

Sonderdruck aus:

Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik  
Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften  
in München 1986

# Kapitalmarkt und Finanzierung



DUNCKER & HUMBLLOT / BERLIN

**Dieser Beitrag ist in den Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Neue Folge Band 165, Kapitalmarkt und Finanzierung, Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften in München 1986, im Jahre 1987 erschienen. Der Band enthält folgende Beiträge:**

### Eröffnungsplenum

#### Finanzierung und Effizienz des Kapitalmarktes

Leitung: *Herbert Giersch*, Kiel

Begrüßungsansprache <i>Ernst Helmstädter</i> , Münster .....	13
<i>Helmut Schlesinger</i> , Frankfurt/M. Kapitalmarkt, Kapitalbildung und Kapitalallokation .....	17
<i>Peter Swoboda</i> , Graz Kapitalmarkt und Unternehmensfinanzierung — Zur Kapitalstruktur der Unternehmung .....	49

### Plenum

#### Verbesserung der Kapitalmarkteffizienz durch Kapitalmarktregulierung?

Leitung: *Armin Gutowski*, Hamburg

<i>Carl Christian von Weizsäcker</i> , Köln Inwieweit ist es notwendig, Kapitalmärkte zu regulieren? .....	71
<i>Dieter Schneider</i> , Bochum Mindestnormen zur Eigenkapitalausstattung als Beispiele unbegründeter Kapitalmarktregulierung? .....	85

### Arbeitskreis 1

#### Internationale Verflechtung von Kapitalmärkten

Leitung: *Ernst Heuß*, Nürnberg

<i>Wolfgang Gebauer</i> , Frankfurt/M. Ecu-Märkte und Kapitalverkehrskontrollen in der Europäischen Gemeinschaft ..	111
<i>Torsten Tewes</i> , Kiel Die internationale Verflechtung des deutschen Rentenmarktes und ihre Konsequenz für die Rendite inländischer Rentenpapiere .....	123
<i>Franco Reither</i> , Hamburg Der internationale Zinsstrukturzusammenhang bei flexiblen Wechselkursen: Eine kapitalmarkttheoretische Perspektive .....	137

# Die Bewertung von Aktienoptionen am deutschen Kapitalmarkt — Eine empirische Überprüfung der Informationseffizienzhypothese

Von Siegfried Trautmann, Karlsruhe

## 1. Einführung

Die an deutschen Optionsbörsen gehandelten *Aktienoptionskontrakte* verbriefen das Recht, innerhalb eines bestimmten Zeitraumes (der Optionsfrist) eine bestimmte Stückzahl (meist 50) einer zum Optionshandel zugelassenen Aktie (Optionspapier) zu einem festgelegten Bezugspreis (Basispreis) zu erwerben (im Fall einer Kaufoption) oder zu verkaufen (im Fall einer Verkaufsoption)<sup>1</sup>. Der Handel mit Aktienoptionen ist in der Bundesrepublik Deutschland, neben dem seit 1. April 1986 zugelassenen Rentenoptionshandel, die einzige legal zugelassene Form eines Börsentermingeschäfts. Obwohl dieses börsenmäßige Optionsgeschäft bereits am 1. Juli 1970 eingeführt wurde, verhinderten nichtstandardisierte Optionsbedingungen lange Zeit einen aktiven Sekundärmarkt für Aktienoptionen. Erst seit dem 1. April 1983 sind durch die Standardisierung von Basispreisen und die Reduktion von bereits standardisierten Verfallzeitpunkten die Optionsbedingungen an deutschen Optionsbörsen weitgehend an die der umsatzstarken US-amerikanischen Optionsbörsen angepaßt (vgl. Arbeitsgruppe Optionsgeschäft (1983)). Aufgrund dieser reformierten Handelsbedingungen, und nicht zuletzt wegen der Belebung des Aktienmarktes, hat das börsenmäßige Optionsgeschäft in den letzten Jahren eine enorme Ausweitung erfahren.

Das primäre Ziel des vorliegenden Beitrages besteht darin, die *Informationseffizienz* dieses schnell wachsenden Kapitalmarktsegments zu überprüfen. Dazu werden mehr als 200000 im Zeitraum 1. April 1983 bis 30. Juni 1985 an der *Frankfurter Optionsbörse* notierte Aktienoptionspreise untersucht<sup>2</sup>. Der Begriff der Informationseffizienz wird dabei im Sinne von Jensen (1978) verwendet: *Ein Markt ist effizient bezüglich des Informationsstandes  $\theta_t$ , falls kein Marktteilnehmer mittels einer Portefeuillestrategie auf der Basis des Informationsstandes  $\theta_t$  (nach Abzug von Transaktionskosten und Steuern) dauerhaft abnormale Gewinne erzielen kann.* Dabei werden die Gewinne aus einer risikolosen Anlagestrategie

---

<sup>1</sup> Man unterscheidet zwischen Optionen vom *Amerikanischen* bzw. *Europäischen* Typ. Bei letzterem Typ kann das Optionsrecht nur am Verfalltag der Option wahrgenommen werden. Die an deutschen Optionsbörsen gehandelten Optionen sind daher vom Amerikanischen Typ.

<sup>2</sup> Im Prinzip können an jeder deutschen Wertpapierbörse Aktienoptionen gehandelt werden. Die weitaus bedeutendste Optionsbörse ist jedoch die *Frankfurter Optionsbörse*.

gie als *abnormal* bezeichnet, wenn sie die Verzinsung der eingesetzten Finanzmittel mit der risikolosen Verzinsungsrate übersteigen. Im Falle einer risikobehafteten Anlagestrategie darf der *erwartete Gewinn* abzüglich einer angemessenen *Risikoprämie* die Verzinsung einer sicheren Finanzanlage nicht übersteigen<sup>3</sup>. Getestet wird diese Informationseffizienzhypothese bezüglich der jeweils aktuellen, öffentlich verfügbaren Informationen (Test der sogenannten *halbstrengen* Formulierung der Informationseffizienzhypothese).

Die den Testhypothesen zugrundeliegende Optionsbewertungstheorie kann an dieser Stelle aufgrund der vorgegebenen Umfangsbeschränkung nicht im Detail nachvollzogen werden. Dazu sei auf den von Geske und Trautmann (1986) verfaßten Übersichtsartikel und das Lehrbuch von Cox und Rubinstein (1985) verwiesen. In Trautmann (1986) findet man zudem, neben der auf deutsche Optionsbedingungen zugeschnittenen Optionsbewertungstheorie, eine ausführlichere Beschreibung der zugrundeliegenden Datenbasis, der gewählten Auswertungsmethoden und der Ergebnisse dieser umfangreichen Studie.

## 2. Untersuchungsaufbau und Datenbasis

Statistisches Schließen im Zusammenhang mit der empirischen Überprüfung der eingangs formulierten Informationseffizienzhypothese wird dadurch erschwert, daß üblicherweise Hypothesen über die

- (1) Validität eines Bewertungsmodells, die
- (2) Korrektheit der spezifizierten Modellparameter, die
- (3) Informationseffizienz des Marktes, die
- (4) Marktsynchronisation und die
- (5) Datengenauigkeit

*gemeinsam* getestet werden. Das Bewertungsmodell und dessen korrekte Parameterspezifikation wird dann entweder benötigt, um im Fall einer risikobehafteten Portfeuillestrategie die angemessene Risikoprämie bestimmen zu können, oder — wie im vorliegenden Zusammenhang — eine risikolose Portfeuille- bzw. Hedging-Strategie entwerfen zu können.

