

# Lassen sich durch die Rechnungslegungs- umstellung auf IAS die Risikoparameter von Aktien verbessern?

## 1. Einleitung

Es gibt wenige Bereiche, die in den letzten Jahren einem solch massiven Wandel unterlegen sind wie die externe Berichterstattung börsennotierter Unternehmen. Kennzeichen dieser Entwicklung ist die Hinwendung an die Informationsanforderungen anglo-amerikanischer Investoren, die in den IAS und US-GAAP ihren Niederschlag finden.

Diese Entwicklung zeigt sich insbesondere im schweizerischen Aktienmarkt, bei dem die von der Mehrzahl der börsennotierten Unternehmen angewandten Rechnungslegungsgrundsätze innerhalb relativ kurzer Zeit vom schweizerischen Standard auf IAS umgestellt worden sind. So haben für den Zeitraum dieser Untersuchung im Jahre 1994 bereits 70% der Börsenkapitalisierung von Industrie- und Dienstleistungsgesellschaften die IAS angewandt. Der hohe Anteil von IAS-Abschlüssen erklärt sich vor allem durch den Umstand, dass höherkapitalisierte Unternehmen wie Ciba-Geigy, Nestlé oder Roche in der Regel stark international orientiert sind und sich diese Internationalisierung auch in der Wahl des Rechnungs-

legungsstandards niedergeschlagen hat.[1] Diese Entwicklung ist umso bemerkenswerter, als die Umstellung von den CH-Normen auf IAS gleichbedeutend mit der Umstellung von einem hohen Bilanzierungsfreiheiten gewährenden, wenig regulierten Standard auf einen im Vergleich dazu strenger regulierten, weniger Bilanzierungsfreiheiten gewährenden Standard gleichzusetzen ist. Dies zeigt sich, wenn man die *Schwächen der schweizerischen Konzernrechnungslegung* betrachtet:

- keine präzisen Vorschriften betreffend die Erstellung der Konzernabschlüsse, beispielsweise betreffend die Art der Konsolidierung; als über die nationalen Vorschriften hinausgehende Richtlinien für die Konzernrechnung können zwar die Fachempfehlungen zur Rechnungslegung (FER) angesehen werden[2], eine Verpflichtung zur Übernahme der FER[3] bestand indes im untersuchten Zeitraum nicht;
- Möglichkeit zur Bildung erheblicher stiller Reserven über das Prinzip der Höchstwerte:[4] beispielsweise durch eine übervorsichtige Bemessung von Abschreibungen, Wertberichtigungen und Rückstellungen sowie durch die Anwendung steuerlicher Vorschriften;
- überflüssig gewordene Rückstellungen müssen nicht aufgelöst werden;[5]
- keine verpflichtend zu machenden Angaben über den Bestand und die Bildung stiller Reserven;[6]

\* Ich möchte mich bei den Gutachtern Andreas Grünbichler und Heinz Zimmermann für wertvolle Anmerkungen bedanken. Kurt Vinzenz Auer, Universität Innsbruck, Institut für Finanzwirtschaft und Controlling, Universitätsstrasse 15, A-6020 Innsbruck. Tel.: ++43 512 507 - 7553, Fax: ++43 512 507 - 2846, E-mail: kurt.auer@uibk.ac.at.

- stark eingeschränkte Transparenz, da nur rudimentäre Vorschriften betreffend die Gliederung von Bilanz und GuV bestehen.

Dieses damit insbesondere aus der Bildung und Auflösung stiller Reserven für Jahresabschlussadressaten entstehende Informationsproblem läuft im Vergleich dazu den Zielsetzungen der IAS entgegen, bei denen stille Reserven[7] vor dem Hintergrund des true and fair view zu vermeiden sind.[8] Dass diese Unterschiede zwischen dem CH-Standard und den IAS aus Sicht der Kapitalmarktteilnehmer als bedeutsam eingestuft werden, zeigt ein Blick auf die Ergebnisse der *Schweizerischen Vereinigung für Finanzanalyse und Vermögensverwaltung (SVFV)*, die auf Basis des in Tabelle 1 dargestellten Bewertungskatalogs jedes Jahr den Informationsgehalt von Konzernabschlüssen schweizerischer börsennotierter Unternehmen untersucht. Bewertet werden die Qualität der Rechnungslegung, der Umfang und Detaillierungsgrad der Konzernrechnung, übrige Teile des Geschäftsberichts sowie die Zwischenberichterstattung. 50% der maximal erreichbaren Punkteanzahl entfallen dabei auf die Qualität der Rechnungslegung, zu der u.a. die geprüften Teile der Konzernrechnung, true and fair view, Konstanz der angewandten Rechnungslegungsgrundsätze,

Hinweise zu stillen Reserven, Transaktionen mit nahestehenden Personen, Neubewertung von Aktiva (Ansatz von Marktwerten), Detaillierungsgrad der ausgewiesenen Aktiva und Passiva sowie die Veröffentlichung eines Cash Flow Statements zählen.[9] Weitere 20% entfallen auf die übrigen Teile des Geschäftsberichts sowie 30% auf die Zwischenberichterstattung.

Die klare Aussage der SVFV hat nun über die letzten Jahre immer gelautet, dass IAS-Abschlüsse einen höheren Informationsgehalt aufweisen als Abschlüsse auf Basis des CH-Standards. Beispielsweise weisen für den uns hier vor allem interessierenden Bereich „Qualität der Rechnungslegung“ IAS-Abschlüsse im Geschäftsjahr 1993 einen Erfüllungsgrad von 84% auf, die Abschlüsse auf Basis des CH-Standards hingegen nur 27%. Verwendet man die Informationsbedürfnisse der Finanzanalysten als einen Indikator für die Informationsbedürfnisse der Investoren, so sind die IAS-Abschlüsse damit auch mehr „investor-oriented“ als die Abschlüsse auf Basis des CH-Standards.

