ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Braun, Thomas K.

Working Paper

Zur Bilanzierung betrieblicher Sicherungsgeschäfte: Ein Ansatz zur Objektivierung der Zweckbestimmung von Hedgingmaßnahmen

Tübinger Diskussionsbeiträge, No. 32

Provided in Cooperation with:
University of Tuebingen, Faculty of Economics and Social Sciences, School of Business and Economics

Suggested Citation: Braun, Thomas K. (1994) : Zur Bilanzierung betrieblicher Sicherungsgeschäfte: Ein Ansatz zur Objektivierung der Zweckbestimmung von Hedgingmaßnahmen, Tübinger Diskussionsbeiträge, No. 32, Eberhard Karls Universität Tübingen, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Tübingen

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/104825

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät der Eberhard-Karls-Universität Tübingen

Zur Bilanzierung betrieblicher Sicherungsgeschäfte:
Ein Ansatz zur Objektivierung der Zweckbestimmung
von Hedgingmaßnahmen

Thomas Braun

Tübinger Diskussionsbeiträge

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät
der Eberhard-Karls-Universität Tübingen

Zur Bilanzierung betrieblicher Sicherungsgeschäfte: Ein Ansatz zur Objektivierung der Zweckbestimmung von Hedgingmaßnahmen

Thomas Braun

Diskussionsbeitrag Nr. 32
Januar 1994

erscheint demnächst in: Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis

Wirtschaftswissenschaftliches Seminar
Mohlstraße 36, D-72074 Tübingen

Zur Bilanzierung betrieblicher Sicherungsgeschäfte: Ein Ansatz zur Objektivierung der Zweckbestimmung von Hedgingmaßnahmen

Kurzfassung

Die Überlegung, daß eine imparitätische Einzelbewertung betrieblicher Sicherungsgeschäfte mit dem Vorsichtsprinzip als eigentlichem Zweck der imparitätischen Einzelbewertung nicht begründet werden kann, führt zu dem Problem, objektivierbare Kriterien für die zunächst einmal nur subjektiv erfahrbare Risikobegrenzungsabsicht zu finden, die ein Abrücken vom Einzelbewertungsgrundsatz ermöglichen, ohne die Nachvollziehbarkeit der Bewertung zu gefährden. Dieser Herausforderung wird hier mit einem Effizienzkalkül begegnet, der den Umfang, in dem bestimmte Geschäfte durch das Streben nach Risikobegrenzung erklärt werden können, theoretisch exakt zu identifizieren in der Lage ist. Mit Hilfe von Vergangenheitsdaten lassen sich daran anknüpfend verhältnismäßig einfach objektivierbare Anhaltspunkte für den Umkehrschluß von der Art und dem tatsächlich getätigten Umfang bestimmter Geschäfte auf die Intention, mit der sie abgeschlossen wurden, ableiten.

1. Problemstellung und Vorgehensweise

Zu dem Problem, ob eine Forderung, für die eine Ausfallversicherung abgeschlossen wurde, als einfache Forderung oder als versicherte Forderung zu bewerten ist, gibt es ein Gerichtsurteil, das ins Jahr 1931 zurückdatiert[1]. Dennoch wurde das Problem der Bilanzierung betrieblicher Sicherungsgeschäfte nie befriedigend gelöst und brennt heute aufgrund des ständig wachsenden Volumens von Kurssicherungsgeschäften mit einem sich ständig erweiternden Spektrum von Finanzinstrumenten mehr denn je unter den Nägeln insbesondere des Kreditgewerbes. Die Dimension des Problems läßt sich kaum eindrucksvoller belegen als durch einen kurzen Blick in den Geschäftsbericht der größten deutschen Geschäftsbank für das Geschäftsjahr 1991[2]. Dort wird das Volumen der Geschäfte in Swaps und Zinsoptionen mit 244 Mrd DM nach 130 Mrd DM im Jahr zuvor angegeben, wobei der Anstieg explizit mit der großen Nachfrage nach Absicherungsstrategien begründet wird. Diesem Volumen steht ein Eigenkapital von knapp 17 Mrd DM gegenüber, das ein gezeichnetes Kapital von nur knapp 2,3 Mrd DM einschließt. Diese Relationen lassen keinen Zweifel an der Brisanz der bilanziellen Behandlung von Sicherungsgeschäften: Man braucht nur an die Pflicht zur Einberufung einer HV bei einem Verlust in Höhe der Hälfte des Grundkapitals nach § 92 I AktG und die Pflicht zur Anzeige des Tatbestandes der Überschuldung an das Bundesaufsichtsamt für das Kreditwesen nach § 46b KWG[3] zu denken.

Obwohl die Problematik in jüngster Vergangenheit auch in der betriebswirtschaftlichen Literatur eine ihrer enormen Bedeutung für die Praxis durchaus angemessene Resonanz gefunden hat[4], stehen über Einzelfallregelungen hinausgehende Lösungskonzepte noch immer aus. Maßgeblich verantwortlich dafür, daß eine hinreichend allgemeingültige Lösung des Problems bereits so lange auf sich warten läßt, ist der Umstand, daß ein fundamentaler Bewertungsgrundsatz zur Diskussion steht: Der in § 252 I Nr. 3 HGB kodifizierte Grundsatz der Einzelbewertung. Denn immer dann, wenn drohende Verluste durch flankierende Maßnahmen (teilweise) aufgewogen

---

1 Vgl. RFH-Urteil vom 28.10.1931 VI A 1922/31, RStBl. 1932 S. 308

2 Vgl. O.V., Geschäftsbericht 1991 Deutsche Bank AG, insb. 24

3 Darüberhinaus können Rechnungslegungsnormen aufgrund ihres Einflusses auf bankaufsichtsrechtliche Eigenkapitalstandards die Wettbewerbsposition von Kreditinstituten beeinflussen; vgl. KRUMNOW (1989), insb. 474 - 475

4 In letzter Zeit wurden zu dieser Problematik Beiträge von BENNE (1992) und (1991), FINNE (1991), PRAHL/NAUMANN (1991) und GRÜTZEMACHER (1990) und (1989) publiziert. BENNE (1991), 2610, bezeichnet die Bilanzierung betrieblicher Sicherungsgeschäfte als "eines der quantitativ relevantesten bilanziellen Probleme".

werden, kann die Verlustantizipation mit dem Vorsichtsprinzip als eigentlichem Zweck der imparitätischen Einzelbewertung nicht (in vollem Umfang) begründet werden. Als einzige Begründung für die imparitätische Einzelbewertung bleibt daher in diesen Fällen das Argument, daß mit der Nichtanwendung des Einzelbewertungsgrundsatzes Ermessensspielräume entstehen, die für beliebige Zwecke mißbraucht werden könnten.

Für die Diskussion, ob und unter welchen Voraussetzungen die Ausnahmeregelung des § 252 II HGB ein Abrücken vom Grundsatz der Einzelbewertung bei der Bilanzierung betrieblicher Sicherungsgeschäfte rechtfertigt, ergeben sich zwei mögliche Ansatzpunkte:

- Zum einen kann man prüfen, ob es konkurrierende Normen gibt, die vorrangig zu beachten sind. Diesbezügliche Regelungen im Gesetz sind jedoch nicht eindeutig und werden in der Literatur widersprüchlich interpretiert[5]. Selbst wenn die damit verbundenen Probleme wider Erwarten schnell aus dem Weg geräumt werden könnten, würde eine Entscheidung, die die Zulässigkeit von Bewertungseinheiten grundsätzlich bejaht, zunächst nur weiteren Regelungsbedarf auslösen und damit keine unmittelbare Abhilfe für drängende praktische Probleme schaffen.

- Zum anderen kann man sich mit dem Problem beschäftigen, wie die Nachvollziehbarkeit der Bewertung trotz Nichtanwendung des Grundsatzes der Einzelbewertung gewährleistet werden kann.

Der zweite Ansatzpunkt führt zum Problem der Formulierung objektivierbarer Kriterien für die Zulässigkeit der Zusammenfassung einzelner Bewertungsobjekte zu Bewertungseinheiten.

