionen um Transaktionskosteneffekte handeln muß: der Anteil der Transaktionskosten am Optionspreis sinkt, je weiter eine Option im Geld ist. Somit ist es für viele Marktteilnehmer günstig auszuüben, und sie sind nicht gezwungen, Handelspartner zum Glattstellen ihrer Positionen zu finden. Daher werden sie niedrigere Optionspreise nicht akzeptieren, vielmehr werden sie verstärkt, die den Optionen zugrundeliegenden Wertpapiere handeln, wodurch es zu einem Anstieg der Volatilität dieser Wertpapiere kommt. Dieser Anstieg spiegelt sich dann in den Optionen wider.

Die ISD von Optionen höherer Restlaufzeit ist hiervon nicht betroffen. So sind die Differenzen der ISD zwischen höheren Fristenklassen meist negativ. Sie sind größer als die vergleichbaren Differenzen für *at-the-money* Optionen in Tabelle 3, jedoch sind sie nur in Ausnahmefällen signifikant zum 5% Niveau. Auffallend ist hier, daß am Verfalltag die Differenzen zwischen den ISD der höheren Fristenklassen am größten sind. Diese Werte sind zudem signifikant zum 5% Niveau. Am deutlichsten sind diese Unterschiede im Hinblick auf die längste Fristenklasse. Die ISD der Langläufer ist am Verfalltag somit

²⁰Die Signifikanz der Differenz der ISD zwischen der zweiten und dritten Fristenklasse, die sich auch über den Verfalltermin hinweg fortsetzt und sich sogar etwas verstärkt, kann dann als vorwegnehmen des Verfalltagseffekts interpretiert werden.

²¹Die hier betrachtete Klasse von *in-the-money* Optionen umfaßt Optionen mit einer Money-Ratio von größer als 1,05.

größer als die der früher auslaufenden Optionen. Als Ursache kommt ein verstärkter Handel mit Langläufern in Betracht. D.h. die auslaufenden Optionen werden am Verfalltag offensichtlich durch Optionen mit langer Restlaufzeit ersetzt.

4.4 Implizite versus zukünftige Volatilität

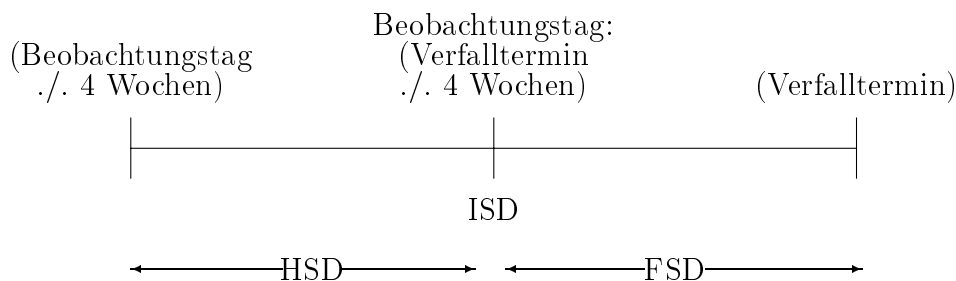
Die Güte der ISD bzw. der historischen Volatilität (HSD) als Prädiktor der zukünftigen Volatilität (FSD) wird üblicherweise auf der Basis des einfachen linearen Regressionsmodelles

$$FSD_t = a_0 + a_1 SD_t$$

beurteilt, wobei SD entweder die implizite oder die historische Volatilität bezeichnet. Die Güte der Regression wird zum einen über das (adjustierte) Bestimmtheitsmaß und zum andern über die Werte, die die Regressionskoeffizienten annehmen, beurteilt. Im Fall der perfekten Vorhersage der FSD würden die Regressionskoeffizienten die Werte $a_0 = 0$ und $a_1 = 1$ annehmen. Der Grad der Übereinstimmung dieser hypothetischen Werte mit den tatsächlich beobachteten wird mittels eines t-Tests beurteilt.