Glücklicherweise kann nun im Zusammenhang mit einem Optionsmarkt diese Testproblematik dadurch gemildert werden, daß man sich zunächst darauf beschränkt, die Verletzung von *modellunabhängigen* Wertgrenzen für Optionen zu überprüfen. Durch diese Beschränkung lassen sich zumindest die Hypothesen

<sup>3</sup> In der neueren Literatur zur Informationseffizienz wird diese Formulierung zu Recht als *unvollständig* bezeichnet, weil nicht gesagt wird, wie die Risikoprämie zu bestimmen ist (vgl. z. B. Latham (1986) und die dort angegebene Literatur). Im betrachteten Zusammenhang tritt dieses Problem jedoch in den Hintergrund, weil — sieht man einmal von dem *Preisänderungsrisiko* ab, das durch den *nichtsimultanen Aufbau* einer Portfeuilleposition entsteht — die untersuchten Portfeuillestrategien risikolos oder „fast“ risikolos sind.

(3)-(5) unabhängig vom Wahrheitsgehalt der Hypothesen (1) und (2) testen. In Abschnitt 3 wird daher zunächst darüber berichtet, inwieweit

- beobachtete Marktpreise für *Kaufoptionen* die *Europäische Wertuntergrenze* einhalten,
- beobachtete Marktpreise für *Verkaufsoptionen* eine in Abhängigkeit des Wertes einer ansonsten identischen Kaufoption ausgedrückte *Wertuntergrenze* (abgeschwächte „*Put-Call-Parität*“) einhalten.

In dem sich anschließenden Abschnitt 4 wird die

- beobachtete Abweichung zwischen Marktpreisen und Black/Scholes-Modellwerten für *Kaufoptionen*

analysiert. Die Profitabilität von Portfeuillestrategien, die darauf ausgerichtet sind, Fehlbewertungen gewinnbringend auszunutzen, wird sowohl im Rahmen einer *Ex-post-Tests* als auch im Rahmen eines *Ex-ante-Tests* überprüft:

- Ein *Ex-post-Test* unterstellt, daß (1) die beobachteten Preise für Optionsrechte und die zugrundeliegende Aktie *zeitgleich* (simultan, synchron) festgelegt worden sind, und (2) im Falle von fehlbewerteten Optionsrechten noch zu den Preisen, die eine Fehlbewertung anzeigen, eine die Fehlbewertung ausnutzende Portfeuilleposition hätte aufgebaut werden können.
- Ein *Ex-ante-Test* berücksichtigt demgegenüber (1) die meist *nichtsimultane* (asynchrone) Festlegung von Preisen für Optionsrechte und die zugrundeliegende Aktie, sowie (2) einen Zeitabstand zwischen dem Erkennen eines Fehlbewertungssignals und dem Aufbau einer entsprechenden Portfeuilleposition.

Im folgenden wird von einem Fehlbewertungssignal gesprochen, falls im Rahmen eines *Ex-post-Tests* ein fehlbewertetes Optionsrecht entdeckt wird. Diese vorsichtige Ausdrucksweise wird deshalb gewählt, weil die beobachtete Verletzung einer Wertbeziehung aufgrund der meist nicht vorhandenen Marktsynchronisation eben nicht unbedingt die Schlußfolgerung zuläßt, daß der Optionsmarkt ineffizient ist. *Fehlbewertungssignale dienen* in der nachfolgend beschriebenen Studie *als Auslöser von Ex-ante-Tests*. Dies bedeutet, daß auf der Grundlage der am *nächsten Börsentag* notierten Preise für Aktien und Optionen versucht wird, die scheinbare Fehlbewertung durch den Aufbau einer entsprechenden Portfeuilleposition gewinnbringend auszunutzen. Kontraktbezogene, abnormale Gewinne werden jeweils (1) für den hypothetischen Fall nicht existierender Transaktionskosten, (2) aus der Sicht von Börsenbesuchern mit Handelsbefugnis (Banken) und (3) aus der Sicht von Privatanlegern bestimmt und in den Ergebnistabellen mit EPS, EPSBA bzw. EPSPR bezeichnet.

Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich vom 1. April 1983 bis 30. Juni 1985, also auf die ersten 27 Monate nach der Reform des Optionshandels am 1. April 1983. Sämtliche für die Schätzung und Bewertung benötigten Größen wurden der Karlsruher Kapitalmarktdatenbank (KKMDB) entnommen, die

anlässlich dieser Untersuchung um die Aktienoptionsdivision erweitert wurde. Alle Börsendaten beziehen sich dabei auf die Frankfurter Wertpapierbörse.

Zur Formulierung der Testhypothesen werden die folgenden Bezeichnungen verwendet:

- $C_t \equiv$  Marktpreis einer *Kaufoption (call)* zum Zeitpunkt  $t$ ,  
 $P_t \equiv$  Marktpreis einer *Verkaufsoption (put)* zum Zeitpunkt  $t$ ,  
 $S_t \equiv$  Marktpreis (Kassakurs) der zugrundeliegenden Aktie zum Zeitpunkt  $t$ ,  
 $K \equiv$  Basispreis,  
 $T \equiv$  Restlaufzeit eines Optionsrechtes,  
 $D_i \equiv$  Wert eines Nebenrechtes (Dividende, sonstige Barausschüttung oder Bezugsrecht), das zum Zeitpunkt  $t_i$  ( $i = 1, \dots, m$ ) pro (optmierbarer) Aktie anfällt,  
 $\sigma \equiv$  Momentanstandardabweichung der Rendite der optmierbaren Aktie  
 $r \equiv$  Momentane Verzinsungsrate eines insolvenzrisikofreien Finanztitels (abgeleitet aus dem Geldmarktsatz für 3-Monatsgeld unter Banken)

Aus Gründen der übersichtlicheren Darstellung wird für den gegenwärtigen Betrachtungs- bzw. Bewertungszeitpunkt  $t = 0$  der entsprechende Zeitindex weggelassen (d. h.  $C \equiv C_0$ ,  $P \equiv P_0$ ,  $S \equiv S_0$ ).

### 3. Überprüfung modellunabhängiger Wertgrenzen

#### 3.1 Tests auf Einhaltung der Europäischen Wertuntergrenze für Kaufoptionen

##### *Testhypothese und Handelsstrategie*

Für einen mit dem Aktienmarkt *synchronisierten* Optionsmarkt läßt sich aus der *Europäischen Wertuntergrenze für Kaufoptionen*

$$(1) \quad C \geq S - \left( K - \sum_{i=1}^m D_i \right) e^{-rT} - \sum_{i=1}^m D_i e^{-rt_i} - Tk,$$

die folgende *Effizienzhypothese* ableiten:

$$(2) \quad \varepsilon \equiv -C + S - \left( K - \sum_{i=1}^m D_i \right) e^{-rT} - \sum_{i=1}^m D_i e^{-rt_i} - Tk \leq 0.$$

Dabei kennzeichnet  $\varepsilon > 0$  den abnormalen Gewinn und  $Tk$  den Kapitalwert der anfallenden Transaktionskosten bei Verfolgung der Portfeuillestrategie, die von der Verletzung der Ungleichung (1) profitiert. Diese Strategie lautet: (1) Kauf der unterbewerteten Kaufoption, (2) Verkauf der Aktie und (3) risikolose Finanzanlage in Höhe der Kapitalwerte des (evtl. um den Wert anfallender Nebenrechte ermäßigten) Basispreises und des erwarteten Wertes von anfallenden Nebenrechten. Dieses Portfeuille wird bis zum Verfalltermin der Kaufoption gehalten. Da in der Bundesrepublik *Leerverkäufe* nicht zulässig sind, kann diese Strategie natürlich nur von Marktteilnehmern verfolgt werden, die bereits im Besitz der optmierbaren Aktie sind.