Offen ist die Frage, inwieweit sich durch diese Umstellung die Risikoparameter von Aktien verbessern lassen. Argumentieren die Unternehmen im Rahmen dieser Umstellung doch auch damit, dass sich mit der Umstellung auf einen i.S. des In-

**Tabelle 1: Bewertungsschema der SVFV**

	Teile 1 und 2	Teil 3	Teil 4	Gesamtergebnis
	Qualität, Umfang und Detaillierungsgrad der Konzernrechnung	Übrige Teile des Geschäftsberichts	Zwischenberichterstattung	Teile 1 bis 4
Verteilung der zu erreichenden Punkte in %				
	50%	20%	30%	100%
Ergebnisse für das Geschäftsjahr 1993: Erfüllungsgrad in %				
IAS-Abschlüsse	84	65	39	67
CH-Standard-Abschlüsse	27	46	18	28

Quellen: SVFV/Arthur Andersen (1991), 116 und SVFV (1994).

formationsgehalts (unterstellten) verbesserten Rechnungslegungsstandard das Risiko der Investoren in der Einschätzung dieser Aktien reduziert. Quasi als „Gegenleistung“ erhoffen sich die Unternehmen für diese Risikoverringerung positive Effekte auf die Varianz der Aktienrenditen, die Eigenkapitalkosten und den Informationsgehalt von Gewinnveröffentlichungen. Inwieweit solche Hoffnungen aber tatsächlich erfüllt werden können, soll im folgenden untersucht werden.[10] Das *Sample* umfasst 17 schweizerische börsennotierte Industrie- und Dienstleistungsgesellschaften[11], die im Zeitraum 1985 bis Mitte 1994 ihren Rechnungslegungsstandard für den Konzernabschluss vom schweizerischen Standard auf die IAS umgestellt haben. Als Risikoparameter werden die Varianz der Aktienrenditen, der Betafaktor und die Varianz der abnormalen Renditen verwendet.

Die nachfolgenden Ausführungen gliedern sich in 3 Bereiche: In Abschnitt 2 wird die Frage untersucht, inwieweit sich durch die Rechnungslegungsumstellung auf IAS Auswirkungen auf die Varianz der Aktienrenditen, als Referenzmassstab für die Unsicherheit der Investoren über den tatsächlichen Wert der Aktien, ergeben. Abschnitt 3 behandelt die Frage, inwieweit sich aus der Umstellung auf IAS positive Effekte auf die Eigenkapitalkosten ergeben, wie sie von Unternehmensseite oft erhofft werden. In Abschnitt 4 wird schliesslich der vor allem von Analystenseite genannten Vermutung nachgegangen, ob sich durch die Umstellung auf IAS der Informationsgehalt von Gewinnveröffentlichungen verbessert.

## 2. Untersuchung zur Varianz der Aktienrenditen

Unter Bezugnahme auf die Ergebnisse der *SVFV* in Tabelle 1 vermuten Unternehmen, dass die Verbesserung im Informationsgehalt der Jahresabschlüsse nach der Umstellung auf die IAS zu einer Verringerung des Risikos von Investoren in der Einschätzung ihrer Aktien geführt hat. Interpretiert man die Höhe der Varianz der Aktienrenditen als Ausdruck der Unsicherheit der Investoren über

den tatsächlichen Wert der Aktien, so argumentieren diese Unternehmen nun damit, dass sich mit dem Übergang auf den informativeren bzw. „verlässlicheren“ IAS-Standard auch die *Varianz* der Aktien verringert.

Für die Überprüfung der Frage, inwieweit eine solche Argumentationskette haltbar ist, wird auf einen *Variance Ratio Test*[12] zurückgegriffen, welcher hier die Varianz der Renditen vor und nach der Umstellung auf IAS in Relation zur Varianzentwicklung des Gesamtmarktes vergleicht. Die *standardisierte Variance Ratio (SVR)* für eine Aktie *j* berechnet sich aus dem Quotienten der standardisierten Varianz der Aktienrenditen nach und vor dem Ereignis:

$$SVR_j = \frac{SVAR_{j1}}{SVAR_{j0}} \quad (1)$$

mit

$SVR_j$  = Standardisierte Variance Ratio für die Aktie *j*,  
 $SVAR_{jT}$  = Standardisierte Varianz der Rendite der Aktie *j* im Zeitraum *T*,  
 bei  $T = 0$ : Zeitraum vor der Umstellung auf IAS und  
 $T = 1$ : Zeitraum nach der Umstellung auf IAS.

wobei

$$SVAR_{jT} = \frac{VAR_{jT}}{VAR_{mT}} \quad (2)$$

mit

$VAR_{jT}$  = Varianz der Renditen der Aktie *j* im Zeitraum *T*,  
 $VAR_{mT}$  = Varianz der Renditen des Marktindex im Zeitraum *T*.

Bei  $SVR_j > 1$  hat sich die Varianz der Renditen der Aktie *j* nach Umstellung des Rechnungslegungsstandards im Vergleich zum Index erhöht, bei  $SVR_j < 1$  reduziert. Um zu ermitteln, ob der

Wert für  $SVR_j$  auch signifikant von eins verschieden ist, wird ein F-Test verwendet. In Analogie zu jenen Studien, in deren Mittelpunkt die Einführung von Optionen und die daraus resultierenden Einflüsse auf die Varianz von Aktienrenditen stehen[13], wird für die Berechnung der Varianz der Renditen ein Zeitraum von 300 Tagen vor und 300 Tage nach der Umstellung auf IAS zugrunde gelegt.[14] Der Zeitraum des in Punkt 4. definierten Event Windows für das Jahr der Umstellung (hier 30 Tage vor und 30 Tage nach dem Tag der erstmaligen Veröffentlichung des Gewinns auf Basis der IAS) bleibt aus der Berechnung ausgeschlossen.[15] Für den Marktindex wird ein gleichgewichteter Index verwendet.[16] Sowohl die Aktienrenditen[17] als auch die Renditen des Marktindex sind um Kapitalveränderungen bereinigt und basieren auf Tagesdaten. Die Renditen werden berechnet durch  $R_{jt} = \ln(P_{jt}) - \ln(P_{jt-1})$ . Wie die Ergebnisse in Tabelle 2 zeigen, hat sich die Varianz der Aktienrenditen des IAS-Samples leicht verringert. Allerdings lässt sich aus diesem Ergebnis noch keine generelle Wirkungsrichtung der Umstellung vom Rechnungslegungsstandard auf die Varianz der Aktienrenditen ableiten, da sich die Varianz für einige der im Sample enthaltenen Aktien signifikant erhöht, für andere Aktien hingegen signifikant reduziert hat. Verwendet man als Indikator für die ein Unternehmen analysierenden Marktteilnehmer die Anzahl von Schätzungen, die in die von IBES veröffentlichten Durchschnittsschätzungen eingehen[18], so könnte dieses Ergebnis dadurch erklärt werden, dass sich die