Die Ergebnisse dieser Regressionen sind in den Tabellen 6 (Regression der zukünftigen mit der ISD) und 7 (Regression der zukünftigen mit der historischen Volatilität) zusammengestellt. Die Bestimmung der ISD erfolgt auf der Basis von at-the-money Optionen mit einer Restlaufzeit von genau vier Wochen, wobei sowohl Optionen von der FOM als auch von der DTB herangezogen werden. Die den Ergebnissen zugrundeliegenden Beobachtungstage und berücksichtigten Zeiträume zur Berechnung der historischen, und zukünftigen Volatilität können der Tabelle 5 entnommen werden. Diese Auswahl ermöglicht eine überschneidungsfreie Einteilung der Beobachtungsintervalle. Trotz des deutlich längeren Untersuchungszeitraums an der FOM, liegen an FOM und DTB annähernd gleich viele Beobachtungen vor, da im Unterschied zur FOM, an der es nur Quartals-Verfalltermine gibt, an der DTB jeder Monat des Untersuchungszeitraums einen Verfalltermin enthält.

Tabelle 5
Implizite versus historische Volatilität
 Beobachtungstage und Verfalltermine der untersuchten Optionsserien



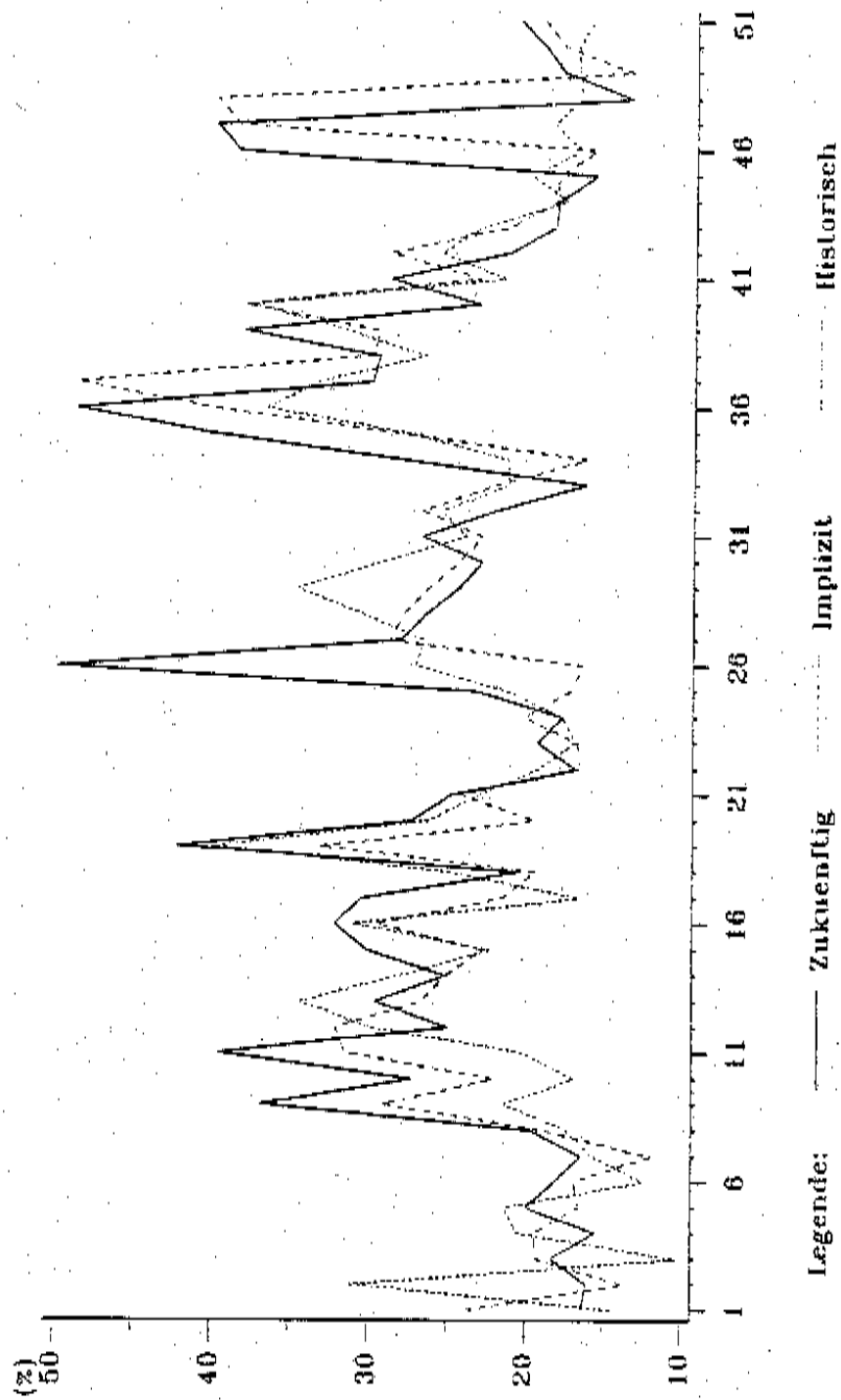
FOM			DTB		
Beobachtungstag ./ 4 Wochen	Beobachtungstag	Verfalltermin	Beobachtungstag ./ 4 Wochen	Beobachtungstag	Verfalltermin
27.05.1983	20.06.1983	15.07.1983	02.01.1990	26.01.1990	19.02.1990
22.08.1983	19.09.1983	17.10.1983	19.01.1990	19.02.1990	19.03.1990
21.11.1983	19.12.1983	16.01.1984	19.02.1990	19.03.1990	23.04.1990
20.02.1984	19.03.1984	16.04.1984	19.03.1990	23.04.1990	21.05.1990