Die Brisanz dieser Aufgabe besteht darin, daß diese Kriterien Risikogesichtspunkte erfassen müssen, die zunächst einmal nur subjektiv erfahrbar erscheinen. Es muß wohl als Kapitulation vor diesem Problem gewertet werden, daß der Versuch, Zielsetzungen explizit zu formulieren und die daraus abzuleitenden Handlungskonsequenzen zum Maßstab für die Beurteilung tatsächlichen Handelns zu machen, in der einschlägigen Literatur erst gar nicht unternommen

---

5 Zentraler Gegenstand des Meinungsstreits ist das Verhältnis zwischen der Generalnorm des § 264 II HGB und der zu den allgemeinen Bewertungsgrundsätzen gehörenden imparitätischen Einzelbewertung gemäß § 252 I Nr. 3 und 4 HGB. Während FINNE (1991), 1300, dem Passus "unter Beachtung der Grundsätze ordnungsmäßiger Buchführung" in § 264 II Satz 1 HGB mit Blick auf die Entstehungsgeschichte - Art. 2 V der 4. EG-Richtlinie sah sogar vor, daß von einer Vorschrift abgewichen werden *muß*, wenn sie nicht zur Vermittlung eines den tatsächlichen Verhältnissen entsprechenden Bildes führt - keine einschränkende Bedeutung zuzubilligen vermag, vertreten PRAHL/NAUMANN (1991), 731, die auf MOXTER (1979) zurückgehende Abkopplungsthese, wonach diese Einschränkung klarstellt, daß der True and Fair View kein klassischer Grundsatz ordnungsmäßiger Buchführung ist, sondern lediglich für den Anhang Bedeutung besitzt.

wird[6]. Stattdessen unterstellt man stillschweigend eine umkehrbar eindeutige Beziehung zwischen Risikobegrenzungsabsicht und wirtschaftlicher Zusammengehörigkeit von Bewertungsobjekten und geht davon aus, daß Bewertungsobjekte wirtschaftlich zusammengehören, wenn sie hinsichtlich bestimmter Merkmale Übereinstimmungen aufweisen. Dieses Verfahren ist jedoch ebenso wie das implizit zugrundeliegende Modell ungeeignet.

- Das Verfahren zur Identifikation wirtschaftlich zusammengehörender Bewertungsobjekte ist ungeeignet, weil sich auf der Grundlage qualitativer Merkmale nur punktuelle und keine graduelle Übereinstimmung feststellen läßt[7]. Das läuft letztlich auf die Alternative hinaus, entweder Ermessensspielräume zuzulassen[8] oder den Gleichbehandlungsgrundsatz zu verletzen.

- Das Modell ist ungeeignet, weil es - wie nachfolgend in Abschnitt 2 gezeigt wird - den für das Risikomanagement zentralen Aspekt der Diversifikation von Risiken nicht berücksichtigt und daher zu falschen Schlußfolgerungen verleiten kann.

Der vorliegende Beitrag entwickelt in den Abschnitten 3 und 4 eine grundlegend verschiedene Alternative zum bisherigen Problemlösungsansatz. Auf der Modellebene wird ein Ansatz präsentiert, der zentrale Aspekte eines modernen Risk-Management berücksichtigt, ohne daß der Anwendungsbereich durch allzu spezifische Annahmen unnötig eingeschränkt wird. Das Charakteristische an diesem Ansatz ist, daß er den Umfang, in dem bestimmte Geschäfte durch das Streben nach Risikobegrenzung erklärt werden können, theoretisch exakt zu identifizieren in der Lage ist. Er bietet damit einen eindeutigen Anhaltspunkt für den Umkehrschluß von dem tatsächlich getätigten Umfang bestimmter Geschäfte auf die Intention, mit der sie abgeschlossen wurden. Dieses Modell wird in Abschnitt 3 entwickelt.

Auf der Verfahrensebene wird ein mit geringem Aufwand zu realisierender, von Ermessensspielräumen völlig freier, regressionsanalytischer Ansatz zur Objektivierung der Zweckbestim-

---

6 Dies gilt zumindest für die in Fn. 4 erwähnten Beiträge aus jüngerer Zeit.

7 Bezeichnend für die Probleme der Messung gradueller Übereinstimmung ist ein Vorschlag von GRÜTZEMACHER (1989), 135, der dem qualitativen Kriterium Ähnlichkeit eine zwar prinzipiell quantifizierbare aber nicht hinreichend präzisierte Definition beilegt: "Im weiteren Verlauf wird unterstellt, daß das Kriterium der Ähnlichkeit erfüllt ist, wenn beide Basisobjekte annähernd gleiche Preisreaktionen bei Marktzinsänderungen haben." In Fn. 10 fügt er hinzu: "Zur quantitativen Bestimmung der Preisreaktion könnte man sich beispielsweise der Regressionsanalyse bedienen."

8 Vgl. BENNE (1992), 1175 u. 1177, der bei vielen im Schrifttum zu findenen Vorschlägen fundamentale Bewertungsgrundsätze durch unbestimmte Rechtsbegriffe aufgeweicht sieht.

mung von Hedgingmaßnahmen entwickelt, der in enger Verbindung mit dem zuvor dargestellten Modell der Hedgingentscheidung steht.

2. Das Problem der Ignoranz von Diversifikationseffekten

Im folgenden wird gezeigt, daß aus dem Vorliegen geschlossener, d.h. sich hinsichtlich ihrer Zahlungswirksamkeit kompensierender Positionen nicht zwingend auf eine Risikobegrenzungs- bzw. -vermeidungsabsicht geschlossen werden kann, da das Abschließen von Gegengeschäften das Risiko einer bestimmten Gesamtposition sowohl verringern als auch erhöhen kann. Der formalen Behandlung des Problems liegt die folgende Symbolik zugrunde:

a_i sind die Volumina bestimmter Geschäfte $i = 1...j$

z_i sind die entsprechenden durch jeweils eine Einheit dieser Geschäfte induzierten stochastischen cash flows

r ist eine Residualkomponente

c ist der für einen bestimmten zukünftigen Zeitpunkt prognostizierte Zahlungssaldo eines eindeutig bestimmten Verantwortungsbereiches[9]

Glattstellen von Teilpositionen in einem bestimmten Verantwortungsbereich bedeutet, daß der Zahlungssaldo

$$c = \sum_{i=1}^{j} a_i \cdot z_i + r, \qquad (1)$$

durch Gegengeschäfte mit Zahlungskonsequenzen in Höhe von jeweils $-a_i$ Einheiten der entsprechenden Geschäfte $i = 1...j$ zu

$$c^+ = c + \sum_{i=1}^{j} -a_i \cdot z_i = r$$

---

9 Es könnte sich beispielsweise auch um die Prognose des aus einer bestimmten Kundenbeziehung resultierenden cash flow handeln. Wichtig ist, daß sich der Zahlungssaldo eindeutig abgrenzen läßt. Dabei sollte allerdings nicht übersehen werden, daß Risk-Management unter rein risikotheoretischen Gesichtspunkten immer in der Steuerung des gesamten Unternehmensrisikos aufgehen muß.

ergänzt wird. Identifiziert man das mit Zufallsvariablen verknüpfte Risiko mit den erwarteten Schwankungen um das erwartete Niveau und mißt man es mit dem Streuungsmaß Varianz, dann führt diese Maßnahme zu einer Änderung des Risikos von var(c) auf

$$var(c^+) = var(r).$$

Dabei ist die Relation zwischen var(c) und var(r), dem Risiko vor und nach Abschluß der Gegengeschäfte, im allgemeinen völlig offen. Wegen

$$var(c) = var\left(\sum_{i=1}^{j} a_i \cdot z_i\right) + 2\,cov\left(\sum_{i=1}^{j} a_i \cdot z_i\ ,\ r\right) + var(r)$$

erhöht sich das Risiko durch den Abschluß der Gegengeschäfte sogar, wenn die Bedingung

$$cov\left(\sum_{i=1}^{j} a_i \cdot z_i\ ,\ r\right) < -\frac{1}{2}\,var\left(\sum_{i=1}^{j} a_i \cdot z_i\right) \qquad (2)$$

erfüllt ist.

Gegengeschäfte deuten demnach nur dann eindeutig auf eine Risikobegrenzungsabsicht hin, wenn man den für das Risk-Management zentralen Aspekt der Existenz von Diversifikationseffekten ignoriert.

3. Ein sachgerechtes Modell, das Motive sichtbar werden läßt

Die Ausführungen unter B. belegen, daß bisherigen Versuchen, die Zweckbestimmung von Hedgingmaßnahmen zu objektivieren, ein unsachgemäßes Modell der Hedgingentscheidung zugrundeliegt. Daher wird im folgenden ein Alternativmodell entwickelt.