### Testergebnisse

Die Ergebnisse des Ex-post- und des Ex-ante-Tests sind für die gesamtmarktbezogene TOTAL/T-Stichprobe (hierbei werden nur *Transaktionspreise* berücksichtigt) in Tabelle 1 zusammengestellt. Bei dieser Art von Tabelle bezieht sich jeweils die erste Ergebnisspalte auf den hypothetischen Fall nicht existierender Transaktionskosten, während die zweite bzw. dritte die Ergebnisse aus der Sicht einer Bank bzw. eines Privatanlegers darstellt.

Bei insgesamt 66463 Beobachtungen wurden demnach im Rahmen des Ex-post-Tests aus Banken- bzw. Privatanlegersicht 2961 bzw. 72 Fehlbewertungssignale festgestellt. Das kontraktbezogene Ausmaß der signalisierten Fehlbewertung betrug dabei im Mittel DM 68,79 bzw. DM 117,25, und erreichte den Maximalwert von DM 963,46 bzw. DM 751,93. Aus den Ergebnissen des Ex-ante-Tests geht jedoch hervor, daß es weder Banken noch Privatanlegern hätte gelingen können, von der beobachtbaren Verletzung der Europäischen Wertuntergrenze zu profitieren. Vergleicht man die Zahl der Fehlbewertungssignale mit der Zahl der aufgebauten Positionen, so sieht man zunächst, daß aufgrund fehlender Optionspreisnotierungen nur in weniger als 50% aller Fälle auf ein Fehlbewertungssignal hätte reagiert werden können. *Alle* 24 Positionen, die ein Privatanleger hätte aufbauen können, wären dabei verlustbringend gewesen. Auch aus Bankensicht wäre der abnormale Gewinn ( $\equiv$  EPSBA) bei Verfolgung der obenbezeichneten Strategie im *Mittel* negativ gewesen, obwohl aus der empirischen Verteilung (siehe Fraktile) der EPSBA-Größen hervorgeht, daß annähernd 50% aller aufgebauten Positionen gewinnbringend gewesen wären. Nur im Falle *nicht existierender Transaktionskosten* wären die abnormalen Gewinne ( $\equiv$  EPS) im *Mittel* (allerdings ohne Berücksichtigung einer Risikoprämie für das Preisänderungsrisiko beim Aufbau eines Portefeuilles) statistisch signifikant *positiv* gewesen. Darauf deutet der *p*-Wert beim durchgeführten Signifikanztest (modifizierter *t*-Test nach Johnson (1978)) hin.

### 3.2 Tests auf Einhaltung einer Wertuntergrenze für Verkaufsoptionen, ausgedrückt in Abhängigkeit des Wertes einer ansonsten identischen Kaufoption

#### *Testhypothese und Handelsstrategie*

Für einen mit dem Aktienmarkt *synchronisierten* Optionsmarkt läßt sich aus der *Wertuntergrenze* für eine Verkaufsoption — ausgedrückt in Abhängigkeit des Wertes einer ansonsten identischen Kaufoption

$$(3) \quad P \geq C - S + \left( K - \sum_{i=1}^m D_i \right) e^{-rT} + \sum_{i=1}^m D_i e^{-rt_i} - Tk,$$

die folgende *Effizienzhypothese* ableiten:

$$(4) \quad \varepsilon \equiv -P + C - S + \left( K - \sum_{i=1}^m D_i \right) e^{-rT} + \sum_{i=1}^m D_i e^{-rt_i} - Tk \leq 0.$$

Tabelle 1

Testergebnisse zur Profitabilität einer Strategie, die Verletzungen der europäischen Wertuntergrenze für Kaufoptionen ausnutzt.	
Gesellschaft	: Alle Gesellschaften
Untersuchungszeitraum	: 830 401 - 850 630
Restlaufzeit der Kaufoptionen	: 0,5 - 9,5 Monate
Stichprobe	: Total/T-Preise
Anzahl der Beobachtungen	: 66 463

Ex-Post Tests			
Nullhypothese	EPS $\leq$ 0	EPSBA $\leq$ 0	EPSPR $\leq$ 0
Fehlbewertungssignale	4312	2961	72
Mittelwert	87.05	68.79	117.25
Standardabweichung	85.80	78.47	158.89
T-Wert (Johnson)	131.26	99.14	10.15
P-Wert	0.00	0.00	0.00
Minimum	0.02	0.00	1.54
1/16 Fraktil	7.95	5.56	7.98
1/8 Fraktil	16.64	10.79	11.75
1/4 Fraktil	31.12	20.99	22.51
1/2 Fraktil	64.08	47.63	54.24
3/4 Fraktil	115.01	88.04	145.27
7/8 Fraktil	168.17	131.65	240.17
15/16 Fraktil	218.65	184.69	369.47
Maximum	999.47	963.46	751.93

Ex-Ante Tests			
Nullhypothese	EPS $\leq$ 0	EPSBA $\leq$ 0	EPSPR $\leq$ 0
Aufgebaute Positionen	2106	1419	24
Mittelwert	10.34	-21.95	-207.49
Standardabweichung	132.91	132.87	102.62
T-Wert (Johnson)	3.35	-7.19	-12.55
P-Wert	0.00	1.00	1.00
Minimum	-1188.66	-1250.26	-406.55
1/16 Fraktil	-175.34	-200.81	-392.00
1/8 Fraktil	-99.56	-126.36	-325.28
1/4 Fraktil	-38.36	-64.52	-291.62
1/2 Fraktil	27.84	-1.33	-175.79
3/4 Fraktil	27.84	43.64	-122.00
7/8 Fraktil	113.71	75.52	-90.03
15/16 Fraktil	152.34	109.45	-85.42
Maximum	605.91	524.21	-75.48



Dabei kennzeichnet wiederum  $\varepsilon > 0$  den abnormalen Gewinn und  $Tk$  den Kapitalwert der anfallenden Transaktionskosten bei Verfolgung der Portefeuillestrategie, die von der Verletzung der Ungleichung (3) profitiert. Diese Strategie lautet: (1) Kauf der unterbewerteten Verkaufsoption, (2) Verkauf der Kaufoption, (3) Kauf der Aktie und (4) Kreditaufnahme in Höhe der Kapitalwerte des (evtl. um den Wert anfallender Nebenrechte ermäßigten) Basispreises und des erwarteten Wertes von anfallenden Nebenrechten. Demnach entspricht der abnormale Gewinn  $\varepsilon > 0$  dem Finanzmittelbetrag, der nach dem Aufbau dieser risikolosen Arbitrageposition (beispielsweise) für Konsumzwecke übrigbleibt. Da bei dieser Strategie die zugrundeliegende Aktie in *positiven* Beständen (also „long“) gehalten wird, spricht man in diesem Zusammenhang auch von der *Long-Hedge-Strategie*.

In Übereinstimmung mit der bisherigen Sprechweise liegt ein *Fehlbewertungssignal* dann vor, falls im Rahmen eines Ex-post-Tests der Long-Hedge-Strategie ein *strikt positives*  $\varepsilon$  entdeckt wird. Die Berechnung von  $\varepsilon$  basiert dabei wiederum auf dem Aktienkassakurs und den veröffentlichten Preisnotierungen für Kauf- und Verkaufsoptionen eines Börsentages. Bei dem durch ein Fehlbewertungssignal ausgelösten Ex-ante-Test der Long-Hedge-Strategie erfolgt die Bestimmung von deren Profitabilität auf der Grundlage des Verkaufsoptionspreises am *nächsten* Börsentag sowie der *ersten* Preisnotierung für die Kaufoption *innerhalb der darauffolgenden 20 Börsentage*. Als Aktienkurs wird der Kassakurs des Börsentages gewählt, an dem diese erste Preisnotierung für die Kaufoption beobachtet wird. Liegt nun an dem auf das Fehlbewertungssignal folgenden Börsentag keine Preisnotierung für die Verkaufsoption vor, dann wird dieses Fehlbewertungssignal als Auslöser eines Ex-ante-Tests ignoriert.