21.05.1984	18.06.1984	16.07.1984	23.04.1990	21.05.1990	18.06.1990
20.08.1984	17.09.1984	15.10.1984	21.05.1990	18.06.1990	23.07.1990
20.11.1984	18.12.1984	15.01.1985	18.06.1990	23.07.1990	20.08.1990
18.02.1985	18.03.1985	15.04.1985	23.07.1990	20.08.1990	24.09.1990
21.05.1985	18.06.1985	15.07.1985	20.08.1990	24.09.1990	22.10.1990
20.08.1985	17.09.1985	15.10.1985	24.09.1990	22.10.1990	19.11.1990
21.11.1985	18.12.1985	15.01.1986	22.10.1990	19.11.1990	27.12.1990
18.02.1986	18.03.1986	15.04.1986	19.11.1990	27.12.1990	21.01.1991
20.05.1986	16.06.1986	15.07.1986	27.12.1990	21.01.1991	18.02.1991
20.08.1986	17.09.1986	15.10.1986	21.01.1991	18.02.1991	18.03.1991
20.11.1986	18.12.1986	15.01.1987	18.02.1991	18.03.1991	22.04.1991
17.02.1987	18.03.1987	15.04.1987	18.03.1991	22.04.1991	21.05.1991
22.05.1987	19.06.1987	15.07.1987	22.04.1991	21.05.1991	24.06.1991
20.08.1987	17.09.1987	15.10.1987	21.05.1991	24.06.1991	22.07.1991
20.11.1987	18.12.1987	15.01.1988	24.06.1991	22.07.1991	19.08.1991
17.02.1988	16.03.1988	15.04.1988	22.07.1991	19.08.1991	23.09.1991
24.05.1988	20.06.1988	15.07.1988	19.08.1991	23.09.1991	21.10.1991
22.08.1988	19.09.1988	17.10.1988	23.09.1991	21.10.1991	18.11.1991
21.11.1988	19.12.1988	16.01.1989	21.10.1991	18.11.1991	23.12.1991
20.02.1989	20.03.1989	17.04.1989	18.11.1991	23.12.1991	20.01.1992
22.05.1989	19.06.1989	17.07.1989			
21.08.1989	18.09.1989	16.10.1989			
27.11.1989	18.12.1989	15.01.1990			