Für die formale Darstellung des Modells wird soweit sinnvoll auf die Matrix-Vektor-Notation zurückgegriffen; dabei werden Vektoren und Matrizen durch Großbuchstaben und Skalare durch Kleinbuchstaben dargestellt. Vektoren werden als *Spalten*vektoren aufgefaßt, so daß *Zeilen*vektoren als transponierte Spaltenvektoren erscheinen. Die Transposition wird wie gewöhnlich mit dem Superskript "´" angezeigt. Gelegentlich ist es notwendig, Vektoren oder Matrizen mit Zufallsgrößen als Komponenten zu betrachten. Die Erwartungswertbildung versteht sich dann komponentenweise. Im einzelnen bezeichnet

n die Anzahl der in Betracht gezogenen Hedginggeschäfte,

P einen (n x 1)-Spaltenvektor, der die Transaktionsvolumina p_i der Hedginggeschäfte $i = 1...n$ zusammenfaßt und

Z einen (n x 1)-Spaltenvektor, der die zukünftigen Nettozahlungen z_i jeweils einer Einheit dieser Hedginggeschäfte zusammenfaßt

Vereinfachend ist davon auszugehen, daß das Risikomanagement ausschließlich mit beliebig teilbaren Forwardgeschäften arbeitet. Damit ist gewährleistet, daß Hedginggeschäfte ausschließlich in dem Zeitpunkt Zahlungswirksamkeit entfalten, auf den die Risikomaßnahmen abzielen, und daß Leergeschäfte in Gestalt der jeweiligen Gegengeschäfte stets möglich sind[10].

Die universelle Anwendbarkeit des Modells ist dadurch gewährleistet, daß nichts weiter als die Annahme vorausgesetzt wird, daß bei der Hedgingentscheidung das ökonomische Prinzip in bestimmter Weise gewahrt wird. Konkret wird angenommen, die Hedgingentscheidung folge der Maxime: Reduziere die Varianz des voraussichtlichen Zahlungssaldos c wenigstens im Umfang δ ($\delta > 0$), so daß die aufgrund der abzuschließenden Hedginggeschäfte zu erwartenden Auszahlungen minimal bzw. die zu erwartetenden Erlöse maximal werden. Dies kann man in formaler Sprache wie folgt ausdrücken[11]:

$$\max \{ P' E(Z) \mid \mathrm{var}(P' Z + c) \leq \mathrm{var}(c) - \delta \}, \; P \in \Re^n \qquad (3)$$

Mit Hilfe des Lagrangeverfahrens erhält man unmittelbar aus den Bedingungen erster Ordnung[12] die Lösung

$$P^* = \mathrm{COV}(Z, Z)^{-1} \left(\frac{1}{\lambda} E(Z) - \mathrm{COV}(Z, c) \right) \qquad (4)$$

---

10 Statt der Beschränkung auf Forwardgeschäfte könnte man auch annehmen, daß Leerverkäufe möglich sind und daß die durch Hedgingmaßnahmen zu anderen Zeitpunkten ausgelösten Zahlungen deterministisch sind. Diese können dann nämlich durch entsprechende Transaktionen auf dem Markt für sichere Zahlungen auf den Zeitpunkt verlagert werden, auf den die Risikomaßnahmen abzielen. Für die Frage nach der Zweckbestimmung von Hedgingmaßnahmen sind deterministische Zahlungen allerdings generell unbedeutend, weil es dabei nur auf Risikozusammenhänge zwischen stochastischen Größen ankommt.

11 Zum besseren Verständnis: Offensichtlich kommt die Forderung, die Varianz des Zahlungssaldos c mindestens im Umfang δ zu reduzieren, der Forderung gleich, daß die Varianz der die Hedginginstrumente einschliessenden Gesamtposition $\mathrm{var}(P' Z + c)$ nicht größer sein darf als $\mathrm{var}(c) - \delta$. In der einschlägigen Literatur wird die hier zugrundegelegte Konzeption als cross hedging bezeichnet; vgl. ANDERSON/DANTHINE (1981). Ihre Wurzeln reichen auf die Erkenntnis zurück, daß ein vollständiger Risikoausschluß unter realistischen Bedingungen kaum möglich ist; vgl. WORKING (1953).

12 Vgl. BRAUN (1990), 20 - 25

Hierbei repräsentiert COV(Z, Z) die Varianz-Kovarianz-Matrix der von den n Hedginginstrumenten ausgelösten Zahlungen; im übrigen weist die Notation COV auf den Sachverhalt hin, daß im Gegensatz zur gewöhnlichen Kovarianz cov zwischen skalaren Zufallsgrößen wenigstens eines der beiden Argumente ein Zufalls*vektor* ist. Das optimale Portefeuille P^* läßt sich offensichtlich als Kombination der beiden Portefeuilles

$$H^* = -COV(Z, Z)^{-1}\, COV(Z, c) \tag{4a}$$

und

$$S^* = \frac{1}{\lambda} COV(Z, Z)^{-1}\, E(Z) \text{ auffassen}^{13}. \tag{4b}$$

Die beiden Komponenten des optimalen Portefeuilles (4) korrespondieren mit dem wie folgt beschriebenen sequentiellen Problemlösungsverhalten[14]: Zunächst wird mit dem Portefeuille H^* die mit einer gegebenen Auswahl von Hedginginstrumenten maximal mögliche Risikoreduktion realisiert, denn H^* ist die Lösung des Varianzminimierungsproblems[15]

$$var(c + H' Z) = var(c) + 2\, H' COV(c, Z) + H' COV(Z, Z)\, H \rightarrow \min_{H}! \tag{5}$$

Durch Hinzufügen des Portefeuilles H^* zum Zahlungssaldo c wird die Varianz der Gesamtposition um den Betrag

$$var(c) - var(c + H^{*\prime} Z) = COV(Z, c)' COV(Z, Z)^{-1} COV(Z, c)$$

---

13 Gl. (4) entspricht im wesentlichen der zuerst von MAYERS hergeleiteten Bestimmungsgleichung für optimale Portefeuilles von Wirtschaftssubjekten mit nicht marktfähigem Einkommen unter im übrigen mit denen des klassischen Kapitalmarktmodells identischen Annahmen; vgl. MAYERS (1972), 240, Gleichung (60).

14 Vgl. BRITO (1977) und SPREMANN (1986)

15 Mit der Zusammensetzung H^* werden demnach alle Diversifikationsmöglichkeiten, die die getroffene Auswahl potentiell bietet, ausgeschöpft. Dieser Sachverhalt äußert sich darin, daß das Hedgeportefeuille nicht mehr mit dem varianzminimalen Gesamtportefeuille korreliert ist. Für

$$H^* = -\, COV(c, Z)' COV(Z, Z)^{-1}$$

gilt nämlich:

$$COV(H^{*\prime} Z, c + H^{*\prime} Z)$$

$$= H^{*\prime} COV(Z, Z)\, H^* + H^{*\prime} COV(c, Z)$$

$$= COV(c, Z)' COV(Z, Z)^{-1} COV(c, Z) - COV(c, Z)' COV(Z, Z)^{-1} COV(c, Z) = 0.$$

reduziert. Wenn die auf diesem Weg erreichte Risikoreduktion die Sollvorgabe übertrifft, d.h. die Bedingung

$$COV(Z, c)' \, COV(Z, Z)^{-1} \, COV(Z, c) > \delta$$

erfüllt ist, ergibt sich ein somit spekulativer Spielraum in Höhe der Differenz

$$COV(Z, c)' \, COV(Z, Z)^{-1} COV(Z, c) - \delta ,$$

der in Gewinnerzielungsabsicht wie folgt genutzt wird:

$$\max \{ S' \, E(Z) \mid var(S' \, Z) \leq COV(Z, c)' \, COV(Z, Z)^{-1} COV(Z, c) - \delta \} \qquad (6)$$