### Testergebnisse

Die Ergebnisse des Ex-post- und des Ex-ante-Tests sind für die gesamtmarktbezogene TOTAL/T-Stichprobe in Tabelle 2 zusammengestellt. Bei insgesamt 9 559 Beobachtungen ( $\equiv$  Anzahl *möglicher* Long-Hedge-Positionen) wurden demnach im Rahmen eines Ex-post-Tests aus Banken- bzw. Privatanlegersicht 7 351 bzw. 2 014 Fehlbewertungssignale festgestellt. Die durchschnittliche kontraktbezogene Fehlbewertung betrug dabei DM 188,22 bzw. DM 120,01 und erreichte den Maximalwert von DM 2 235,58 bzw. DM 1 478,94.

Die Ergebnisse des Ex-ante-Tests belegen nun, daß es insbesondere aus *Bankensicht profitabel* gewesen wäre, auf der Basis dieser Fehlbewertungssignale die beschriebene Long-Hedge-Strategie zu verfolgen. Zwar konnten bei 7 351 Fehlbewertungssignalen nur 3 904 Long-Hedge-Positionen aufgebaut werden, diese erbrachten jedoch einen mittleren abnormalen Gewinn von DM 154,58 pro Kontrakt. Aus der empirischen Verteilung (siehe Fraktile) der EPSBA-Größen ist zudem ablesbar, daß mehr als 75% der aufbaubaren Positionen einen strikt positiven abnormalen Gewinn erbracht hätten. Auch aus Privatanlegersicht

konnte bei 1081 aufgebauten Long-Hedge-Positionen ein mittlerer abnormaler Gewinn von DM 31,94 pro Kontrakt erzielt werden. Aus der empirischen Verteilung (siehe Fraktile) der mit EPSPR bezeichneten abnormalen Gewinne geht aber hervor, daß annähernd 50% der aufbaubaren Positionen verlustbringend gewesen wären. Berücksichtigt man zudem, daß Privatanleger nicht zum verwendeten Geldmarktsatz, sondern nur zu einem beträchtlich höheren Zinssatz Kredite hätten aufnehmen können, dann muß die Long-Hedge-Strategie aus Privatanlegersicht als nicht profitabel angesehen werden.

Betrachtet man dagegen die Simulationsergebnisse aus Bankensicht, so ist die Schlußfolgerung durchaus zulässig, daß der Optionsmarkt im untersuchten Zeitraum *ineffizient* gewesen ist. Natürlich muß auch hierbei ein angemessener Anteil am Durchschnittsgewinn als Kompensation für das Preisänderungsrisiko, das durch den nichtsimultanen Aufbau der Long-Hedge-Position entsteht, aufgefäßt werden. Zudem sind insbesondere aus Bankensicht die bisher nicht berücksichtigten *impliziten* Transaktionskosten, wie z. B. die Opportunitätskosten der Arbeitskraft eines Börsenhändlers, bei einer Ergebnisinterpretation mit einzubeziehen. Trotz dieser Argumente rechtfertigen dennoch die bei allen Stichproben festgestellten hohen Durchschnittsgewinne die *Ablehnung der Effizienzhypothese* (4).

#### 4. Die Überprüfung der Black/Scholes-Modellwerte für Kaufoptionen

Optionsbewertungsmodelle dienen in erster Linie dazu, das absolute Preisniveau für Optionen, die in *effizienten, synchronisierten* und *transaktionskostenlosen* Finanzmärkten gehandelt werden, zu *erklären* bzw. *vorherzusagen*. Das bedeutendste Modell ist dabei das Hedging-Modell von Black und Scholes (1973). Deren Bewertungsformel für *Europäische Kaufoptionen* lautet:

$$(5) \quad C^{BS} = SN(d_1) - Ke^{-rT}N(d_2)$$

wobei  $N(\cdot) \equiv$  Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung

$$d_1 \equiv \frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + rT + \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}, \quad d_2 \equiv d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

und ansonsten die bisherigen Vereinbarungen gelten. Der nicht beobachtbare Modellparameter  $\sigma$  repräsentiert dabei die *zukünftige* Aktienkursvolatilität ( $\equiv$  SDFUT). In der vorliegenden Studie wurden sowohl *historische* ( $\equiv$  SDHIST) als auch *implizite* Volatilitäten ( $\equiv$  ISD) als Schätzwert für die zukünftige Volatilität verwendet. Deren Prognosequalität hängt sehr stark vom betrachteten Optionspapier ab (vgl. Abbildung 1 und 2).

Tabelle 2

Testergebnisse zur Profitabilität der Long-Hedge Strategie, die Verletzungen einer Preisrelation zwischen Kauf- und Verkaufsoption ausnutzt.	
Optionspapier	: Alle Optionspapiere
Untersuchungszeitraum	: 01.04.83 - 30.06.85
Restlaufzeit der Aktienoptionen	: 0.5 - 9.5 Monate
Stichprobe	: TOTAL/T-PREISE
Anzahl der Beobachtungen	: 9559

## EX - POST Tests

Nullhypothese	EPS $\leq$ 0	EPSBA $\leq$ 0	EPSPR $\leq$ 0
Fehlbewertungssignale	7694	7351	2014
Mittelwert	199.16	188.22	120.01
Standardabweichung	168.15	164.77	125.33
T - Wert (JOHNSON)	199.87	186.89	81.14
P - Wert	0.0	0.0	0.0
Minimum	0.18	0.03	0.06
1/16 Fraktile	24.27	21.48	7.79
1/8 Fraktile	46.38	39.25	15.90
1/4 Fraktile	82.76	73.61	35.21
1/2 Fraktile	159.69	148.41	83.76
3/4 Fraktile	268.03	254.50	163.36
7/8 Fraktile	376.13	361.98	247.49
15/16 Fraktile	485.93	469.33	323.06
Maximum	2307.71	2235.58	1478.94

## EX - ANTE Tests

Nullhypothese	EPS $\leq$ 0	EPSBA $\leq$ 0	EPSPR $\leq$ 0
Aufgebaute Positionen	4088	3904	1081
Mittelwert	168.78	154.58	31.94
Standardabweichung	210.61	211.25	201.78
T - Wert (JOHNSON)	62.35	54.08	5.17
P - Wert	0.0	0.0	0.00
Minimum	-1000.00	-1009.37	-1144.60
1/16 Fraktile	-102.09	-118.53	-232.64
1/8 Fraktile	-25.67	-41.96	-164.15
1/4 Fraktile	49.77	35.95	-84.64
1/2 Fraktile	150.45	136.80	21.85
3/4 Fraktile	150.45	258.14	142.78
7/8 Fraktile	380.97	368.62	242.99
15/16 Fraktile	490.34	477.42	327.82
Maximum	2173.52	2123.73	840.00

In der vorliegenden Untersuchung erfolgt die Bewertung von Kaufoptionen mittels der Bewertungsformel von Black und Scholes (1973). Diese erweist sich aus zweierlei Gründen als sehr *robust* gegenüber einer Abschwächung des Annahmensystems. Erstens ist unter geeigneten Präferenzannahmen diese Formel selbst dann noch gültig, falls die ursprüngliche Forderung nach *zeitstetiger Portefeuilleanpassung* nicht akzeptiert werden kann. Zweitens haben die Untersuchungen von Ball und Torous (1985) für den US-amerikanischen Markt gezeigt, daß die theoretischen Werte nach dem Modell von Merton (1976) nicht signifikant von den Black/Scholes-Modellwerten abweichen, obwohl Merton's Diffusions/Sprung-Prozeßannahme die tatsächliche Aktienkursentwicklung deutlich besser approximiert.