Die den Regressionen zugrundeliegenden Zeitreihen sind in den Abbildungen 11 und 12 dargestellt. Im Unterschied zur Abbildung 11, die 51 Beobachtungen enthält, sind in Abbildung 12 nur Quartals-Verfalltermine dargestellt. Zwischenzeitliche Verfalltermine an der DTB wurden nicht berücksichtigt. Aus den Abbildungen ist ersichtlich, daß die zukünftige Volatilität in einzelnen Perioden durch die implizite und historische Volatilität deutlich über- bzw. unterschätzt wird. In den Tabellen 6 und 7 sind die Mittelwerte der Differenzen zwischen impliziter und zukünftiger Volatilität bzw. historischer und zukünftiger Volatilität angegeben. Sie dokumentieren, daß die zukünftige Volatilität, in allen betrachteten Teilzeiträumen der FOM sowie im ersten Teilzeitraum der DTB, durch die implizite als auch durch die historische unterschätzt wird. Lediglich in der Teilperiode DTB 1991, und somit auch im Gesamtzeitraum DTB 90/2–91/12, ist die zukünftige Volatilität kleiner als die implizite und die historische Volatilität. In diesen Zeiträumen wird die zukünftige Volatilität folglich überschätzt.

Der Vergleich der Bestimmtheitsmaße aus der Regression über die DTB Beobachtungen im Zeitraum 1990 bis 1991 mit dem aus der Regression über die FOM Beobachtungen im Zeitraum 1983 bis 1990 zeigt eine Verbesserung in der Vorhersage der zukünftigen Volatilität durch die ISD. Dieses Ergebnis spiegelt sich in den deutlich geringeren Abweichungen der Regressionskoeffizienten von ihren hypothetischen Werten wider. Wird die Nullhypothese für a_0 bei der Zeitreihenregression an der FOM noch zum 5% Niveau abgelehnt, so kann sie an der DTB erst zum 56% Niveau abgelehnt werden. Ähnliches gilt auch für den zweiten Regressionskoeffizienten. Dieser Anstieg des Signifikanzniveaus ist auch bei der pooled Regression zu beobachten. Jedoch sind hier die Werte auf einem deutlich geringeren Niveau, bei annähernd unveränderten Schätzwerten für die Regressionskoeffizienten. Somit kann die ISD nicht als geeigneter Prädiktor der zukünftigen Volatilität angesehen werden. Die Betrachtung der einzelnen Teilzeiträume zeigt, daß die Regressionskoeffizienten der Regression über die DTB-Beobachtungen im Jahr 1990 am geringsten von ihren hypothetischen abweichen, wohingegen das Bestimmtheitsmaß der Regression auf der Basis der FOM-Beobachtungen im Zeitraum vom Juli 1987 bis Januar 1990 am größten ist. Die Vorhersagekraft der ISD verbessert sich daher nicht kontinuierlich im Zeitablauf.

In Tabelle 7 sind die Ergebnisse der Regression aus zukünftiger mit historischer Volatilität zusammengestellt. Gemessen am Bestimmtheitsmaß ist im Gesamtzeitraum die historische Volatilität als etwas schlechterer Prädiktor für die zukünftige Volatilität als die ISD. Für einzelne Teilzeiträumen ist jedoch die historische Volatilität als Prädiktor für die zukünftige Volatilität eher geeignet als die ISD. Dies gilt vor allem dann, wenn das Bestimmtheitsmaß aus der Regression zwischen impliziter und zukünftiger Volatilität besonders klein ist. Eine allgemeingültige Aussage kann somit nicht getroffen werden.

Abbildung 11
 Index der zukuenftigen, historischen und impliziten Volatilitaet von Kurzlaeufern
 (DTB/BIG5--Calls)



ABDUDUNG 17
 Index der zukuenfligen, historischen und impliziten Volatilitat von Kurzlaeufern
 (DTB/BIG5-Calls)