Zur Lösung dieses Problems kann man wiederum auf das Lagrangeverfahren zurückgreifen und erhält

$$S^* = \frac{1}{\lambda} COV(Z, Z)^{-1} \, E(Z) \qquad (7)$$

Die Addition der beiden Lösungen ergibt also:

$$H^* + S^* = - COV(Z, Z)^{-1} COV(Z, c) + \frac{1}{\lambda} COV(Z, Z)^{-1} \, E(Z)$$

$$= COV(Z, Z)^{-1} \left(\frac{1}{\lambda} E(Z) - COV(Z, c) \right) \qquad (8)$$

(8) stimmt offensichtlich mit der Lösung des ursprünglichen Problems (3) überein, wenn gezeigt werden kann, daß die zunächst nicht notwendigerweise identischen Lagrangefaktoren λ in beiden Fällen übereinstimmen. Die Übereinstimmung ergibt sich aus der Überlegung, daß die Nebenbedingungen der beiden Probleme (3) und (6) jeweils ausgeschöpft werden[16]. Es muß also gelten:

$$var(S^{*\prime} \, Z) = COV(Z, c)' \, COV(Z, Z)^{-1} COV(Z, c) - \delta$$

Einsetzen von (7) führt auf:

$$\left(\frac{1}{\lambda}\right)^2 = \frac{COV(Z, c)' COV(Z, Z)^{-1} \, COV(Z, c) - \delta}{E(Z)' COV(Z, Z)^{-1} E(Z)} \qquad (9)$$

---

16 Zum Beweis vgl. BRAUN (1990), 25

Zum gleichen Ergebnis kommt man, wenn man analog die Lösung (4) für P^* in die ebenfalls ausgeschöpfte Nebenbedingung des ursprünglichen Problems (3)

$$var(P^{*\prime} Z + c) = var(c) - \delta$$

einsetzt[17]. Es gilt also

$$P^* = H^* + S^* \qquad (10)$$

Theoretisch ist das Problem der Zweckbestimmung von Hedgingmaßnahmen damit eindeutig gelöst: Das Streben nach Risikobegrenzung manifestiert sich in der vollständigen Ausschöpfung des Diversifikationspotentials einer bestimmten Auswahl von Hedginginstrumenten. Diese erfordert eine eindeutig bestimmte Portefeuillezusammensetzung H*. Jede Abweichung von H* ist entweder spekulativ motiviert oder ineffizient.

Für die Umsetzung in konkrete Bilanzierungsvorschriften ergeben sich allerdings zwei Probleme. Das erste besteht darin, daß die H* bestimmenden Varianzen und Kovarianzen nicht bekannt sind. Dieses Problem ließe sich verhältnismäßig einfach lösen, indem man Schätzwerte anstelle der wahren Parameter verwendet. Weniger einfach erscheint die Lösung des zweiten Problems. Dieses Problem entsteht dann, wenn das zweifelsfrei zweckadäquate Portefeuille, mit dem sich das vorhandene Diversifikationspotential vollständig ausschöpfen ließe, nicht in vollem Umfang Bestandteil des tatsächlich vorhandenen Portefeuilles ist. Prinzipiell ließe sich dieses Problem mit folgender Bilanzierungshilfe aus der Welt schaffen: Man ergänzt das tatsächlich vorhandene Portefeuille um sich paarweise jeweils neutralisierende fiktive Positionen, bis das zweifelsfrei zweckadäquate Portefeuille als Bewertungseinheit abgesondert werden kann. Als Ergebnis einer Wirkungsanalyse[18] für diese Bilanzierungshilfe bleibt folgendes festzuhalten:

---

17 Die Identität der Lagrangefaktoren ist auch intuitiv plausibel. Es handelt sich nämlich um den Schattenpreis der Varianzbeschränkung, und die kommt eben gerade auf Stufe 2 des sequentiellen Verfahrens zum Tragen, vgl. BRAUN (1990), 60.

18 Eine detaillierte Darstellung findet sich im Anhang.

- Die Bilanzierungshilfe kommt nur zur Anwendung, wenn potentiell vorhandene Diversifikationsmöglichkeiten nur unvollständig ausgeschöpft werden.

- Sie kann unter keinen Umständen zu einer optimistischeren Darstellung der Ertragslage und damit auch großzügigeren Bemessung des ausschüttungsfähigen Betrages führen.

- Sie kann andererseits, muß aber nicht, zu einer pessimistischeren Darstellung der Ertragslage und damit auch zu einer knapperen Bemessung des ausschüttungsfähigen Betrages führen.

Die damit verbundene Beeinträchtigung der Ausschüttungsbemessungsfunktion beinhaltet demnach jedenfalls keine Verletzung des Vorsichtsprinzips. Dennoch ist zu befürchten, daß die Objektivierung mittels fiktiver Positionen an der Unvereinbarkeit mit der Ansatzvorschrift des § 246 I HGB scheitern könnte.

4. Ein statistisches Verfahren zur objektivierten Messung der Zweckbestimmung mit Hilfe von Vergangenheitsdaten

Will man die Bildung fiktiver Positionen vermeiden, dann darf man sich nicht an einer theoretischen Vorgabe für das zweifelsfrei zweckadäquate Portefeuille orientieren. Stattdessen muß man Kriterien entwickeln, die es ermöglichen, über die Zweckbestimmung des kompletten tatsächlich vorgefundenen Portefeuilles zu urteilen. Der hierzu im folgenden unterbreitete Vorschlag besteht im Kern darin, zu messen, ob die zu einer Bewertungseinheit zusammengefaßten Hedginggeschäfte so *ausgewählt* und *gewichtet* wurden, daß die Hedgingwirkung einem vollständigen Risikoausschluß hinreichend nahekommt. Da die Messung kardinal erfolgt, ist der Vorschlag hinsichtlich der Bestimmung dessen, was als hinreichend anzusehen ist, vollkommen flexibel, so daß seine Akzeptanz letztlich nur von der Kompromißbereitschaft eventuell rivalisierender Interessen abhängt. Dabei steht allerdings fest, daß eine Konzeption, die von vornherein nur auf den vollständigen Risikoausschluß abstellt, nicht in Frage kommt, weil Risiko im Sinne dieses Beitrages als das Gesamtrisiko bestimmter Organisationseinheiten aufzufassen und unternehmerisches Handeln ohne jedes Risiko nicht denkbar ist. Es bedarf vielmehr einer Konzeption, die Risikobegrenzung graduell bis hin zum vollständigen Risikoausschluß meßbar werden läßt.

Eine dementsprechende Lösung könnte wie folgt aussehen: Es wird unterstellt, daß das vorhandene Hedgeportefeuille so konzipiert ist, daß es hinsichtlich der Wirkung im Prinzip demjenigen gleicht, das die Gegenpositionen sämtlicher Einzelkomponenten des Zahlungssal-

dos c umfaßt und somit einen vollständigen Risikoausschluß bewirkt. Allerdings mit dem Unterschied, daß unsystematische Einflüsse, die dafür sorgen, daß "die Bilanz dennoch verhagelt" wird, nicht ausgeschlossen werden können. Diese Einflüsse entscheiden über die Zuverlässigkeit, mit der sich die Hedgingwirkung eines solchen Portefeuilles in einer bestimmten Periode einstellt. Ob ein bestimmtes Portefeuille tatsächlich primär dem Zweck der Risikobegrenzung dient, ist daher im Rahmen dieser Konzeption eine Frage der Zuverlässigkeit, mit der sich die Hedgingwirkung in einer bestimmten Periode einstellt. Soll ein entsprechendes Urteil intersubjektiv nachvollziehbar sein, dann muß es sich auf die Messung der Zuverlässigkeit stützen, mit der die Hedgingwirkung in der Vergangenheit eingetreten wäre.

Die Verifikation solcher Messungen könnte durch Wirtschaftsprüfer erfolgen, die darauf zu achten hätten, daß die Zeitreihe des zu hedgenden Zahlungssaldos c durch das interne Rechnungswesen eindeutig dokumentiert wird. Die cash flows marktgehandelter Hedginginstrumente lassen sich dagegen i.d.R. aus vergangenen Marktpreisen ermitteln.

4.1. Die Ausschöpfung des Diversifikationspotentials einer bestimmten Auswahl von Hedginginstrumenten als Implikation des Modells der linearen Regressionsanalyse

Formal entspricht die oben skizzierte Konzeption dem Modell der linearen Regression[19]. Dieses geht von der vollständigen Erfassung aller *systematischen* Einflüsse, d.h. konkret von

$$c = A' Z + r \tag{11}$$

und

$$E(c \mid Z) = A' Z \tag{12}$$

aus. Die folgenden Umformungen belegen, daß die vollständige Erfassung aller *systematischen* Einflüsse i.o.S. und die vollständige Ausschöpfung eines vorhandenen Diversifikationspotentials untrennbar miteinander verbunden sind.

$$E(c \mid Z) = E(A' Z + r \mid Z) = E(A' Z \mid Z) + E(r \mid Z) = A' Z + E(r \mid Z)$$

impliziert (12)

$$E(r \mid Z) := E(r) + COV(r, Z)' COV(Z, Z)^{-1} (Z - E(Z)) = 0$$

---

19 Vgl. z.B. FROHN (1980), 17 - 26

Damit muß wegen

$$E(r) = E(E(r \mid Z)) = 0$$

auch

$$COV(r, Z)' \, COV(Z, Z)^{-1} (Z - E(Z))$$

$$= COV(c - A' Z, Z)' \, COV(Z, Z)^{-1} (Z - E(Z))$$

$$= COV(c, Z)' \, COV(Z, Z)^{-1} (Z - E(Z)) - A' (Z - E(Z))$$

$$= 0$$

gelten.