Varianz nur für jene Titel in einem Zeitraum ohne Veröffentlichung von neuen Informationen über das Unternehmen (in der Studie durch Ausschluss des Event-Windows angenommen) reduzieren sollte, die von einer grossen Anzahl von Marktteilnehmern analysiert werden und liquide sind. Je nach Abgrenzung der mit der Umstellung auf den „verbesserten“ Rechnungslegungsstandard zusätzlich in den Markt kommenden Informationsmenge sollte die Varianz der Aktienrenditen demnach gleichbleiben oder tendenziell sinken. Offen ist die Wirkungsrichtung hingegen für die von einer kleinen Anzahl von Marktteilnehmern analysierten und nicht liquide gehandelten Aktien.[19] Zu differenzieren ist hier, inwieweit diese Titel trotz des geringen Informationsniveaus vor der Umstellung gehandelt worden sind oder nicht. Verbessert sich für solche Unternehmen im ersten Fall mit der Umstellung auf die IAS die zu verarbeitende Informationsmenge und reduziert sich mit diesen Informationen das Risiko für die Investoren, so sollte die Varianz der Aktienrenditen tendenziell sinken. Im anderen Fall dürfte sich mit der Umstellung auf die IAS die Informationsverarbeitung und damit die Varianz der Aktienrenditen hingegen dann erhöhen, wenn das neue Informationsniveau über das Unternehmen zu einer verstärkten Aufnahme der Handelstätigkeit führt. Beispielsweise zeigt sich bei den grossen schweizerischen Gesellschaften wie BBC, Nestlé oder Sandoz eine signifikante Abnahme der Varianz beziehungsweise eine gleichbleibende Varianz bei Ciba-Geigy und Roche. Bei kleineren Unternehmen wie Landis,

**Tabelle 2: Varianz der Aktienrenditen: 300 Tage vor und 300 Tage nach der Umstellung auf IAS**

VAR vor Umstellung	VAR nach Umstellung	nach/vor	SVAR vor Umstellung	SVAR nach Umstellung	nach/vor	Sign. *
3.5868	3.4800	0.97	9.4897	8.8365	0.93	

Erl.: Untersuchungszeitraum: 1985–1994. N (Anzahl der untersuchten Unternehmen): 17. VAR (Variance Ratio), SVAR (Standardisierte Variance Ratio), \* Signifikant auf einem Niveau von 5%. Das Event-Window im Jahr der Umstellung auf IAS ist nicht in die Untersuchung einbezogen worden.

Sihl oder Swisslog hat sich die Varianz hingegen statistisch signifikant erhöht. Einen weiteren Hinweis für letztere könnte die Entwicklung bei den Handelsvolumina der Aktien geben, die jedoch im Untersuchungszeitraum für die betreffenden Aktien nicht veröffentlicht worden sind.

Die unterschiedliche Wirkungsrichtung auf die Höhe der Varianz der Aktienrenditen dürfte jedoch nur im unmittelbaren Zeitraum rund um die Umstellung des Rechnungslegungsstandards gegeben sein, da in den Folgejahren den Investoren auch bei vor der Umstellung auf IAS wenig analysierten Unternehmen der nun erhöhte Informationsstand zur Verfügung steht und sich die Phase des Übergangs von einem niedrigeren auf ein höheres Informationsniveau mit der erwarteten höheren Varianz nicht mehr auswirkt. In einem längerfristigeren Vergleich ist daher zu prüfen, ob sich nicht auch für vor der Umstellung wenig analysierte Unternehmen eine Reduktion des Risikos beziehungsweise der Varianz ergibt. Zu trennen ist bei einer solchen Analyse jedoch in einen Zeitraum, in dem eine neue Information in den Markt kommt (z.B. eine Gewinnveröffentlichung) und in einen Zeitraum, für den angenommen wird, dass keine neuen Informationen verarbeitet werden. Diese Fragestellung wird in Punkt 4. aufgegriffen.

### 3. Lassen sich durch den Übergang auf IAS-Abschlüsse die Eigenkapitalkosten senken?

Mithin ein öfters genanntes Argument derjenigen Unternehmen, die auf IAS umgestellt haben, lautet, dass sich mit der Umstellung auf den deutlich verbesserten Rechnungslegungsstandard die Eigenkapitalkosten dadurch verringern lassen, da sich das Risiko der Investoren in der Einschätzung der Aktien verringert. Ermittelt man die Kosten des Eigenkapitals analog zum CAPM mit

$$K_{ej} = R_f + \beta_j \cdot (R_m - R_f) \quad (3)$$

wobei

$K_{ej}$  = Kosten des Eigenkapitals für die Unternehmung j  
 $R_f$  = Risikoloser Zinssatz  
 $R_m$  = Rendite des Marktindex  
 $\beta_j$  = Betafaktor für die Unternehmung j,

so bieten sich für die Unternehmen zwei mögliche Anknüpfungspunkte für eine Senkung der Eigenkapitalkosten: der Betafaktor[20] und die Risikoprämie des Marktes.

Für die Signifikanz der *Veränderung in dem das systematische Risiko* ausdrückenden *Betafaktor* wird folgendes einfaches Regressionsmodell geschätzt:[21]

$$R_{jt} = a_j + b_j \cdot R_{mt} + c_j D_t R_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

mit

$a_j, b_j, c_j$  = Regressionsparameter  
 $\varepsilon_{jt}$  = Residualterm  
 $D_j$  = Dummy-Variable, die den Wert 0 an allen Zeitpunkten aus der Periode 0 (d.h. vor Umstellung auf IAS) und dem Wert 1 an allen Zeitpunkten der Periode 1 (d.h. nach Umstellung auf IAS) annimmt.

Auf Basis dieses Modells würde sich der Betafaktor einer Aktie j dann signifikant verändern, wenn der Schätzwert für  $c_j$  signifikant von Null verschieden ist. Für die Berechnung der Betafaktoren wird entsprechend der Untersuchung zu der Varianz der Aktienrenditen in Punkt 2. ein Zeitraum von 300 Tagen vor und 300 Tagen nach Umstellung auf die IAS (ohne das Event-Window im Jahr der Umstellung) verwendet.[22] Es könnte hierbei zwar argumentiert werden, dass ein längerer Zeitraum zu untersuchen wäre, doch würde hierbei das Problem auftreten, dass bei längeren Untersuchungszeiträumen sich neben der Umstellung des Rechnungslegungsstandards auch andere Faktoren auf den Betafaktor einer Aktie auswirken können. Der Einfluss der Umstellung des Rechnungslegungsstandards auf den Betafaktor wäre damit nicht mehr isolierbar.

**Tabelle 3: Betafaktor: Untersuchungszeitraum 300 Tage vor und 300 Tage nach der Umstellung auf IAS**

Zeitraum	$\beta$	t	Sign. *	c	t	Sign. *
Vor Umstellung auf IAS	0.965	7.555	*			
Nach Umstellung auf IAS	1.134	8.372	*			
Gesamter Zeitraum	0.965	7.466	*	0.175	0.952	

Erl.: Untersuchungszeitraum: 1985–1994. N (Anzahl der untersuchten Unternehmen): 17.\* Signifikant auf einem Niveau von 5%. Das Event-Window im Jahr der Umstellung auf IAS ist nicht in die Untersuchung einbezogen worden.