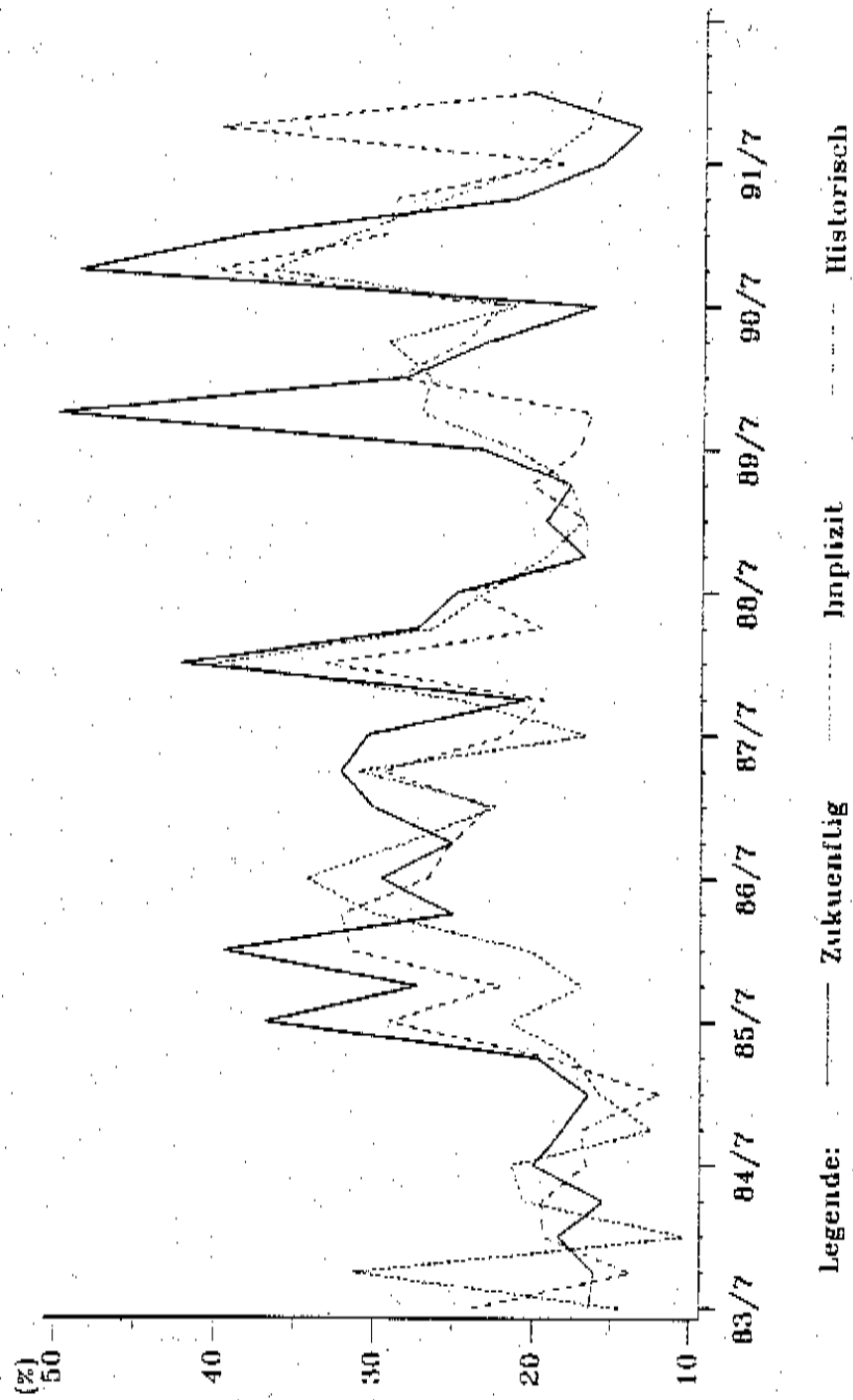


Tabelle 6

Implizite versus zukünftige Volatilität

Parameterschätzwerte der Regression der zukünftigen Volatilität (FSD) auf die implizite Volatilität (ISD).
Stichprobe: At-the-money BIG5 Calls vier Wochen vor den Verfallterminen.