Da Z eine Zufallsvariable ist, ist diese Bedingung offensichtlich dann und nur dann stets erfüllt, wenn

$$A' = COV(c, Z)' \, COV(Z, Z)^{-1} \qquad (13)$$

gilt. Aus dem Vergleich mit Gl. (4a) folgt unmittelbar

$$H^* = - A$$

Der regressionsanalytische Ansatz ist also prinzipiell geeignet, die Hedgeportefeuillegewichtung H* zu identifizieren, die das Diversifikationspotential einer bestimmten Auswahl von Hedginginstrumenten vollständig ausschöpft und damit den Willen zur Risikobegrenzung in theoretisch eindeutig nachvollziehbarer Weise erkennen läßt.

4.2. Ein zweistufiges Verfahren zur Objektivierung der Zweckbestimmung betrieblicher Sicherungsmaßnahmen

Die Aufgabe der Objektivierung besteht nun allerdings nicht mehr darin, das Portefeuille zu identifizieren, das die Risikobegrenzungsabsicht zweifelsfrei erkennen läßt, sondern darin, auf der Basis von Vergangenheitsbeobachtungen zu einem intersubjektiv nachprüfbaren Urteil darüber zu kommen, ob ein gegebenes Portefeuille tatsächlich primär dem Zweck der Risikobegrenzung dient.

Zur Lösung dieser Aufgabe wird das folgende zweistufige Verfahren vorgeschlagen: Auf der ersten Stufe wird zunächst die Angemessenheit der *Auswahl* von Hedginginstrumenten geprüft. Hierzu ermittelt man zunächst für eine gegebene Auswahl von Hedginginstrumenten die Ge-

wichtung, die während eines bestimmten Zeitraums vor Aufstellung der Bilanz zu einer geschlossenen Position geführt hätte, wenn die Realisationen sämtlicher Variablen stets ihrem Mittelwert entsprochen hätten. Diese Gewichtung entspricht - wie noch gezeigt werden wird -exakt derjenigen, von der behauptet werden kann, daß sie das Diversifikationspotential optimal nutzt, weil sie die Stichprobenvarianz der Gesamtposition minimiert. Dann mißt man die Zuverlässigkeit, mit der diese Gewichtung ihre Hedgingwirkung in bezug auf die tatsächlichen Realisationen in den einzelnen Perioden dieses Zeitraumes entfaltet hätte. Wenn das Portefeuille mit dieser Gewichtung zuverlässig genug ist, dann ist auf der zweiten Stufe zu prüfen, ob auch die tatsächliche *Gewichtung* als hinreichend zweckadäquat angesehen werden kann. Dabei wird dem Bilanzierenden zugutegehalten, daß die zunächst als zweifelsfrei zweckadäquat identifizierte Gewichtung auf einer Stichprobe basiert, die (in Teilen) auch anders hätte ausfallen können.

Auf beiden Stufen des Verfahrens kann nach Maßgabe einer kardinalen Prüfgröße entschieden werden, so daß Ermessensspielräume ausgeschlossen sind.

Obwohl die soeben skizzierte Vorgehensweise auf den ersten Blick kompliziert erscheinen mag, ist sie ohne nennenswerten technischen Aufwand realisierbar. Dieser Umstand ist der Tatsache zu verdanken, daß ausschließlich aus der linearen Regressionsanalyse bekannte Methoden benötigt werden. Dies wird im folgenden für den Fall eines einzigen Hedginginstrumentes gezeigt. Die Resultate lassen sich ohne Abstriche auf den allgemeinen Fall beliebig vieler Hedginginstrumente übertragen.

4.2.1. Prüfung der Zweckmäßigkeit der Auswahl von Hedginggeschäften

Konzeptionsgemäß bestimmt sich die Zweckmäßigkeit der Auswahl von Hedginggeschäften nach der Zuverlässigkeit, mit der die Hedgingwirkung bei optimaler Nutzung des Diversifikationspotentials in der Vergangenheit eingetreten wäre. Als Meßlatte für die Zuverlässigkeit wird die prozentuale Risikoreduktion verwendet, die auf diesem Weg hätte erreicht werden können. Die folgenden Ausführungen belegen die Identität dieser Meßlatte mit dem sogenannten Bestimmtheitsmaß, das bei Regressionsrechnungen regelmäßig mitberechnet wird, weil ihm die zentrale Rolle eines Maßes für die Güte des jeweils zugrundeliegenden Erklärungsansatzes zufällt. Durch die damit gegebene Möglichkeit, auf Standardroutinen zurückzugreifen, erfordert die Realisierung auf Datenverarbeitungsebene keinen nennenswerten Aufwand.

Zunächst besitzt das methodische Fundament der Regressionsrechnung, die Methode der kleinsten Quadrate (MKQ), die Eigenschaft, die zu erklärende Variable im Mittel richtig zu be-

stimmen, wenn die Regressionsgleichung ein *Absolutglied* enthält[20]. Anders gesagt: Die MKQ identifiziert die Hedgeportefeuillegewichtung, die während eines bestimmten Zeitraums vor Aufstellung der Bilanz zu einer geschlossenen Position geführt hätte, wenn die Realisationen sämtlicher Variablen stets ihrem Stichprobenmittelwert entsprochen hätten. Der im Falle der Einfachregression mit Absolutglied zugrundeliegende Erklärungsansatz lautet:

$$c = a_1 + a_2 \cdot z + r \tag{14}$$

Die MKQ arbeitet mit Stichprobenparametern, die nachfolgend durch den Subindex S gekennzeichnet werden. Die Stichprobenwerte sind stets als gleichverteilt anzunehmen. Wenn # die Anzahl der Stichprobenwerte repräsentiert, dann gilt also beispielsweise

$$E_S(r^2) = \frac{1}{\#} \sum_{i=1}^{\#} r_i^2$$

In dieser Notation lautet die entsprechende Zielfunktion der MKQ

$$E_S(r^2) \rightarrow \min_{a_1, a_2}! \tag{15}$$

Die Lösungen[21] $\hat{a}_1$ und $\hat{a}_2$ werden, wie bereits oben erwähnt, so bestimmt, daß der cash flow im Mittel durch den systematischen Teil des Erklärungsansatzes vollständig erklärt wird, d.h. für

$$\hat{r} := c - (\hat{a}_1 + \hat{a}_2 \cdot z)$$

gilt

$$E_S(\hat{r}) = 0 \tag{16}$$

Ferner folgt aus (15) i.V.m (16), daß $\hat{a}_1$ und $\hat{a}_2$ sowohl das Problem

$$E_S(r^2) := var_S(r) + (E_S(r))^2 \rightarrow \min_{a_1, a_2}!$$

als auch das Problem

---

20 Vgl. z.B. FROHN (1980), 39

21 Sie lauten: $\hat{a}_1 = E_S(c) - \hat{a}_2 \cdot E_S(z)$ und $\hat{a}_2 = \frac{cov_S(z,c)}{var_S(z)}$

$$\left(E_S(r)\right)^2 \rightarrow \min_{a_1,a_2}!$$

lösen, so daß sie gleichzeitig die Lösung des Problems

$$var_S(r) \rightarrow \min_{a_1,a_2}! \qquad (17)$$

sind. Da das nicht stochastische Absolutglied a_1 offensichtlich keinen Beitrag zur Varianz leistet, muß $\hat{a}_2$ die Lösung des Problems

$$var_S(r) := var_S\left(c - (a_1 + a_2 \cdot z)\right) = var_S\left(c - a_2 \cdot z\right) \rightarrow \min_{a_2}!$$

sein. Somit gilt für $h^* = -\hat{a}_2$

$$\min_h \left\{var_S\left(c + h \cdot z\right)\right\} = var_S\left(c + h^* \cdot z\right) = var(\hat{r})$$

Die Stichprobenvarianz läßt sich demnach unter Ausnutzung des gesamten Diversifikationspotentials eines Hedginginstruments von $var_S(c)$ auf $var_S(\hat{r})$ reduzieren. In Verbindung mit der für das lineare Regressionsmodell mit Absolutglied charakteristischen Varianzzerlegung[22]

$$var_S(c) := var_S(\hat{a}_1 + \hat{a}_2 \cdot z + \hat{r}) = var_S(\hat{a}_2 \cdot z) + var_S(\hat{r}) \qquad (18)$$

folgt, daß bei Ausschöpfung des gesamten Diversifikationspotentials Risiko in Höhe des Betrags $var_S(\hat{a}_2 \cdot z)$ vernichtet wird[23].