Ein Problem der Analyse des systematischen Risikos liegt aber darin, dass sich der Rechnungslegungsstandard nicht über den das systematische Risiko ausdrückenden Betafaktor widerspiegelt, sondern über das unsystematische Risiko. Da sich das unsystematische Risiko aber durch Diversifikation eliminieren lässt, sollte der Betafaktor durch eine Umstellung des Rechnungslegungsstandards unbeeinflusst bleiben. Wie die Ergebnisse in Tabelle 3 für einen Zeitraum von 300 Tagen vor und 300 Tagen nach Umstellung auf IAS zeigen, trifft dies für die überwiegende Anzahl der Unternehmen auch tatsächlich zu, da der Schätzwert für  $c_j$  für das gesamte Sample nicht signifikant von Null verschieden ist. Damit ergeben sich auf Basis dieses Ansatzes auch keine Hinweise dahingehend, dass sich mit der Umstellung auf den verbesserten IAS-Standard die Eigenkapitalkosten reduzieren lassen.

Allerdings ist im Falle der Schweiz zu berücksichtigen, dass, je mehr Unternehmen eines Aktienmarktes auf einen neuen, verbesserten Rechnungslegungsstandard umstellen, desto höher sollte das Vertrauen der Investoren nicht nur in die entsprechenden einzelnen Titel, sondern auch das Vertrauen dieser Investoren in den gesamten Aktienmarkt sein. Damit ist nicht nur zu prüfen, inwieweit sich Auswirkungen dieser Umstellung auf den Betafaktor der einzelnen Aktien ergeben haben, sondern auch, ob sich diese Umstellung auf die Höhe der *Risikoprämie* des gesamten Marktes ausgewirkt hat. Die *Veränderung der Risikoprämie des Aktienmarktes* wird über einen t-Test analysiert. Die Risikoprämie wird auf der Basis von Tageswerten berechnet und ist als Differenz zwischen der Rendite des Marktindex und dem 6-Monats-SFr-Eurozinssatz definiert. Wie die *Ergebnisse* für die Analyse der Risikoprämie in Tabelle 4 zeigen, ergeben sich im Ver-

**Tabelle 4: Risikoprämie des Aktienmarktes**

1988–1989	1988–1990	1992–1994	1993–1994
0,07	0,01	0,05	0,06
Vergleich der Risikoprämien des Aktienmarktes			
	t-Wert	FG	Sign. *
Jahre 88–89 – Jahre 93–94	0,22	501	
Jahre 88–90 – Jahre 92–94	-1,05	758	

Erl.: Untersuchungszeitraum: 1988–1994 (mit Ausnahme 1991). N (max. Risikoprämien) = 759. \* Signifikant auf einem Niveau von 5%. Berechnung auf Tagesbasis.

gleich der Risikoprämien für die Jahre, in denen noch relativ wenige Unternehmen auf die IAS umgestellt haben (1988–1990), mit den Jahren, in denen bereits mehr Unternehmen auf die IAS umgestellt haben (1992–1994), keine signifikanten Änderungen in der Höhe der Risikoprämie des Aktienmarktes. Insgesamt gesehen hat sich die Umstellung des Rechnungslegungsstandards damit zwar auf die Einschätzung des Informationsgehalts schweizerischer Konzernabschlüsse durch die Finanzanalysten positiv ausgewirkt, nicht jedoch auf die vom Kapitalmarkt geforderte Risikoprämie.

#### 4. Erhöht sich durch die Umstellung auf IAS-Abschlüsse der Informationsgehalt von Gewinnveröffentlichungen?

Als letzter Untersuchungsbereich sei auf die von Analystenseite auch genannte Annahme eingegangen, dass sich mit der Umstellung auf IAS-Abschlüsse der Informationsgehalt von Gewinnveröffentlichungen erhöht. Eine Annahme, die aufgrund der Ergebnisse der SVFV in Tabelle 1 nachvollziehbar erscheint. Als *Indikator für den Informationsgehalt von Gewinnveröffentlichungen* wird die Varianz der abnormalen Renditen innerhalb des Event-Windows verwendet.[23]

Die abnormalen Renditen sind ein Indiz dafür, inwieweit eine neu aufgetretene Information vom Markt bisher noch nicht verarbeitet gewesen ist. Werden diese Informationsmassstäbe auf Basis unterschiedlicher Rechnungslegungsstandards einander gegenübergestellt, so können daraus Aussagen über Unterschiede in deren Informationsgehalt aus der Sicht des Kapitalmarkts beziehungsweise der Aktionäre abgeleitet werden. Hierbei wird angenommen, dass sich *Veränderungen im Gewinnausweis* einer Unternehmung beziehungsweise die Erwartungen der Aktionäre revidierende Ergebnisentwicklungen dann *deutlicher* als vor der Umstellung *in den abnormalen Renditen niederschlagen, wenn der neue Rechnungslegungsstan-*

*dard einen höheren Informationsgehalt* für Aktionäre *aufweist*.[24] Somit sollten Gewinnveröffentlichungen auf Basis eines Rechnungslegungsstandards mit einem höheren Informationsgehalt für Investoren (hier: IAS) zu einer höheren Varianz der abnormalen Renditen führen als Gewinnveröffentlichungen auf Basis eines Rechnungslegungsstandards mit einem niedrigeren Informationsgehalt (hier: CH-Standard), d.h.

$$\text{VAR}(\text{AR}_{\text{CH-Standard}}) < \text{VAR}(\text{AR}_{\text{IAS}}). \quad (5)$$

Als Basis für diesen Zusammenhang können jene empirischen Untersuchungen dienen, die zeigen, dass im unmittelbaren Zeitraum rund um die Veröffentlichung von Gewinnen eine höhere Varianz der abnormalen Renditen feststellbar ist als in einem Zeitraum ohne entsprechende Information.[25]

Gemessen wird die abnormale Rendite durch die Differenz zwischen der tatsächlich eingetretenen Rendite zum Zeitpunkt der Veröffentlichung und der über das Marktmodell[26] abgeleiteten, erwarteten Rendite  $E(R_{jt})$ :

$$\text{AR}_{jt} = \varepsilon_{jt} = R_{jt} - \hat{\alpha}_j - (\hat{\beta}_j * R_{mt}) \quad (6)$$

mit

- $\text{AR}_{jt}, \varepsilon_{jt}$  = Abnormale Rendite der Aktie j in der Periode t,
- $R_{jt}$  = Rendite der Aktie j in der Periode t,
- $R_{mt}$  = Rendite des Marktindex in der Periode t,
- $P_{jt}, P_{jt-1}$  = Kurs der Aktie j zu den Zeitpunkten t bzw. t – 1.