<i>Test</i> ^{a)}	<i>Stichprobe</i>	<i>Beob.</i>	\hat{a}_0	\hat{a}_1	$p(\hat{a}_0)$	$p(\hat{a}_1)$	\bar{R}^2	\overline{Diff}	$t(\overline{Diff})$	
1. $\overline{FSD}_t = a_0 + a_1 \overline{ISD}_t$	FOM 83/7-87/4	16	0.1601	0.3746	0.02	0.03	0.06	-0.0327	-2.29	
	FOM 87/7-90/1	11	0.0282	1.0523	0.80	0.91	0.33	-0.0443	-2.92	
	FOM 83/7-90/1	27	0.1112	0.6430	0.05	0.14	0.20	-0.0382	-3.69	
	DTB 90/2-90/12	12	0.0148	0.9804	0.91	0.97	0.24	-0.0092	-0.85	
	DTB 91/1-91/12	11	0.1152	0.3562	0.04	0.02	0.14	0.0183	2.01	
	DTB 90/2-91/12	23	0.0324	0.8542	0.56	0.50	0.41	0.0038	0.53	
	ALL 83/7-91/12	50	0.0852	0.7021	0.03	0.06	0.28	-0.0153	-2.42	
	2. $FSD_j = a_0 + a_1 ISD_j$	FOM 83/7-87/4	50	0.1415	0.4906	0.00	0.00	0.15	-0.0327	-2.29
		FOM 87/7-90/1	45	0.0712	0.8866	0.17	0.58	0.29	-0.0443	-2.92
		FOM 83/7-90/1	95	0.1109	0.6766	0.00	0.01	0.23	-0.0382	-3.69
DTB 90/2-90/12		60	0.0597	0.8232	0.28	0.35	0.24	-0.0092	-0.85	
DTB 91/1-91/12		54	0.0860	0.5013	0.00	0.00	0.26	0.0183	2.01	
DTB 90/2-91/12		114	0.0380	0.8322	0.13	0.09	0.39	0.0038	0.53	
	ALL 83/7-91/12	209	0.0822	0.7192	0.00	0.00	0.28	-0.0153	-2.42	

a)

Test 1 = Zeitreihen-Regression auf der Basis von mittleren Werten.

Test 2 = Pooled Regression .

 \hat{a}_i = Parameterschätzwerte. $p(\hat{a}_i)$ = p-Wert von \hat{a}_i , auf der Basis der Nullhypothesen $\hat{a}_0 = 0$ und $\hat{a}_1 = 1$. \bar{R}^2 = Bestimmtheitsmaß der Regression. \overline{Diff} = Mittelwert der Differenzen zwischen impliziter und zukünftiger Volatilität (= $ISD - FSD$). $t(\overline{Diff})$ = t -Wert der Differenzen.

Tabelle 7

Historische versus zukünftige Volatilität

Parameterschätzwerte der Regression der zukünftigen Volatilität (FSD) auf die historische Volatilität (HSD).
 Stichprobe: At-the-money BIG5 Calls vier Wochen vor den Verfallterminen.

<i>Test</i> ^{a)}	<i>Stichprobe</i>	<i>Beob.</i>	\hat{a}_0	\hat{a}_1	$p(\hat{a}_0)$	$p(\hat{a}_1)$	\bar{R}^2	\overline{Diff}	$t(\overline{Diff})$	
1. $\overline{FSD}_t = a_0 + a_1 \overline{HSD}_t$	FOM 83/7-87/4	16	0.0190	0.9903	0.69	0.96	0.60	-0.0168	-1.97	
	FOM 87/7-90/1	11	0.1533	0.5808	0.32	0.54	-0.02	-0.0640	-3.99	
	FOM 83/7-90/1	27	0.0771	0.8132	0.23	0.50	0.23	-0.0360	-4.26	
	DTB 90/2-90/12	12	0.1474	0.5150	0.12	0.12	0.16	-0.0086	-0.68	
	DTB 91/1-91/12	10	0.1220	0.3443	0.02	0.01	0.22	0.0188	1.86	
	DTB 90/2-91/12	22	0.0925	0.6204	0.07	0.05	0.34	0.0039	0.46	
	ALL 83/7-91/12	49	0.1019	0.6437	0.01	0.02	0.26	-0.0181	-2.97	
	2. $FSD_j = a_0 + a_1 HSD_j$	FOM 83/7-87/4	80	0.0567	0.8224	0.02	0.08	0.46	-0.0168	-1.97
		FOM 87/7-90/1	55	0.1899	0.4091	0.00	0.01	0.04	-0.0640	-3.99
		FOM 83/7-90/1	135	0.1069	0.6778	0.00	0.00	0.23	-0.0360	-4.26
		DTB 90/2-90/12	60	0.1543	0.4910	0.00	0.00	0.20	-0.0086	-0.68
		DTB 91/1-91/12	50	0.0986	0.4535	0.00	0.00	0.33	0.0188	1.86
DTB 90/2-91/12		110	0.0971	0.6023	0.00	0.00	0.34	0.0039	0.46	
	ALL 83/7-91/12	245	0.1107	0.6064	0.00	0.00	0.26	-0.0181	-2.97	

a)

Test 1 = Zeitreihen-Regression auf der Basis von mittleren Werten.