Damit läßt sich die Zuverlässigkeit in der oben verwendeten Definition durch den Quotienten aus der durch die Regression erklärten Varianz und der Gesamtvarianz berechnen. Dieser Quo-

---

22 Man bestätigt Gl. (18) unmittelbar durch Einsetzen der Lösungen für $\hat{a}_1$ und $\hat{a}_2$ (vgl. Fn. 21)

23 Das kann man sich auch wie folgt klarmachen: Auch für die Stichprobe gilt, was oben allgemein bewiesen wurde: Das Diversifikationspotential eines Hedginginstruments bzw. -portefeuilles wird genau dann vollständig ausgeschöpft, wenn die Hedgeposition bzw. das Hedportefeuille nicht mehr mit der gehedgten Position korreliert ist, d.h. wenn die Bedingung

$$cov_S(x^* \cdot z,\ c + x^* \cdot z) = 0$$

erfüllt ist. Dies impliziert

$$cov_S(x^* \cdot z,\ c) = -var_S(x^* \cdot z).$$

Somit beträgt die Reduktion der Varianz

$$var_S(c) - var_S(c + x^* \cdot z) = var_S(x^* \cdot z) = var_S(\hat{a}_2 \cdot z)$$

tient wird im Rahmen der Regressionsanalyse als Bestimmtheitsmaß bezeichnet und als Maß für die Erklärungsgüte eines bestimmten Erklärungsansatzes grundsätzlich angegeben. Es gilt

$$\hat{ZV} := \frac{var_S(\hat{a}_2 \cdot z)}{var_S(c)} = 1 - \frac{var_S(\hat{r})}{var_S(c)} := R^2, \quad 0 \leq R^2 \leq 1$$

Die Berechnungen erfordern also auch in diesem Fall keinen nennenswerten Aufwand. Wie oben bereits erwähnt, handelt es sich bei $\hat{ZV}$ um ein Maß für die Zuverlässigkeit, mit der die Hedgingwirkung bei optimaler Ausschöpfung des Diversifikationspotentials in irgendeiner einzelnen Periode des Stichprobenzeitraums eingetreten wäre. Ein Rückschluß auf die zukünftig zu erwartende Zuverlässigkeit wird möglich, indem man die Stichprobenparamater $var_S(\hat{r})$ und $var_S(c)$ durch erwartungstreue[24] Schätzwerte für die jeweiligen wahren Parameter, i.e. $\frac{\#}{\#-1-n} var_S(\hat{r})$ und $\frac{\#}{\#-1} var_S(c)$, ersetzt (zur Erinnerung: # repräsentiert die Anzahl der in der Stichprobe erfaßten Beobachtungspunkte und n die Anzahl der Hedginginstrumente). Die daraus resultierende Prüfgröße

$$ZV = 1 - \frac{\#-1}{\#-1-n} \frac{var_S(\hat{r})}{var_S(c)} = \frac{1}{\#-1-n}\left((\#-1)R^2 - n\right)$$

gewährleistet anders als $\hat{ZV}$, daß der Bilanzierende Zeitreihen von aussagekräftigem Umfang vorlegt[25]. Errechnet sich für eine bestimmte *Auswahl* von Hedginginstrumenten ein Wert, der eine vorzugebende kritische Untergrenze ZV_{krit} nicht erreicht, dann ist davon auszugehen, daß alle aus den entsprechenden Instrumenten zusammengesetzten Portefeuilles zu unzuverlässig sind, als daß man annehmen könnte, sie seien primär zur Risikobegrenzung bestimmt, da bei der Berechnung der Prüfgröße stets von der maximalen Ausschöpfung des jeweils vorhandenen Diversifikationspotentials ausgegangen wird.

Der Ansatz ist hinsichtlich der Vorgabe flexibel, so daß er per se mit jeder denkbaren Interessenlage vereinbar ist. Es ist also grundsätzlich möglich, sich im Rahmen eines Interessenabwägungsprozesses auf konkrete Vorgaben zu einigen.

---

24 Die Schätzwerte besitzen allerdings nur dann die Eigenschaft der Erwartungstreue, wenn sämtliche Zufallsvariablen des Erklärungsansatzes als identisch verteilt und nicht autokorreliert angenommen werden.

25 Wenn die Anzahl der Beobachtungspunkte nicht größer ist als die um eins erhöhte Anzahl der Hedginginstrumente (# ≤ n +1), dann existiert immer mindestens eine Lösung für das lineare Gleichungssystem von # Gleichungen des Typs $c = \hat{A}' Z$ ($\hat{A}$ und Z sind ((n+1)x1)-Vektoren), so daß alle $\hat{r}_i$ gleich Null sind und $\hat{ZV} = 1$ ist.

4.2.2. Prüfung der Zweckmäßigkeit der tatsächlich gewählten Portefeuillegewichtung

Da das tatsächlich mobilisierte Diversifikationspotential maßgeblich von der tatsächlich gewählten *Gewichtung* bestimmt wird, ist die Bedingung, daß ZV_{krit} erreicht oder überschritten werden muß, zwar notwendig aber keineswegs hinreichend. Die tatsächlich gewählte Gewichtung muß mit der nach Maßgabe der Stichprobe zweifelsfrei zweckadäquaten Gewichtung verglichen werden. Dabei sind Ermessensspielräume bei der Entscheidung darüber, ob neben der getroffenen Auswahl auch die tatsächlich gewählte Gewichtung der Portefeuillekomponenten als primär dem Zweck der Risikobegrenzung dienend angesehen werden kann, möglichst auszuschalten. Dies läßt sich wie folgt bewerkstelligen: Man stellt die Hypothese auf, daß der stochastische Zahlungssaldo c, dessen Risiko es zu begrenzen gilt, einem stochastischen Prozeß folgt, für den die tatsächlich gewählte Gewichtung des Hedgeportefeuilles risikominimierend ist, und mißt die Plausibilität dieser Hypothese relativ zur Plausibilität der Gegenhypothese, daß er einem Prozeß folgt, für den die mit Blick auf die Stichprobe risikominimierende Gewichtung tatsächlich risikominimierend ist. Maßstab für die relative Plausibilität der beiden Hypothesen ist das Verhältnis der Wahrscheinlichkeitsdichten, mit denen diese beiden stochastischen Prozesse jeweils die tatsächlich beobachtete Stichprobe generieren. Unterstellt man, die cash flows seien normalverteilt und voneinander stochastisch unabhängig, dann läßt sich aus den soeben angestellten Überlegungen die folgende Prüfgröße[26] ableiten (zur Erinnerung: h entspricht der tatsächlich gewählten und h* der mit Blick auf die Stichprobe optimalen Anzahl von Hedginginstrumenten):

$$F = \frac{var_S(c+h\cdot z) - var_S(c+h^*\cdot z)}{var_S(c+h^*\cdot z)} \cdot \frac{\#-(n+1)}{n}$$

$$= \frac{var_S(c+h\cdot z) - var_S(\hat{f})}{var_S(\hat{f})} \cdot \frac{\#-(n+1)}{n}$$

Diese Prüfgröße ist einfach zu berechnen und zu interpretieren: Der erste Quotient mißt die relative Erhöhung des Restrisikos, wenn für die Dauer des Stichprobenzeitraums mit der tatsächlich gewählten Gewichtung h statt mit der optimalen Gewichtung h* gehedgt worden wäre. Offensichtlich ist die Hypothese, daß in Wirklichkeit h risikominimierend wirkt, relativ zur Gegenhypothese um so unplausibler, je stärker die relative Erhöhung des Restrisikos in der Stichprobe gegenüber h* ausfällt. Unter der oben getroffenen Verteilungsanahme kann ohne jeden Ermessensspielraum ein Urteil über die Zweckbestimmung der tatsächlichen Gewichtung gefällt

---

26 Vgl. FROHN (1980), 88 - 97 zur Herleitung. Die Prüfgröße kann aus Gl. (2.163) abgeleitet werden.

werden, da das Prüfmaß F zentral F-verteilt mit n und # - (n+1) Freiheitsgraden[27] ist. Nimmt man mit Wahrscheinlichkeit α in Kauf, die Hypothese von der Zweckmäßigkeit von h fälschlich zu abzulehnen, dann ist die Bildung einer Bewertungseinheit nur dann zuzulassen, wenn

$$F < F\left(1-\alpha;\ n;\ \#-(n+1)\right)$$

gilt.