Sowohl die Aktienrenditen[27] als auch die Renditen des Marktindex sind um Kapitalveränderungen bereinigt und basieren auf Tagesdaten. Die Renditen werden berechnet durch  $R_{jt} = \ln(P_{jt}) - \ln(P_{jt-1})$ . Da das untersuchte Sample sowohl regelmässig als auch unregelmässig gehandelte Titel (vor allem kleinere Titel) umfasst, werden, um

verzerrende Einflüsse aus einem nichtsynchrone Handeln (d.h. aus Unterschieden zwischen den Handelszeitpunkten der einzelnen Aktien und dem Marktindex) zu vermeiden, die abnormalen Renditen nach dem von Scholes/Williams vorgeschlagenen Korrekturverfahren korrigiert.[28] Die *abnormale Rendite über die gesamten untersuchten Ereignisse* in einer bestimmten Periode  $t$  innerhalb des Event-Windows ergibt sich durch

$$AR_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N AR_{jt} \quad (7)$$

mit

$AR_t$  = Durchschnittliche abnormale Rendite in der Periode  $t$ ,  
 $N$  = Anzahl der untersuchten Ereignisse (events).

Das *Event-Window* umfasst einen Zeitraum von 30 Tagen vor und einen Zeitraum von 30 Tagen nach der Veröffentlichung der Gewinne, wobei die *folgenden Event-Windows untersucht* werden:

- die Event-Windows in den fünf Jahren vor der Umstellung des Rechnungslegungsstandards ( $y - 5$  bis  $y - 1$ ), in denen die Gewinne auf Basis des CH-Standards ausgewiesen werden;
- das Event-Window im Jahr der Umstellung auf die IAS ( $y$ );
- die fünf Event-Windows nach der Umstellung des Rechnungslegungsstandards ( $y + 1$  bis  $y + 5$ ), in denen die Gewinne auf Basis der IAS ausgewiesen werden; das Event-Window im Jahr der Umstellung wird hier nicht mehr einbezogen, da nicht ausgeschlossen werden kann, dass es im Jahr der Umstellung auf die IAS zu Ausweis-/Umstellungsproblemen für die Unternehmen gekommen ist.

Erfolgte die Umstellung erst gegen Ende des Untersuchungszeitraums (Geschäftsjahre 1986–1993), so reduzieren sich die einbezogenen Geschäftsjahre entsprechend. *Insgesamt* werden *124 Gewinn-*

*veröffentlichungen* in die Analyse einbezogen. Die *Zeitpunkte der Gewinnveröffentlichungen* basieren auf schriftlichen Auskünften der Unternehmen oder – wenn nicht vorhanden – auf Basis des Datums, zu dem die Gewinne in der NZZ (Neue Züricher Zeitung) veröffentlicht worden sind.

Entsprechend der Untersuchung zur Varianz der Aktienrenditen in Punkt 2. wird die Veränderung in der Varianz der abnormalen Renditen über den *Variance Ratio Test* ermittelt, welcher hier die Varianz der abnormalen Renditen während der Event-Windows auf Basis des CH-Standards und des IAS-Standards vergleicht:

$$VR = \frac{VAR_1}{VAR_0} \quad (8)$$

mit

$VR$  = Variance Ratio,  
 $VAR_T$  = Varianz der abnormalen Renditen des Samples für die Event-Windows im Zeitraum  $T$ ,  
 Bei  $T=0$ : Zeitraum vor der Umstellung auf IAS;  
 $T=1$ : Zeitraum nach der Umstellung auf IAS.

Bei einer  $VR > 1$  hat sich die Varianz der abnormalen Renditen des Samples nach Umstellung auf IAS erhöht beziehungsweise bei einer  $VR < 1$  reduziert. Hierbei muss aber gelten, dass die Varianz im Event-Window (und damit in einem Zeitraum mit Informationsverarbeitung) grösser ist als ausserhalb des Event-Windows (für diesen Zeitraum wird angenommen, dass es zu keinen neuen Informationen und damit zu keiner Informationsverarbeitung kommt). Um die aus einem möglicherweise auftretenden „post-earnings-announcement-drift“ resultierenden Einflüsse zu vermeiden, werden für die Berechnung des letzteren nur die abnormalen Renditen in einem Zeitraum von 100 Tagen vor dem Event-Window herangezogen.



**Tabelle 5: Varianz der abnormalen Renditen für die Event-Windows**

Variable	Tage Event-Window	Mittelwert	Standardabweichung	Varianz	Minimum	Maximum
Vor Umstellung auf IAS	61	0.012	0.156	0.024	-0.354	0.500
Bei Umstellung auf IAS	61	0.038	0.368	0.135	-0.634	1.190
Nach Umstellung auf IAS	61	0.051	0.348	0.121	-0.847	1.043
Varianz der abnormalen Renditen						
			Variance-Ratio		Sign. *	
Bei Umstellung/vor Umstellung auf IAS			5.625		*	
Nach Umstellung/vor Umstellung auf IAS			5.042		*	

Erl.: Untersuchungszeitraum: 1985–1994. N (Anzahl der untersuchten Event-Windows): 124.\* Signifikant auf einem Niveau von 5%.

Wie die Ergebnisse in Tabelle 5 zeigen, gibt es *einen statistisch signifikanten Unterschied der Varianz der abnormalen Renditen für die Event-Windows*

- auf Basis des CH-Standards in den Jahren  $y - 5$  bis  $y - 1$  und dem Jahr der Umstellung auf die IAS, sowie
- auf Basis des CH-Standards in den Jahren  $y - 5$  bis  $y - 1$  und nach Umstellung auf die IAS in den Jahren  $y + 1$  bis  $y + 5$ . [29]

Diese Ergebnisse lassen sich somit dahingehend interpretieren, dass Investoren in einem längerfri-

stigen Vergleich auf (unerwartete) Gewinne im Rahmen von Gewinnveröffentlichungen auf Basis des CH-Standards und auf Basis der IAS signifikant unterschiedlich reagieren. Verwendet man die Varianz der abnormalen Renditen als Massstab für den Informationsgehalt von Gewinnveröffentlichungen, so kann aus den Ergebnissen auch geschlossen werden, dass es einen *signifikanten Unterschied im Informationsgehalt zwischen Gewinnen auf Basis des CH-Standards und der IAS* gibt.