Aus den in Tabelle 3 und 4 vorgestellten Testergebnissen geht hervor, daß die errechneten Black/Scholes-Modellwerte im *Durchschnitt* (!) recht gut mit den beobachteten Marktpreisen übereinstimmen. Der durchschnittliche *betragsmäßige* Prognosefehler ist aber so groß, daß bei Durchführung von bestimmten Portefeullestrategien abnormale Gewinne entstehen könnten. Zur Beantwortung dieser Frage kann beispielsweise die Profitabilität der *Hedging-Strategie* von Black und Scholes (1972) überprüft werden. Dies bedeutet, daß eine *unterbewertete* (*überbewertete*) Kaufoption gekauft (verkauft) wird und zur Risikoabsicherung pro Optionsrecht

$$(6) \quad N(d_{1,t}) = \partial C_t^{BS} / \partial S_t$$

Stück der zugrundeliegenden Aktie verkauft (gekauft) werden. Wird im Rahmen eines *Ex-post-Tests* diese Position zum Zeitpunkt  $t$  aufgebaut und zum Zeitpunkt  $t + 1$  *liquidiert* oder *revidiert*, dann ist der *Hedge-Ertrag* (hedge return) für diesen Zeitraum in der folgenden Weise definiert:

$$(7) \quad R_{H,t+1} \equiv \begin{cases} (C_{t+1} - C_t) - N(d_{1,t})(S_{t+1} - S_t) & \text{falls } C_t < C_t^{BS} \\ N(d_{1,t})(S_{t+1} - S_t) - (C_{t+1} - C_t) & \text{falls } C_t > C_t^{BS} \end{cases}$$

Zieht man die Opportunitätskosten  $(e^{r\Delta t} - 1)I_{H,t}$  der dafür eingesetzten finanziellen Mittel  $I_{H,t}$  vom Hedge-Ertrag ab, so erhält man bei Berücksichtigung von Transaktionskosten den aus dieser Anlagestrategie resultierenden *Hedge-Gewinn* (excess hedge return)