5. Ein Beispiel

Zum besseren Verständnis sei das Verfahren an einem Beispiel demonstriert: Ein Unternehmen U hat am 30.12.09 per 31.12.10 3000 Fremdwährungseinheiten zum Kurs von 1 DM pro Fremdwährungseinheit und 200 Indexkontrakte auf einen bestimmten Aktienindex des Fremdwährungslandes zum Kurs von 110 verkauft. Am 31.12.10 notieren der betreffende Wechselkurs mit 0,96 DM und der Aktienindex mit 125,70. Daraus errechnet sich ein unrealisierter Gewinn aus dem Währungstermingeschäft in Höhe von 3000 * 0,04 = 120 und ein unrealisierter Verlust aus den Indexkontrakten in Höhe von 200 * 15,7 * 0,96 = 3014,40. U möchte den unrealisierten Gewinn mit dem unrealisierten Verlust verrechnen. Als Begründung führt U an, die beiden Geschäfte dienten der Sicherung der für das kommende Jahr erwarteten Exporterlöse aus dem betreffenden Fremdwährungsland. Zur Stützung seiner Behauptung legt U zweifelsfrei nachprüfbare Zahlen über die Umsatzerlöse (nachfolgend als Cash Flow bezeichnet) aus dem Geschäft mit dem betreffenden Fremdwährungsland in den Jahren 01 bis 09 vor. Zusammen mit den Informationen über die Wechselkurse und die Höhe des Aktienindex an den vorangehenden 9 Bilanzstichtagen ergibt sich folgendes Bild der relevanten Zahlungsströme:

---

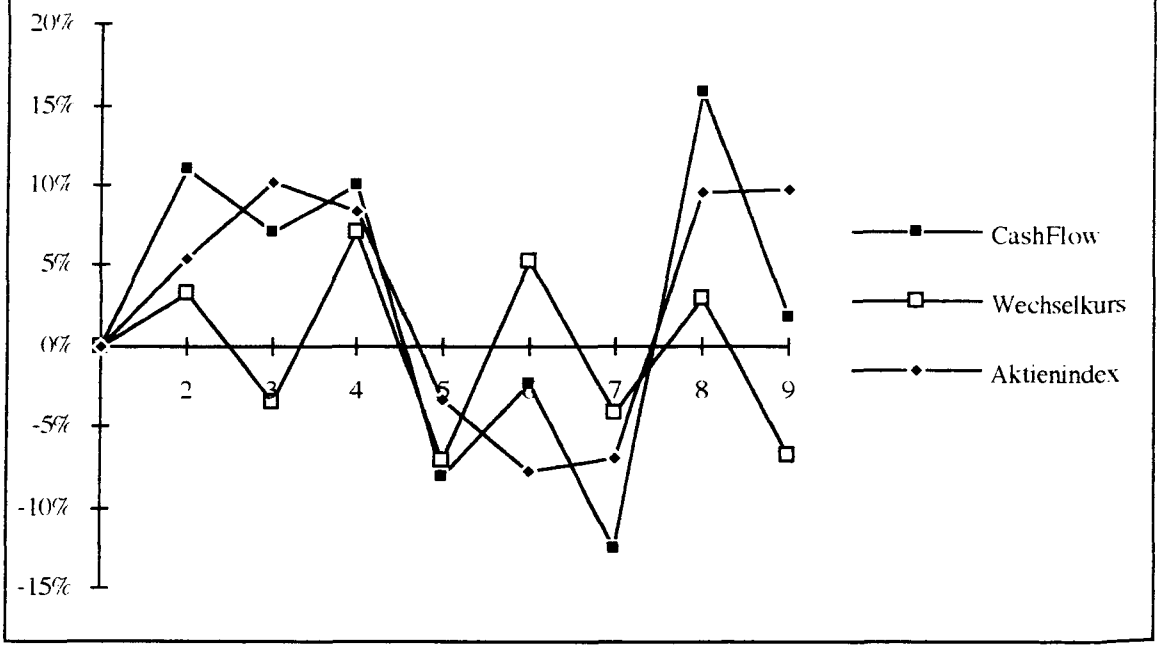
27 Ensprechende Tabellen finden sich in fast allen Statistik- und Ökonometrielehrbüchern, vgl. z.B. FROHN (1980), 285 - 288

Tabelle 1: Problemrelevante Zahlungsreihen für die Jahre 01 bis 09

Cash Flow	Währung	Aktienindex	Währungstermin -kontrakt Terminkurs = 1	Indextermin -kontrakt Terminkurs = 110
10.000,00	1,00	100,00	0,00	-10,00
11.106,49	1,03	105,43	0,03	-4,72
11.892,26	1,00	116,21	0,00	6,19
13.086,18	1,07	125,92	0,07	16,98
12.026,11	0,99	121,79	-0,01	11,68
11.754,88	1,04	112,41	0,04	2,51
10.283,89	1,00	104,56	0,00	-5,43
11.903,04	1,03	114,56	0,03	4,69
12.107,04	0,96	125,70	-0,04	15,06

Zunächst wird die Zweckmäßigkeit der Auswahl der Hedginginstrumente geprüft. Aus den Werten $\hat{ZV} = 0{,}97$ $ZV = 0{,}95$ läßt sich deutlich ablesen, daß die Kombination aus Devisentermingeschäft und Aktienindexkontrakt bei optimaler Nutzung des Diversifikationspotentials das Exportrisiko mit hoher Zuverlässigkeit kompensieren. Dieser Sachverhalt manifestiert sich sehr anschaulich in der folgenden Abbildung 1, die den zeitlichen Verlauf der prozentualen Änderungen von Exporterlösen, Wechselkurs und Aktienindex darstellt.

Abb. 1: prozentuale Veränderung gegenüber dem jeweiligen Vorjahr



Um das in der Parallelität der Wachstumsratenverläufe steckende Diversifikationspotential optimal zu nutzen, wäre der Verkauf von (gerundet) 9143 Fremdwährungseinheiten und 95 Aktienindexkontrakten erforderlich gewesen. Die relativ hohe Differenz zu den tatsächlich vorhandenen Volumina deutet bereits darauf hin, daß hier selbst dann, wenn man berücksichtigt, daß die Stichprobe auch anders hätte ausfallen können, nicht davon ausgangen werden kann, daß das Hedgeportefeuille primär dem Zweck der Risikobegrenzung dient. Dies wird durch die Tatsache bestätigt, daß der Wert für die Prüfgröße F = 98,63 die kritische Obergrenze F (0,95, 2, 6) : = 5,14 drastisch übersteigt. Daher ist das Begehren von U auf kompensierende Bewertung, d.h. auf die Verrechnung des unrealisierten Gewinns in Höhe von DM 120 mit dem unrealisierten Verlust in Höhe von DM 3014,40, abzulehnen.

6. Zusammenfassung

Traditionelle Ansätze zur Objektivierung der Zweckbestimmung betrieblicher Sicherungsmaßnahmen bauen implizit auf einem unsachgemäßen Modell der Hedgingentscheidung auf. Ursache allen Übels - hierzu gehören auch die eingangs[28] aufgezeigten Verfahrensmängel - ist die Ignoranz von Diversifikationseffekten.