Bestätigt werden diese Ergebnisse weiters dadurch (siehe Tabelle 6), dass die Varianz der ab-

**Tabelle 6: Varianz der abnormalen Renditen in und ausserhalb der Event-Windows**

Basis CH-Standard:	– Ausserhalb des Event-Windows	0,088	
	– Event-Window	0,024	
	Variance Ratio	0,272	*
Basis IAS:	– Ausserhalb des Event-Windows	0,077	
	– Event-Window	0,121	
	Variance Ratio	1,571	*
IAS/CH-Standard:	Variance Ratios:		
	– Event-Window/Event-Window	5,042	*
	– Ausserhalb/Ausserhalb Event-Window	0,875	

Erl.: Untersuchungszeitraum: 1985–1994. N (Anzahl der untersuchten Event-Windows): 124.\* Signifikant auf einem Niveau von 5%.

normalen Renditen auf Basis des CH-Standards ausserhalb des Event-Window signifikant höher ist als für das Event-Window, womit Gewinnveröffentlichungen kein Informationsgehalt zukommt. Nach der Umstellung auf IAS ist hingegen die Varianz der abnormalen Renditen im Event-Window signifikant höher als ausserhalb des Event-Window, womit nun den Gewinnveröffentlichungen im Event-Window Informationsgehalt zukommt. Die Varianz der abnormalen Renditen im Zeitraum ausserhalb des Event-Window ändert sich hingegen auch nach der Umstellung auf die IAS nicht statistisch signifikant.

Eine Einschränkung des Aussagegehalts dieser auf Jahresgrössen basierenden Ergebnisse resultierend aus einer allfällig verbesserten Zwischenberichterstattung ergeben sich in dieser Studie nicht, da der Erfüllungsgrad der Zwischenberichterstattung auf Basis des SVFV-Bewertungskatalogs auch für IAS-Abschlüsse mit 39% sehr niedrig ist (siehe Tabelle 1). Dies hängt u.a. damit zusammen, dass auch Unternehmen mit IAS-Abschlüssen keine Angaben über Halbjahresgewinne im Untersuchungszeitraum veröffentlicht haben und damit die in diesem Bereich selbst über die IAS[30] hinausgehenden Anforderungen der SVFV nicht erfüllen. Eine Einschränkung des Aussagegehalts der in der Untersuchung erzielten Ergebnisse durch den Einfluss der Halbjahresberichterstattung kann damit vernachlässigt werden. Durch die Ergebnisse bestätigt wird auch die *differential information hypothesis*, wonach die Veröffentlichung von Gewinnen für kleinere Unternehmen grössere Marktreaktionen in den Aktienkursen hervorruft als die Veröffentlichung von Gewinnen grosser Unternehmen.[31]

## 5. Resumée

In dem Beitrag werden für ein Sample börsennotierter Unternehmen die Auswirkungen des Übergangs vom schweizerischen Rechnungslegungsstandard auf die IAS auf die Varianz der Aktienrenditen, den Betafaktor und die Varianz der ab-

normalen Renditen untersucht. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchungen zeigen, dass der Einfluss der Umstellung auf die Varianz der Aktienrenditen für die Mehrzahl der untersuchten Aktien signifikant ist. Allerdings ist die Wirkungsrichtung offen, wobei für grössere Unternehmen nach der Umstellung tendenziell eine niedrigere Varianz, für kleinere Unternehmen tendenziell eine höhere Varianz festgestellt wird. Kein signifikanter Einfluss ergibt sich aus der Umstellung auf IAS im allgemeinen auf den Betafaktor von Aktien und die Risikoprämie des Aktienmarktes, womit in diesen Fällen auch eine Verringerung der Eigenkapitalkosten durch den Übergang auf einen „verbesserten“ Rechnungslegungsstandard nicht nachgewiesen werden kann. Wird die Varianz der abnormalen Renditen im Rahmen von Gewinnveröffentlichungen als Informationsmassstab verwendet, so deutet der Übergang vom schweizerischen Standard auf die IAS auf einen signifikant höheren Informationsgehalt der IAS gegenüber dem CH-Standard für den Kapitalmarkt hin.