Test 2 = Pooled Regression .

 \hat{a}_i = Parameterschätzwerte. $p(\hat{a}_i)$ = p-Wert von \hat{a}_i , auf der Basis der Nullhypothesen $\hat{a}_0 = 0$ und $\hat{a}_1 = 1$. \bar{R}^2 = Bestimmtheitsmaß der Regression. \overline{Diff} = Mittelwert der Differenzen zwischen historische und zukünftiger Volatilität (= $HSD - FSD$). $t(\overline{Diff})$ = t -Wert der Differenzen.

5 Zusammenfassung

Auf der Grundlage von Transaktionspreisen für Kaufoptionen im Zeitraum vom 1. April 1983 bis 30. Dezember 1991 und des Dividendenmodells von Roll/Geske/Whaley lassen sich die folgenden Verlaufsmuster der impliziten Aktienvolatilität beobachten:

- Für Kaufoptionen mit kurzer Restlaufzeit gilt ein u-förmiger Zusammenhang zwischen Volatilität und der Money-Ratio. Demzufolge ist die ISD besonders niedrig für at-the-money Optionen, während sie für out-of-the-money Optionen besonders hoch ist. Dieser typische, sowohl für FOM- als auch DTB-Daten geltende Zusammenhang, verflacht mit zunehmender Restlaufzeit.
- Für Optionen, die am bzw. im Geld sind, ist die implizite Volatilität freitags deutlich geringer als an den anderen Wochentagen. Dieser Effekt kehrt sich für out-of-the-money Optionen gerade um. Er bleibt auch dann erhalten, wenn man nur die Freitage in die Beobachtung mit einbezieht, an denen kein Kontrakt letztmals gehandelt wird.
- Verfalltage von Optionskontrakten haben auch Einfluß auf die ISD von solchen Kontrakten, die am betreffenden Verfalltag nicht verfallen.
- In den bisherigen Untersuchungen konnte kein typisches Intraday-Verlaufsmuster festgestellt werden. Dies kann daran liegen, daß wir uns bisher auf die Analyse von Kaufoptionspreisen beschränken, die zwischen 10.30 Uhr und 13.30 Uhr beobachtet werden.
- Die ISD ist kein guter Prädiktor der zukünftigen Volatilität. Insbesondere ist die an der DTB beobachtete ISD bezüglich ihrer Vorhersagekraft nur geringfügig besser als am FOM. Dennoch ist seine Vorhersagequalität, im Vergleich zu den Ergebnissen für den US-amerikanischen Markt, nicht schlechter.

Literaturangaben

- Barone-Adesi G. und R. Morck, 1989, A Test of Rationality of the Index Option Market, *Advances in Options and Futures Research*.
- Barone-Adesi G. und R. Whaley, 1987, Efficient analytical approximations of American Option Values, *Journal of Finance*, 301-320.
- Beckers S., 1981, Standard deviations implied in option prices as predictors of future stock price variability, *Journal of Banking and Finance* 5, 363-381.
- Beinert M. und S. Trautmann, 1991, Jump-Diffusion Models of German Stock Returns - A Statistical Investigation, *Statistical Papers*, Volume 32, 269-280.
- Black F. und Myron Scholes, 1973, The pricing of options and corporate liabilities, *Journal of Political Economy* 81, 637-659.
- Black F., 1975, Facts and fantasy in the use of options, *Financial Analysts Journal* 31, 36-41, 61-72.
- Black F., 1976, Studies of stock price volatility changes, *Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*, 171-181.
- Box G.E. und G.M. Jenkins, 1976, *Time series analysis: Forecasting and Control*, Holden Day, San Fransisco.
- Chiras D. und S. Manaster, 1987, The information content of option prices and a test of market efficiency, *Journal of Financial Economics* 6, 213-234.
- Day T.E. und C.M. Lewis, 1988, The behavior of the volatility implicit in the prices of stock index options, *Journal of Financial Economics* 22, 103-122.
- Day T.E. und C.M. Lewis, 1992, Stock market volatility and the information content of stock index options, *Journal of Econometrics*, 267-287.
- Deutsche Terminbörse (DTB), 1992, *Regelwerk*.
- French K.R. und R. Roll, 1986, Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders, *Journal of Financial Economics*, 5-27.
- French, R. Kenneth, W.G. Schwert, R.F. Stambaugh, 1987 Expected stock returns and volatility, *Journal of Financial Economics*, 3-31.
- Geske R. und S. Trautmann, 1986, *Option valuation: theory and empirical evidence*, abgedruckt in: *Capital Market Equilibria* hrsg. von G. Bamberg und K. Spremann, Springer Verlag, Berlin.
- Harvey C. und R. Whaley, 1992, Market volatility prediction and the efficiency of the S & P 100 index option market, *Journal of Financial Economics* 31, 43-73.
- Heynen, R., AGZ Kemna und T. Vorst, 1991, *Analysis of the term structure of implied volatilities*, Working Paper, Erasmus University, Rotterdam, The Netherlands.