Eine sinnvoller Ansatz zur Zweckbestimmung betrieblicher Sicherungsmaßnahmen sollte Diversifikationseffekten genau die Rolle zumessen, die ihnen auch im Risk-Management zugemessen wird, nämlich die entscheidende. Es wurde gezeigt, daß der Wille zur Risikobegrenzung im Rahmen eines erlösbewußten effizienten Hedging in der Forderung gipfelt, ein vorhandenes Diversifikationspotential vollständig auszuschöpfen. In operationalisierter Form lautet die Forderung: Bilde das eindeutig bestimmte Portefeuille, welches das vorhandene Diversifikationspotential vollständig ausschöpft. Genau dieses Portefeuille muß man zum Anhaltspunkt für den Versuch machen, aus objektiven Fakten in eindeutiger Weise auf zugrundeliegende Motive zurückzuschließen.

Im vorliegenden Beitrag wurde ein auf dieser Überlegung aufbauendes Verfahren entwickelt, mit dessen Hilfe sich unter Ausschaltung subjektiver Ermessensspielräume entscheiden läßt, ob ein als Hedgeportefeuille ausgewiesenes Portefeuille hinsichtlich Auswahl und Gewichtung der in ihm enthaltenen Positionen als primär dem Zweck der Risikobegrenzung bestimmt angesehen werden kann.

Die entscheidenden Vorteile dieses Verfahrens bestehen darin, daß zur gleichen Zeit

- die Strenge der Maßstäbe, die der Urteilsfindung zugrundeliegen, beliebig variiert werden kann,

  und dennoch

- subjektive Ermessensspielräume ausgeschalten werden.

Der zuerst genannte Vorteil macht das Verfahren aus Sicht aller denkbaren Interessenlagen heraus jedenfalls prinzipiell akzeptabel. Seine Akzeptanz hängt damit letztlich nur von der Kompromißbereitschaft eventuell rivalisierender Interessen ab.

---

28 s. S. 3

Mit dem zuletzt genannten Vorteil wird eine entscheidende Hürde auf dem Weg zu der in Teilen der Literatur[29] zurecht geforderten Verankerung von Bewertungseinheiten in den GoB genommen.

Anhang

Zunächst gewährleistet die paarweise Ergänzung mit sich neutralisierenden fiktiven Geschäften, daß fiktiven unrealisierten Gewinnen stets fiktive unrealisierte Verluste in gleicher Höhe gegenüberstehen. Fiktive unrealisierte Gewinne können nur bilanzwirksam werden, wenn sie der Bewertungseinheit zuzuordnen sind und mit tatsächlichen unrealiserten Verlusten verrechnet werden können. Da in diesen Fällen immer fiktive unrealisierte Verluste in gleicher Höhe anfallen, die nicht der Bewertungseinheit zuzuordnen und daher aufgrund des imparitätischen Einzelbewertungsprinzips zwingend zu bilanzieren sind, kann es unter keinen Umständen zu einer Erhöhung des ausschüttungsfähigen Betrages kommen. Die folgende formale Argumentation zeigt, daß die ausschüttungssperrende Wirkung der Bilanzierungshilfe durch den Umfang der Verrechungsmöglichkeiten zwischen tatsächlichen unrealisierten Vermögensänderungen und fiktiven unrealisierten Vermögensänderungen determiniert wird. Der ausschüttungsgesperrte Betrag erhöht sich nur dann nicht, wenn die volle Verrechnungsfähigkeit gewährleistet ist.

Zur formalen Darstellung dieses Arguments wird auf folgende Notation zurückgegriffen: unrealisierte Vermögensänderungen werden mit Δ bezeichnet, bei positivem Vorzeichen handelt es sich um einen Gewinn und bei negativem um einen Verlust. Der Saldo aus den der Bewertungseinheit zuzuordnenden tatsächlichen unrealisierten Gewinnen und Verlusten wird mit dem Subindex FA (für faktisch) und der Saldo aus den der Bewertungseinheit zuzuordnenden fiktiven unrealisierten Gewinnen und Verlusten wird mit dem Subindex FI (für fiktiv) gekennzeichnet. B und B´ enstprechen dem ausschüttungsgesperrten Betrag vor und nach Berücksichtigung der Fiktion. Es gilt:

$$B' - B = \max\left(0, -(-\Delta_{FI})\right) + \max\left(0, -(\Delta_{FA}+\Delta_{FI})\right) - \max\left(0, -\Delta_{FA}\right)$$

$$= \max\left(0, -\Delta_{FI}\right) + \max\left(\Delta_{FI}, -\Delta_{FA}\right) - \max\left(0, -\Delta_{FA}\right)$$

Mit folgender Definition der Vorzeichenfunktion

---

29 Vgl. BENNE (1992), 1177

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & \text{für } x > 0 \\ 0 & \text{für } x = 0 \\ -1 & \text{für } x < 0 \end{cases}$$

kann man die Voraussetzung für vollständige Verrechnungsfähigkeit wie folgt angeben

$$|\Delta_{FA}| \geq |\Delta_{FI}| \text{ und } \text{sgn}(\Delta_{FA}) = -\text{sgn}(\Delta_{FI}).$$

Um sie zu erfüllen, muß stets eine der beiden Konstellationen

(a) $\Delta_{FI} < 0$ und $\Delta_{FA} \geq -\Delta_{FI}$

oder

(b) $\Delta_{FI} > 0$ und $\Delta_{FA} \leq -\Delta_{FI}$

vorliegen. Durch Einsetzen erhält man für

(a) $B' - B = -\Delta_{FI} + \Delta_{FI} = 0$

bzw. für

(b) $B' - B = -\Delta_{FA} + \Delta_{FA} = 0$

Für die jeweils komplementären Konstellationen

(a^c) $\Delta_{FI} < 0$ und $\Delta_{FA} < -\Delta_{FI}$

(b^c) $\Delta_{FI} > 0$ und $\Delta_{FA} > -\Delta_{FI}$

erhält man analog

(a^c) $B' - B = -\Delta_{FI} - \max(0, \Delta_{FA})$

bzw.

(b^c) $B' - B = \Delta_{FI} + \min(0, \Delta_{FA})$

Nun impliziert

(a^c) $0 \leq \max(0, \Delta_{FA}) < |\Delta_{FI}|$

und

(b^c) $0 \leq |\min(0, \Delta_{FA})| < \Delta_{FI}$

Daher gilt immer

$0 \leq B' - B \leq |\Delta_{FI}|$

Literatur

ANDERSON, R. W. and J.-P. DANTHINE (1981), Cross hedging, *Journal of Political Economy* 89, 1182 - 1196

BENNE, J. (1991), Einzelbewertung und Berwertungseinheit, *Der Betrieb*, 2601 - 2610

BENNE, J. (1992), Bewertung bei geschlossenen Positionen, *Betriebsberater*, 1172 - 1177

BRAUN, T. (1990), Hedging mit fixen Termingeschäften und Optionen, Heidelberg: Physica 1990

BRITO, N. O. (1977), Marketability restrictions and the valuation of capital assets under uncertainty, *Journal of Finance*, 1109 - 1123

FINNE, T. (1991), Bilanzielle Berücksichtigung von Kurssicherungen,*Betriebsberater*, 1295 - 1301

FROHN, J. (1980), Grundausbildung in Ökonometrie, Berlin 1980

GRÜTZEMACHER, T. (1989), Bewertung und bilanzielle Erfassung der Preisrisiken ausgewählter Finanzinnovationen: dargestellt am Beispiel Behandlung der der Aktienoptionsgeschäfte und der Interest Rate Futures in der Rechnungslegung von Aktienbanken, München: VVF, 1989

GRÜTZEMACHER, T. (1990), Bilanzierung und Bewertung von Interest Rate Futures, *Die Bank*, 287 - 295

KRUMNOW, J. (1989), Bilanzierung und internationale Eigenkapitalstandards, *Die Bank*, 472 - 478

MAYERS, D. (1972), Nonmarketable assets and capital market equilibrium under uncertainty, in: M. C. Jensen (ed.), Studies in the Theory of Capital Markets, New York - Washington - London 1972, 223 - 248

MOXTER, A. (1979), Die Jahresabschlußaufgaben nach der EG-Bilanzrichtlinie: Zur Auslegung von Art. 2 EG-Bilanzrichtlinie, *Die Aktiengesellschaft*, 141 - 146

PRAHL, R. UND T. K. NAUMANN (1991), Zur Bilanzierung von portfolio-orientierten Handelsaktivitäten der Kreditinstitute, *Die Wirtschaftsprüfung* , 729 - 739

SPREMANN, K. (1986), Produktion, Hedging, Spekulation - Zu den Funktionen von Futures - Märkten, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 443 - 464

WORKING, H. (1953), Futures trading and hedging, *American Economic Review*, 314 - 343