$$(8) \quad \varepsilon_H = R_{H,t+1} - (e^{r\Delta t} - 1)I_{H,t} - Tk.$$

Abbildung 1

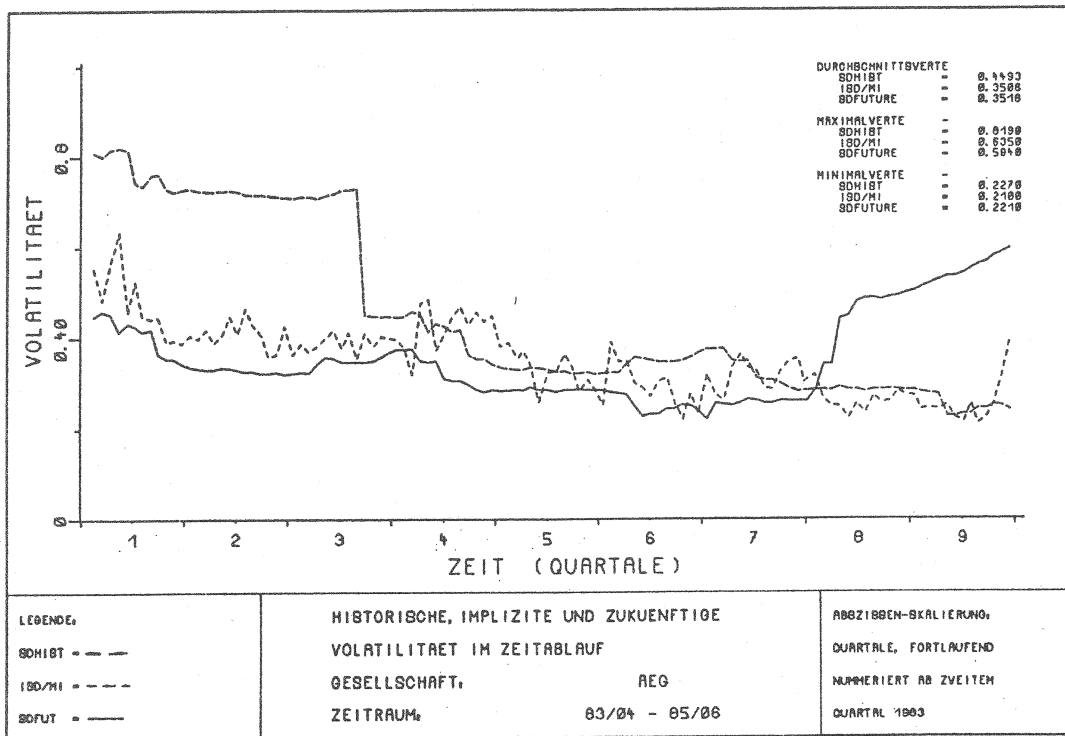


Abbildung 2

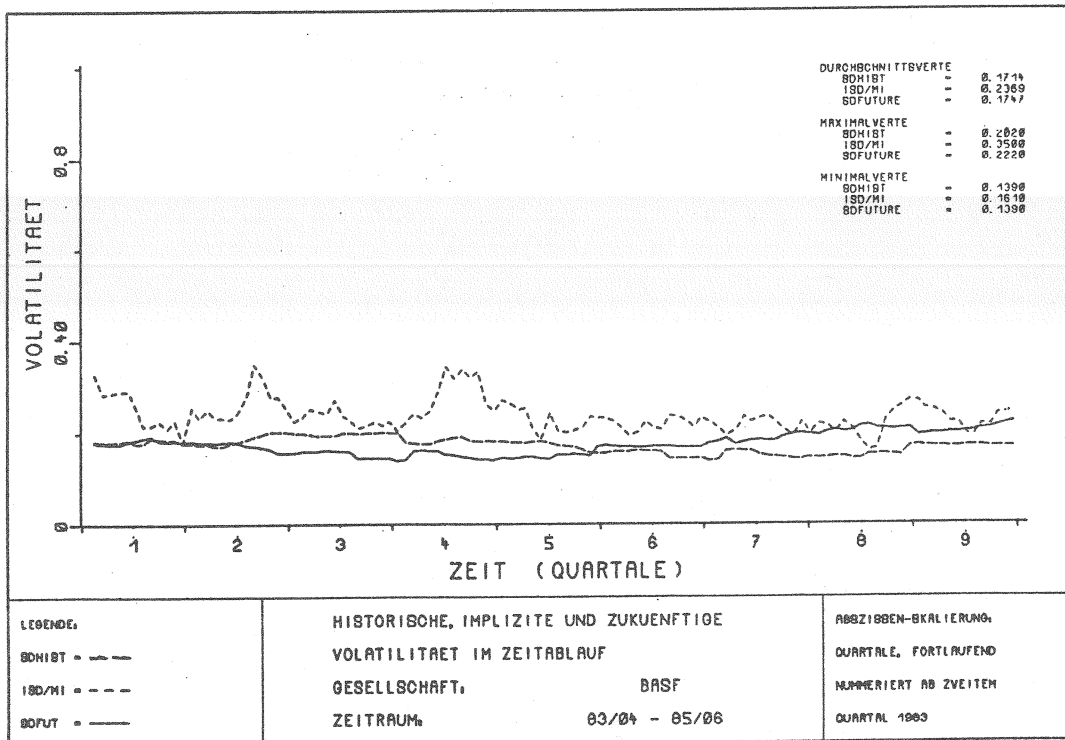


Tabelle 3

Mittelwerte (MW) und Standardabweichungen (SD) der historischen Aktienkursvolatilitäten (SIGMA) und der relativen Abweichungen zwischen Black/Scholes- und Marktpreisen. (Rel. Abw. = (CBS - CM)/CM)							
		Stichprobe		: Total/T-Preise			
		Zeitraum		: 830 401 - 850 630			
		Restlaufzeit		: 0,5 - 9,5 Monate			
Ges.	Beob.	Sigma		Rel. Abw.		Rel. Abw. (abs.)	
		MW	SD	MW	SD	MW	SD
AEG	3 717	0.42	0.20	0.26	0.64	0.42	0.54
AGIV	23	0.29	0.05	0.69	2.12	1.04	1.96
BASF	4 665	0.17	0.03	-0.24	0.29	0.29	0.23
BAYER	4 654	0.18	0.02	-0.22	0.31	0.27	0.26
BAYHYP	309	0.18	0.02	0.12	0.50	0.32	0.41
BMW	1 115	0.20	0.02	0.04	0.57	0.33	0.47
BAYVER	217	0.17	0.02	-0.12	0.45	0.34	0.31
BEWAG	401	0.19	0.05	0.02	0.38	0.27	0.27
BHF	230	0.20	0.02	-0.08	0.35	0.28	0.23
BBC	207	0.28	0.06	0.13	0.38	0.30	0.27
COBANK	4 283	0.23	0.04	-0.10	0.32	0.23	0.24
CONTI	3 193	0.24	0.03	-0.10	0.26	0.21	0.18
DBENZ	1 116	0.16	0.01	-0.00	0.44	0.29	0.33
DEGUSS	338	0.20	0.04	0.03	0.41	0.28	0.31
DBABST	601	0.29	0.05	0.10	0.41	0.30	0.31
DBABVZ	152	0.29	0.04	0.15	0.52	0.36	0.40
DTBANK	3 486	0.17	0.01	-0.15	0.30	0.25	0.23
DREBA	3 408	0.22	0.03	-0.10	0.32	0.22	0.25
GHH ST	377	0.26	0.03	0.06	0.42	0.30	0.30
GHH VZ	80	0.25	0.04	0.25	1.35	0.49	1.28
HARPEN	100	0.17	0.02	-0.14	0.28	0.25	0.19
HOECHS	3 342	0.17	0.02	-0.19	0.26	0.25	0.21
HOESCH	3 394	0.49	0.30	0.51	1.31	0.78	1.17
K + S	508	0.21	0.02	-0.01	0.38	0.27	0.27
KARSTA	382	0.23	0.03	0.15	0.50	0.33	0.41
KAUFH	190	0.20	0.02	-0.01	0.37	0.28	0.24
KHD	90	0.21	0.03	0.06	0.49	0.33	0.36
KLOECK	3 146	0.36	0.08	-0.05	0.30	0.23	0.20
LINDE	32	0.18	0.02	0.13	0.47	0.37	0.32
LUFTST	659	0.24	0.04	0.03	0.57	0.27	0.51
LUFTVZ	414	0.27	0.03	0.16	0.44	0.32	0.35
MAN ST	217	0.30	0.03	0.13	0.66	0.32	0.59
MANNES	3 065	0.20	0.03	-0.18	0.26	0.26	0.19
MERCHO	328	0.18	0.01	0.16	0.59	0.37	0.48
METALL	130	0.26	0.03	0.31	1.33	0.47	1.28
PREUSS	375	0.18	0.02	-0.03	0.44	0.34	0.29
RWE ST	683	0.14	0.01	-0.12	0.39	0.26	0.32
RWE VZ	357	0.15	0.03	-0.08	0.30	0.24	0.19
RUETTG	40	0.25	0.03	0.38	0.83	0.58	0.69
SCHERI	418	0.17	0.02	-0.03	0.43	0.29	0.32
SIEMNS	4 426	0.16	0.02	-0.06	0.33	0.22	0.25
THYSSN	3 558	0.26	0.03	-0.12	0.25	0.21	0.18
VARTA	186	0.22	0.02	0.07	0.50	0.34	0.38
VEBA	2 266	0.18	0.01	-0.02	0.33	0.25	0.21
VEW	285	0.15	0.03	-0.16	0.38	0.32	0.25
VW	5 539	0.23	0.03	-0.13	0.29	0.21	0.23
ALLE	66 702	0.24	0.12	-0.05	0.49	0.29	0.41

Tabelle 4

Durchschnittliche Schätzwerte für Regressionskoeffizienten aus 117 wöchentlichen OLS-Querschnittsregressionen zur Überprüfung des Zusammenhangs zwischen dem relativen Vorhersagefehler des Black/Scholes-Modells und den Modelldeterminanten für den Zeitraum 1. 4. 1983 - 30. 6. 1985 bei Verwendung von historischen Volatilitäten (SDHIST)<sup>a)</sup>.

Test <sup>b)</sup>	Stichprobe <sup>c)</sup>	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$p(\hat{\alpha}_0)$	$p(\hat{\alpha}_1)$	$p(\hat{\alpha}_0)$	$p(\alpha_1)$	$\bar{R}^2$
1. $C = \alpha_0 + \alpha_1 C^{BS}$	TOTAL NODIV	1.362 1.139	0.953 0.938	0.00 0.00	0.00 0.00	0.70 0.69	0.70 0.64	0.83 0.83
2. $\frac{C^{BS} - C}{C} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\sigma}$	TOTAL NODIV	-0.477 -0.447	1.747 1.571	0.00 0.00	0.00 0.00	0.83 0.86	0.83 0.86	0.26 0.26
3. $\frac{C^{BS} - C}{C} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S}{K}$	TOTAL NODIV	-0.415 -0.226	0.398 0.245	0.00 0.05	0.00 0.03	0.76 0.75	0.75 0.74	0.05 0.05
4. $\frac{C^{BS} - C}{C} = \alpha_0 + \alpha_1 T$	TOTAL NODIV	0.032 0.062	-0.168 -0.150	0.06 0.00	0.00 0.00	0.70 0.72	0.68 0.74	0.02 0.02

a) Notation:  $\hat{\alpha}_i$  = Durchschnittlicher Schätzwert für den Regressionskoeffizienten  $\alpha_i$ ,  
 $p(\hat{\alpha}_i)$  = p-Wert von  $\hat{\alpha}_i$ , d. h. die Wahrscheinlichkeit dafür, daß die Nullhypothese  $\hat{\alpha}_i = 0$  (bzw. in Test 1  $\hat{\alpha}_1 = 1$ ) fälschlicherweise abgelehnt wird. Die Schätzwerte  $\hat{\alpha}_i$  können dabei auch asymmetrisch verteilt sein, weil anstelle der üblichen t-Statistik die von Johnson (1978) angegebene t-Statistik verwendet wird,

$p(\hat{\alpha}_i)$  = Autokorrelationskoeffizient 1. Ordnung für die wöchentlichen Schätzwerte  $\hat{\alpha}_i$ . Ein hoher Autokorrelationskoeffizient  $p(\hat{\alpha}_i)$  besagt, daß die Schätzwerte nicht unabhängig verteilt sind, wie dies für einen t-Test verlangt wird. Aufgrund von Sidak's (1967) Ungleichung weiß man aber, daß bei Durchführung eines t-Tests mit abhängigen Schätzwerten  $\hat{\alpha}_i$  der wahre p-Wert nur geringer sein kann als der ausgewiesene Wert,

$\bar{R}^2$  = Durchschnittliches Bestimmtheitsmaß.

b) Der besseren Übersichtlichkeit wegen werden bei der Spezifikation des OLS-Ansatzes alle Indices j sowie der Störterm  $\varepsilon_i$  weggelassen.  
c) Die Stichprobe TOTAL umfaßt alle im Untersuchungszeitraum notierten Transaktionspreise für Kaufoptionen. Die Teilstichprobe NODIV enthält dagegen nur diejenigen Transaktionspreise für Kaufoptionen, in deren Restlaufzeit auf die zugrunde liegende Aktie keine Nebenrechte entfallen sind.