- Hull J. und A. White, 1987, The pricing of options on assets with stochastic volatilities, *Journal of Finance*, 281-300.
- Latane H.A. und R.J. Rendleman Jr., 1976, Standard deviations of stock price ratios implied in option prices, *Journal of Finance*, 369-382.
- Lüdecke T. und C. Schlag, 1992, Die Marktstruktur der Deutschen Terminbörse: Eine empirische Analyse der Bid-Ask-Spread, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 323-346.
- Merton R.C., 1973, The theory of rational option pricing, *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 141-183.
- MacBeth J. und L. Merville, 1979, An empirical examination of the Black-Scholes call option pricing model, *Journal of Finance* 34, 1173-1186.
- Merville L.J. und D.R. Piepeta, 1989, Stock price volatility, mean-reverting diffusion und noise, *Journal of Financial Economics*, 193,214.
- Patell J.M. und M.A. Wolfson, 1979, Anticipated information releases reflected in call option prices, *Journal of Accounting and Economics* 1, 117-140.
- Poterba J.M. und L.H. Summers, 1986, The persistence of volatility and stock market fluctuations, *American Economic Review* 76, 1142-1151.
- Rubinstein M., 1985, Nonparametric tests of alternative option pricing models using all reported trades and quotes on the 30 most active CBOE option classes from August 23, 1976 through August 31, 1978, *Journal of Finance* 40, 455-480.
- Shiller R.J. 1981, Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, *American Economic Review*, 421-436.
- Stoll H. und R. Whaley, 1987, Program trading and expiration day effects, *Financial Analysts Journal*, 16-28.
- Trautmann S., 1986, *Finanztitelbewertung bei arbitragefreien Finanzmärkten - Theoretische Analyse sowie empirische Überprüfung für den deutschen Markt für Aktienoptionen und Optionsscheine*, Habilitationsschrift, Universität Karlsruhe.
- Trautmann S., 1989, Aktienoptionspreise an der Frankfurter Optionsbörse im Lichte der Optionsbewertungstheorie, *Finanzmarkt und Portfoliomanagement*, 3. Jahrgang, Nr. 3, 210-225. Ebenfalls abgedruckt in: *Optionen und Futures* hrsg. von Göppl, H., Bühler, W., von Rosen, R., Knapp-Verlag, 1990, Frankfurt/M.
- Trautmann S. und M. Beinert, 1995, Aktienkurssprünge und deren Auswirkung auf den Optionswert, *Arbeitspapier*, Johannes-Gutenberg Universität, Mainz.
- Trautmann S., G. Renner, und M. Sternberg, 1988, *Die Karlsruher Kapitalmarktdatenbank für Aktienoptionen*, Diskussionspapier Nr. 127, Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung, Universität Karlsruhe (TH).

- Whaley R.E., 1982, Valuation of American call option on dividend paying stocks: Empirical tests, *Journal of Financial Economics* 10, 29-58.
- Wiggins J.B., 1987, Option values under stochastic volatility: Theory and empirical estimates, *Journal of Financial Economics* 19, 351-372.