## Fussnoten

- [1] Vgl. z.B. ROCHE (1991, S. 1 f.).
- [2] Vgl. BERTSCHINGER (1991, S. 570 f.).
- [3] Für den in die empirische Untersuchung fallenden Zeitraum wurden von der FER folgende Bereiche geregelt: Zielsetzung, Themen und Verfahren der FER (FER 0), Bestandteile der Jahresrechnung (FER 1), Konzernrechnung (FER 2), Grundsätze ordnungsmässiger Rechnungslegung (FER 3), Fremdwährungsumrechnung (FER 4), Bewertungsrichtlinien für die Konzernrechnung (FER 5). In Vorbereitung waren Richtlinien zur Gliederung der Konzernbilanz und Konzernerfolgsrechnung (FER 6), Mittelflussrechnung (FER 7) und zum Anhang der Konzernrechnung (FER 8).
- [4] Als Ausnahme sind die Wertschriften mit Kurswert zu nennen – vgl. OR Art. 667 Abs. 1.
- [5] Vgl. OR Art. 669, Abs. 2.
- [6] Lediglich der Gesamtbetrag der aufgelösten Wiederbeschaffungsreserven und der darüber hinausgehenden stillen Reserven, soweit dieser den Gesamtbetrag der neugebildeten derartigen Reserven übersteigt, muss ausgewiesen werden, wenn dadurch das erwirtschaftete Ergebnis wesentlich günstiger dargestellt wird. Durch diese Bestimmung wird jedoch nur ein kleiner Teil der Veränderung der stillen Reserven dem externen Leser offengelegt, die Bestandesgrössen bleiben weiterhin unbekannt. Da die Auswirkungen der stillen Reservepolitik auf die Ertragslage nur offengelegt werden müssen, wenn das Ergebnis hierdurch wesentlich verbessert wird, bietet die Interpretation der „Wesentlichkeit“ einen Freiraum in der Informationspolitik. So vermutet THIEL (1991, S. 558), dass die geforderte Offenlegung der Auflösung stiller Reserven in der Praxis nur in Extremfällen zum Tragen kommt. Damit kann ein negativer Einfluss auf das Entscheidungsverhalten von Jahresabschlussadressaten nicht ausgeschlossen werden.
- [7] Mit Ausnahme der Zwangsreserven über die Anwendung des Anschaffungskostenprinzips.
- [8] Zudem muss bei der Interpretation der in dieser Studie erzielten empirischen Ergebnisse berücksichtigt werden, dass die Untersuchung nur jenen Zeitraum umfasst, in dem das Comparability and Improvements Project des IASC, im Rahmen dessen zahlreiche Wahlrechte eingeschränkt worden sind, noch nicht in Kraft gewesen ist, womit sich die Ergebnisse der IAS im Zeitablauf, vor allem nach Abschluss des Arbeitsprogramms des IASC im Jahre 1998, noch verbessern sollten.
- [9] Siehe SVFV/ARTHUR ANDERSEN (1991, S. 118 ff.).
- [10] Vgl. zu diesen Ergebnissen AUER (1998). In dieser Studie findet sich auch ein Vergleich von Abschlüssen auf Basis IAS und CH-Normen mit EG-Richtlinien.
- [11] Adia, Alusuisse, BBC, Ciba-Geigy, Ems, Forbo, Holderbank, Holvis, Landis, Nestlé, Oerlikon Bührle, Roche, Sandoz, Sihl, Sika, Sulzer, Swisslog.
- [12] Vgl. SKINNER (1989), WATT, YADAV und DRAPER (1992) sowie AUSSENEK und PICHLER (1993).
- [13] Vgl. z.B. KLEMBOSKY und MANESS (1980), CONRAD (1989), SKINNER (1989), WATT, YADAV und DRAPER (1992) sowie AUSSENEK und PICHLER (1993).
- [14] Die Berechnungen wurden auch für einen kürzeren Zeitraum von 200 Tagen vor und 200 Tagen nach der Umstellung auf den neuen Rechnungslegungsstandard durchgeführt, es ergaben sich im Vergleich zum „300-Tage-Window“ aber keine signifikanten Unterschiede.
- [15] Von Interesse könnte auch die Frage sein, ob Kapitalmarktreaktionen bereits zum Zeitpunkt der Ankündigung des Wechsels im Rechnungslegungsstandard aufgetreten sind. Für das untersuchte Sample ist diese Fragestellung jedoch nicht möglich, da einige Unternehmen den Wechsel explizit (z.B. im Rahmen eines Pressecommuniques) angekündigt, andere Unternehmen hingegen keine Ankündigung gemacht haben. Für die Einführung von Optionen wurde diese Fragestellung beispielsweise von CONRAD (1989) untersucht. Die Studie kommt aber zum Ergebnis, dass Kursreaktionen im wesentlichen erst bei der Einführung der Optionen und nicht schon bei deren Ankündigung aufgetreten sind.
- [16] Für die Schweiz stand als gleichgewichteter Index nur der SKA-Index zur Verfügung, der 25 Aktien enthielt. Um eine bessere Repräsentativität zu erreichen, wurde dieser Index auf 60 Aktien erweitert. Vgl. dazu auch Punkt 4.
- [17] Vgl. dazu die Aufzählung der untersuchten Aktien in Punkt 1.
- [18] Vgl. IBES (1993).
- [19] In der Untersuchung zu den abnormalen Renditen (Punkt 4.) werden Probleme aus einem nichtsynchrone Handeln durch Verwendung von Scholes/Williams-Parametern abzuschwächen versucht.
- [20] Grundsätzlich stehen für die Berechnung des Betafaktors sowohl die Bezugnahme auf Aktienkurse als auch der Bezug auf fundamentale Grössen (vgl. z.B. STEINER und BAUER (1992)) offen. Da bei der in diesem Beitrag interessierenden Fragestellung jedoch nur die Veränderung des Betafaktors in einer retrospektiven Betrachtung (vgl. dazu SCHULTZ und ZIMMERMANN (1989)) und nicht die prospektive

- Schätzung im Mittelpunkt steht, werden die Betafaktoren nur über Aktienkurse berechnet.
- [21] Vgl. SKINNER (1989, S. 72 f.), AUSSENEKG und PICHLER (1993, S. 28 f.).
- [22] Die Berechnungen wurden auch für einen kürzeren Zeitraum von 200 Tagen vor und 200 Tagen nach der Umstellung auf den neuen Rechnungslegungsstandard durchgeführt, es ergaben sich im Vergleich zum „300-Tage-Window“ aber keine signifikanten Unterschiede.
- [23] Vgl. zu einem Ansatz, der die Höhe der kumulierten abnormalen Renditen als Informationsmassstab für diese Fragestellung verwendet Auer (1996).
- [24] Hierbei ist jedoch nur von potentieller Relevanz zu sprechen, da die Varianz der abnormalen Renditen noch nicht darauf hindeutet, ob die Investoren die untersuchten Rechnungslegungsinformationen auch tatsächlich als relevant für ihre Entscheidungen erachten. Hinweise auf eine solche Relevanz können nur Befragungen der Investoren ergeben, beispielsweise Ergebnisse wie von CHOI und LEVICH (1990). Vgl. dazu auch AUER (1997, S. 215 ff.).
- [25] Vgl. WATTS und ZIMMERMAN (1986, S. 56 ff.).
- [26] In dieser Studie wird für das Marktportefeuille ein gleichgewichteter Index verwendet. Zwar würde die Theorie die Anwendung von wertgewichteten Indizes erfordern, doch zeigen empirische Untersuchungen, dass bei der Schätzung des systematischen Risikos von einer Stichprobe zufällig ausgewählter Aktienrenditen auf Basis des Marktmodells wertgewichtete und gleichgewichtete Indizes zu unterschiedlichen Ergebnissen führen. Während ein wertgewichteter Index im Durchschnitt zu einem systematischen Risiko von  $\beta$  grösser als eins (ca. 1.13) führt, ergibt die Schätzung mit einem gleichgewichteten Index einen Beta-Wert von ungefähr eins – vgl. BROWN und WARNER (1980, S. 239 ff.) sowie MAY (1991, S. 323 f.). Weisen kleine Unternehmen eine bessere Rentabilität auf als grosse, so führt ein gleichgewichteter Index auch zu einer realistischeren Marktrendite als ein wertgewichteter Index, in den kleinere Firmen nur mit einem geringeren Gewicht eingehen. Für die Anwendung von gleichgewichteten Indizes in Event-Studies spricht sich auch PETERSON (1989, S. 50 f.) aus. Die Schätzperiode für die Bestimmung der Regressionsparameter umfasst in dieser Studie einen Zeitraum von 100 Tagen vor und 100 Tagen nach dem Event-Window, wobei angenommen wird, dass es zu keinen verzerrenden Effekten durch Instabilität der Parameter kommt. Vgl. zum Marktmodell HAUGEN (1990, S. 152 ff.) sowie ELTON und GRUBER (1987, S. 95 ff.).
- [27] Vgl. dazu die Aufzählung der untersuchten Aktien in Punkt 1.
- [28] Das diesbezüglich bekannteste Korrekturverfahren neben jenem von SCHOLES und WILLIAMS (1977) ist das von DIMSON (1979). BROWN und WARNER (1985) zeigen in ihrem Beitrag über alternative Verfahren zur Schätzung des  $\beta$ , dass weder die Korrekturen nach Scholes/Williams noch die Korrekturen nach Dimson zu einer Verbesserung in der Bestimmung abnormaler Renditen führen. Im Gegensatz dazu kommen MC INISH und WOOD (1986) zum Ergebnis, dass Korrekturverfahren einen Teil jener Schätzfehler reduzieren können, die durch geringe Handelstätigkeit und unregelmässig gehandelte Aktien auftreten können.
- [29] Diese Ergebnisse wurden auch auf Basis eines anderen Untersuchungsansatzes erzielt – vgl. dazu AUER (1997, S. 275 ff.).
- [30] In den für den Zeitraum der Untersuchung gültigen IAS waren noch keine Vorschriften zu Quartals- oder Halbjahresberichterstattungen enthalten.
- [31] Die Trennung zwischen kleinen und grossen Unternehmen wurde in dieser Studie entsprechend der Börsenkaptalisierung vorgenommen. Vgl. zu dieser Frage z. B. ATIASE (1985) und FREEMAN (1987). In der Literatur finden sich auch Untersuchungen zu Unterschieden zwischen kleinen und grossen Unternehmen hinsichtlich des gehandelten Marktvolumens, entsprechende Untersuchungen konnten für das Sample dieser Studie aufgrund mangelnder Daten aber nicht vorgenommen werden.