### Testhypothese und Handelsstrategie

#### Die Testhypothese

$$(9) \quad H_0: E(\varepsilon_H) \leq 0,$$

läßt sich ohne weiteres überprüfen, wenn bei beliebig gewählten Liquidations- bzw. Revisionszeitpunkten — beispielsweise jeweils mittwochs — für das Hedge-Portefeuille auch Marktpreise für die im Hedge-Portefeuille vorhandenen Optionen beobachtet werden. Letzteres trifft für den Frankfurter Optionsmarkt leider nicht zu. Gegenüber der Überprüfung eines liquiden Optionsmarktes sind daher zwei *Modifikationen* des Testaufbaus vorzunehmen:

- (1) Hedge-Portefeuilles werden zwar zu *regelmäßigen* Zeitpunkten *revidiert* (nämlich jeweils mittwochs), aber zu *unregelmäßigen* Zeitpunkten aufgebaut und liquidiert: nämlich immer dann, wenn ein *Kauf-* oder *Verkaufssignal* für eine Kaufoption entdeckt wird.
- (2) Hedge-Erträge werden auf der Basis von *Modellpreisen* bestimmt, falls zum Revisionszeitpunkt (jeweils mittwochs) die entsprechenden *Marktpreise nicht beobachtet* werden können. In diesem Fall wird nicht nur in Beziehung (7) ein fehlender Marktpreis durch den entsprechenden Modellwert ersetzt, sondern zudem auf der rechten Seite von Beziehung (7) eine von Black und Scholes (1972) vorgeschlagene Ausgleichsgröße hinzugefügt. Diese bewirkt eine *gleichmäßigere* Entwicklung der Hedge-Erträge für den Zeitraum, in dem keine Marktpreise für die betreffende Kaufoption beobachtet werden können.

#### Testergebnisse

Der durchschnittlich von einer Bank pro Kontrakt und Revisionszeitpunkt erzielbare Gewinn beträgt DM 0,89, falls diese Hedging-Strategie auf der Basis von *sämtlichen* beobachteten Transaktionspreisen simuliert wird (vgl. Tabelle 5). Bei Anwendung von Filterstrategien wächst zwar der mittlere Hedge-Gewinn, aber da gleichzeitig die Anzahl der Kauf-/Verkaufssignale sinkt, sinkt auch der maximal erzielbare Gesamtgewinn. Obwohl die Nullhypothese (9) *eindeutig* abgelehnt wird, läßt sich daraus aus dreierlei Gründen nur eine *geringe Ineffizienz* des Optionsmarktes ableiten. Ein angemessener Anteil am ausgewiesenen Durchschnittsgewinn muß nämlich als Kompensation für

- (1) das *Preisänderungsrisiko*, das durch den *nichtsimultanen Aufbau* der Portefeuilleposition entsteht,
- (2) die bisher nicht berücksichtigten *impliziten Transaktionskosten*, und
- (3) das *Hedge-Ertragsrisiko*, das aufgrund der idealisierten Modellierung der Aktienkursbewegung (im Black/Scholes-Modell verändern sich Aktienkurse gemäß einer Geometrischen Brownschen Bewegung), der ungenauen Varianzschätzung, oder der wöchentlichen — anstelle der geforderten zeitstetigen — Portefeuillerevision entsteht,



aufgefaßt werden. Während die Kompensationsgründe (1) und (2) auch bei den in Abschnitt 3 beschriebenen, modellunabhängigen Ex-ante-Tests vorliegen, tritt also bei dem hier betrachteten *modell- bzw. verteilungsabhängigen* Effizienztest der Kompensationsgrund (3) neu hinzu. Sein Gewicht läßt sich aus den Ergebnissen der entsprechenden Ex-post-Tests in Tabelle 5 ablesen: Das im Rahmen eines Ex-post-Tests festgestellte Hedge-Ertragsrisiko (aus Bankensicht liefern mehr als 25% der aufgebauten Hedge-Portefeuilles negative Gewinne) ist nämlich allein auf die in Punkt (3) aufgeführten Ursachen zurückzuführen.

## 5. Zusammenfassung der Ergebnisse

Die Hypothese von der Informationseffizienz des Kapitalmarktes ist *das* zentrale Paradigma der Kapitalmarkttheorie und damit der modernen Finanzierungstheorie. Mit dem vorliegenden Beitrag wird diese Hypothese erstmals für das deutsche Kapitalmarktsegment „Aktienoptionsmarkt“ empirisch überprüft. Dieser Teilmarkt ist für derartige Untersuchungen besonders geeignet, weil sich hierbei die Effizienzhypothese nahezu *isoliert* überprüfen läßt. Die Untersuchung von mehr als 200.000 Aktienoptionspreisen, die im Zeitraum vom 1. April 1983 bis 30. Juni 1985 an der Frankfurter Optionsbörse notiert wurden, läßt folgende Schlußfolgerungen zu:

- *Kaufoptionen* waren im Untersuchungszeitraum in Relation zu den zugrundeliegenden Aktien (*im Mittel*) *geringfügig überbewertet*. Diese Schlußfolgerung stützt sich zum einen auf die selten zu beobachtende Verletzung der in Abschnitt 3.1 beschriebenen modellunabhängigen Wertuntergrenze für Kaufoptionen, und zum anderen auf die modellabhängigen Ergebnisse des Abschnittes 4.
- *Verkaufsoptionen* waren im Untersuchungszeitraum in Relation zu ansonsten identischen Kaufoptionen (*im Mittel*) *unterbewertet*. Dies ergibt sich aus der Profitabilität der in Abschnitt 3.2 beschriebenen Handelsstrategie. Die Höhe der (unter den Black/Scholes-Annahmen) numerisch bestimmten Modellwerte für Verkaufsoptionen, über die in diesem Beitrag nicht berichtet wurde, unterstützt ebenfalls diese Schlußfolgerung.
- Die Informationseffizienz der Frankfurter Optionsbörse ist durchaus mit der von US-amerikanischen Optionsbörsen *vergleichbar*<sup>4</sup>: Die Profitabilität von Portefeuillestrategien, die scheinbare Fehlbewertungen gewinnbringend auszunutzen versuchen, läßt allenfalls auf eine *geringe Ineffizienz* des Optionsmarktes schließen.

---

<sup>4</sup> Vergleiche hierzu die neueren Studien von Klemkosky und Resnick (1980), Whaley (1982) und Bhattacharya (1983).

Tabelle 5

Testergebnisse zur Profitabilität der Black/Scholes Hedging Strategie unter Verwendung historischer Varianzen.	
Kauf/Verkaufsfiter = 0,0	
Gesellschaft	: Alle Gesellschaften
Untersuchungszeitraum	: 830 401 - 850 630
Restlaufzeit der Aktienoptionen	: 0,5 - 9,5 Monate
Stichprobe	: Total
Anzahl der Beobachtungen	: 66 327

Ex-Post Tests			
Nullhypothese	EPS $\leq$ 0	EPSBA $\leq$ 0	EPSPR $\leq$ 0
Anzahl der Revisionen	761 257	751 395	540 871
Mittelwert	12.36	5.15	- 1.10
Standardabweichung	26.94	12.62	6.88
T-Wert (Johnson)	7.35	6.04	- 1.86
P-Wert	0.00	0.00	0.97
Minimum	- 61.15	- 31.86	- 32.55
1/16 Fraktil	- 11.90	- 6.90	- 10.73
1/8 Fraktil	- 5.44	- 4.06	- 7.55
1/4 Fraktil	0.24	- 0.69	- 3.58
1/2 Fraktil	7.48	3.52	- 0.35
3/4 Fraktil	17.01	7.73	2.11
7/8 Fraktil	32.20	13.90	4.33
15/16 Fraktil	51.26	25.01	8.24
Maximum	194.62	85.78	15.23

Ex-Ante Tests			
Nullhypothese	EPS $\leq$ 0	EPSBA $\leq$ 0	EPSPR $\leq$ 0
Anzahl der Revisionen	427 345	419 819	292 841
Mittelwert	1.39	0.89	- 0.75
Standardabweichung	3.79	3.09	2.67
T-Wert (Johnson)	4.51	3.33	- 3.39
P-Wert	0.00	0.00	1.00
Minimum	- 11.02	- 9.78	- 12.10
1/16 Fraktil	- 3.40	- 3.43	- 5.33
1/8 Fraktil	- 1.83	- 2.21	- 3.47
1/4 Fraktil	- 0.36	- 0.48	- 1.69
1/2 Fraktil	1.07	0.79	- 0.32
3/4 Fraktil	1.07	2.09	0.73
7/8 Fraktil	4.54	3.61	1.40
15/16 Fraktil	7.73	6.22	2.98
Maximum	17.92	13.08	4.37

**Literaturverzeichnis**

- Arbeitsgruppe Optionsgeschäft (1983): Das börsenmäßige Optionsgeschäft, Frankfurt a.M.
- Ball, C. A. und W. N. Torous* (1985): On Jumps in Common Stock Prices and Their Impact on Call Option Pricing, *Journal of Finance* 40, 155-173.
- Bhattacharya, M.* (1983): Transactions Data Tests of Efficiency of the Chicago Board Options Exchange, *Journal of Financial Economics* 12, 161-185.
- Black, F. und M. Scholes* (1972): The Valuation of Option Contracts and a Test of Market Efficiency, *Journal of Finance* 27, 399-417.
- — (1973): The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economy* 81, 637-659.
- Cox, J. C. und M. Rubinstein* (1985): *Options Markets*, Englewood Cliffs, N.J.
- Geske, R. und S. Trautmann* (1986): Option Valuation: Theory and Empirical Evidence, in: Bamberg, G. und Spremann, K. (Hrsg.), *Capital Market Equilibria*, 79-133.
- Geske, R., R. Roll und K. Shastri* (1983): Over-the-Counter Option Market Dividend Protection and „Biases“ in the Black-Scholes Model: A Note, *Journal of Finance* 38, 1271-1277.
- Jensen, M. C.* (1978): Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency, *Journal of Financial Economics* 6, 95-101.
- Klemkosky, R.C. und B.G. Resnick* (1980): An Ex Ante Analysis of Put-Call Parity, *Journal of Financial Economics* 8, 363-378.
- Latham, M.* (1986): Informational Efficiency and Information Subsets, *Journal of Finance* 41, 39-52.
- Merton, R. C.* (1973 a): Theory of Rational Option Pricing, *Bell Journal of Economics and Management Science* 4, 141-183.
- (1973 b): The Relationship Between Put and Call Option Prices: Comment, *Journal of Finance* 28, 183-184.
- (1976): Option Pricing When Underlying Stock Returns are Discontinuous, *Journal of Financial Economics* 3, 125-144.
- Stoll, H. R.* (1969): The Relationship Between Put and Call Option Prices, *Journal of Finance* 24, 801-824.
- Trautmann, S.* (1986): *Finanztitelbewertung bei arbitragefreien Finanzmärkten — Theoretische Analyse sowie empirische Überprüfung für den deutschen Markt für Aktienoptionen und Optionsscheine*, erscheint im Springer Verlag.
- Whaley, R. E.* (1982): Valuation of American Call Options on Dividend-Paying Stocks — Empirical Tests, *Journal of Financial Economics* 10, 29-58.

## Arbeitskreis 2

### Unternehmensfinanzierung, Kapitalmarkt und Besteuerung

Leitung: *Gerhard Fels*, Köln

*Lutz Haegert*, Augsburg

Besteuerung, Unternehmensfinanzierung und betriebliche Altersversorgung . . . . 155

*Jochen Sigloch*, Bayreuth

Abschreibungsfreiheit und Zinsbesteuerung . . . . . 169

*Hans-Werner Sinn*, München

Inflation, Scheingewinnbesteuerung und Kapitalallokation . . . . . 187

## Arbeitskreis 3

### Risikoallokation auf Kreditmärkten

Leitung: *Jürgen Ramser*, Konstanz

*Bernd Rudolph*, Frankfurt

Teilimmunisierung von Festzinsanlagen gegen Zinsänderungsrisiken . . . . . 213

*Helmut Bester*, Bonn

Die Anreizfunktion von Kreditsicherheiten . . . . . 225

*Gerhard Clemenz*, Wien

Makroökonomische Folgen von Kreditrationierung . . . . . 237

## Arbeitskreis 4

### Kapitalstruktur der Unternehmen

Leitung: *Hermann Göppl*, Karlsruhe

*Otto Loistl*, Paderborn

Zur Aussagefähigkeit der Eigenkapitalquote . . . . . 251

*Bernhard Kromschröder*, Passau

Der Einfluß der Versicherung auf die Kapitalstruktur der Unternehmung . . . . . 265

*Hans-Jürgen Wagener*, *Peter van der Veer*, Groningen

Die Finanzierung der Unternehmen in der Bundesrepublik Deutschland und in den  
Niederlanden 1957-1982. Eine vergleichende Systemanalyse . . . . . 279

## Arbeitskreis 5

### Empirische Kapitalmarktanalysen

Leitung: *Karl Häuser*, Frankfurt

*Ronald Weichert*, *Joachim Zietz*, Kiel

Das Anlageverhalten der privaten Haushalte am Kapitalmarkt . . . . . 299

*Siegfried Trautmann*, Karlsruhe

Die Bewertung von Aktienoptionen am deutschen Kapitalmarkt — Eine empirische  
Überprüfung der Informationseffizienzhypothese . . . . . 311

<i>Peter Kugler, Bern, Erwin W. Heri, Basel</i> Zur Vorhersage des langfristigen Zinssatzes — Empirische Ergebnisse für sieben OECD-Länder .....	329
--	-----

### Arbeitskreis 6

#### Kapitalmarkt, Managerinteressen und Unternehmenskontrolle

Leitung: <i>Wolfgang Bühler, Dortmund</i>	
<i>Klaus Spremann, Ulm</i>	
Zur Reduktion von Agency-Kosten .....	341
<i>Wolfgang Ballwieser, Hannover</i>	
Kapitalmarkt, Managerinteressen und Rolle des Wirtschaftsprüfers .....	351
<i>Rainer Elschen, Bochum</i>	
Steuerbedingte Agency-Probleme und Gesellschafterklientels .....	363

### Arbeitskreis 7

#### Kapitalmarkteffizienz und Kapitalmarktregulierung

Leitung: <i>Reinhard H. Schmidt, Trier</i>	
<i>Jochen Drukarczyk, Regensburg</i>	
Ökonomische Analyse der Rechtsprechung des BGH zur Sittenwidrigkeit von Sanierungskrediten .....	379
<i>Wolf-Dieter Becker, Aachen</i>	
Das Grundproblem der Bankenregulierung .....	399
<i>Franz W. Wagner, Tübingen</i>	
Ausschüttungszwang und Kapitalentzugsrechte als Instrumente marktgeleiteter Unternehmenskontrolle? .....	409

### Schlußplenum

#### Sicherung der Kapitalbildung und der Kapitalbewegungen

Leitung: <i>Wilhelm Krelle, Bonn</i>	
<i>Günter Franke, Konstanz</i>	
Organisation und Regulierung internationaler Finanzmärkte .....	429
<i>Erich Streissler, Wien</i>	
Kapitalmarkt und Altersvorsorge .....	445
<i>Gottfried Bombach, Basel</i>	
Kapitalmarkt und Beschäftigung .....	465

### Schlußansprache

<i>Ernst Helmstädter, Münster</i> .....	483
Anhang (Verzeichnis der Plenumsleiter, Arbeitskreisleiter und Referenten) .....	485