## Literatur

- AUER, K. V. (1996): „Capital Market Reactions to Earnings Announcements. Empirical Evidence on the Difference in the Information Content of IAS-Based Earnings and EC-Directives-Based Earnings“, *The European Accounting Review* 5, pp. 587–623.
- AUER, K. V. (1997): *International harmonisierte Rechnungslegungsstandards aus Sicht der Aktionäre. Vergleich von EG-Richtlinien, US-GAAP und IAS*, Neue betriebswirtschaftliche Forschung Bd. 209, Wiesbaden: Gabler-Verlag.
- AUER, K. V. (1998): „Der Einfluss des Wechsels vom Rechnungslegungsstandard auf die Risikoparameter von schweizerischen Aktien“, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 50, Februar, pp. 129–155.
- ATIASE, R. K. (1985): „Predisclosure Information, Firm Capitalization and Security Price Behavior Around Earnings Announcements“, *Journal of Accounting Research* 23, pp. 21–36.
- AUSSENEGG, W. und S. PICHLER (1993): „Der Marktstart der ÖTOB: Eine Event Study“, in: *Banking and Finance*, Tagungsband des 2. Workshops der Austrian Working Group on Banking and Finance Dezember 1992, Bd. 6 Bankwissenschaftliche Gesellschaft, Wien, pp. 7–39.
- BALL, R. und P. BROWN (1968): „An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers“, *Journal of Accounting Research*, pp. 159–178.
- BERTSCHINGER, P. (1991): „Konzernrechnung und Konzernprüfung nach neuem Aktienrecht“, *Der Schweizer Treuhänder* 65, pp. 564–572.
- BROWN, S. J. und J. B. WARNER (1980): „Measuring Security Price Performance“, *Journal of Financial Economics* 8, pp. 205–258.
- BROWN, S. J. und J. B. WARNER (1985): „Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies“, *Journal of Financial Economics* 14, pp. 3–32.
- CHOI, F. D. S. und R. M. LEVICH (1990): *The Capital Market Effects of International Accounting Diversity*, Homewood Ill: Dow Jones-Irwin.
- CONRAD, J. (1989): „The Price Effect of Option Introduction“, *The Journal of Finance* 44, pp. 487–498.
- DIMSON, E. (1979): „Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading“, *Journal of Financial Economics* 7, pp. 197–226.
- ELTON, E. J. und M. J. GRUBER (1987): *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 3. Aufl., New York et al.: John Wiley & Sons.
- FREEMAN, R. (1987): „The Association Between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms“, *Journal of Accounting and Economics*, pp. 195–228.
- HAUGEN, R. A. (1990): *Modern Investment Theory*, 2. Aufl., London et al.: Prentice-Hall.
- IASC (1995): *International Accounting Standards 1995*, London.
- IBES (1993): *Analyst Comparison Report*, New York.
- KLEMBOSKY, R. C. und T. S. MANESS (1980): „The Impact of Options on the Underlying Securities“, *Journal of Portfolio Management* 6, pp. 12–18.
- MAY, A. (1991): „Zum Stand der empirischen Forschung über Informationsverarbeitung am Aktienmarkt – Ein Überblick“, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 43, pp. 313–335.
- MC INISH, Th. H. und R. A. WOOD (1986): „Adjusting for Beta Bias: An Assessment of Alternative Techniques: A Note“, *Journal of Finance* 41, pp. 277–286.
- PETERSON, P. P. (1989): „Event Studies: A Review of Issues and Methodology“, *Quarterly Journal of Business and Economics* 28, pp. 36–66.
- ROCHE (1991): „Anpassung der Konzernrechnung an internationale Normen“, *Presse-Communiqué*, Basel.
- SCHOLES, M. und J. WILLIAMS (1977): „Estimating Betas From Nonsynchronous Data“, *Journal of Financial Economics* 5, pp. 309–328.
- SCHULTZ J. und H. ZIMMERMANN (1989): „Risikoanalyse schweizerischer Aktien: Stabilität und Prognose von Betas“, *Finanzmarkt und Portfolio Management* 3, pp. 196–209.
- SKINNER, D. J. (1989): „Option Markets and Stock Return Volatility“, *Journal of Financial Economics* 23, pp. 61–78.
- STEINER, M. und C. BAUER (1992): „Die fundamentale Analyse und Prognose des Marktrisikos deutscher Aktien“, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 44, pp. 347–368.
- SVFV und ARTHUR ANDERSEN (1991): *Information der Aktionäre – Rechnungslegung und Berichterstattung*, Zürich.
- SVFV (1994): *Tätigkeitsbericht der Kommission Information der Aktionäre*, Zürich.
- THIEL, H. (1991): „Stille Reserven als ungelöstes Problem“, *Der Schweizer Treuhänder* 65, pp. 556–559.
- WATT, W. H., P. K. YADAV und P. DRAPER (1992): „The Impact of Option Listing on Underlying Stock Returns: The UK Evidence“, *Journal of Business, Finance & Accounting* 19, pp. 485–502.
- WATTS, R. L. und J. L. ZIMMERMAN (1986): *Positive Accounting Theory*, Englewood Cliffs N.J.: Prentice-Hall.