

Risikoanalyse schweizerischer Aktien: Stabilität und Prognose von Betas

1. Problemstellung

Aufbauend auf den Ausführungen von ZIMMERMANN und DUBACHER in der vorletzten Ausgabe dieser Zeitschrift [1], wird in diesem Artikel ein spezifisches Problem analysiert, das sich bei der praktischen Verwendung von Beta-Koeffizienten ergibt: die zeitliche Instabilität der Betas einzelner Aktien. Während die Betas gut diversifizierter Portfolios aufgrund der weitestgehenden Elimination firmenspezifischer Risiken relativ konstant ausfallen, können Beta-Koeffizienten einzelner Aktien von einer Periode zur nächsten sehr stark schwanken [2]. Eine Aktie, die heute als vermeintlicher "low-beta" - Wert ein unterdurchschnittliches Marktrisiko aufweist, kann morgen als unerwarteter "high-beta" - Wert besonders stark unter einer Marktschwäche leiden. Diese Instabilität beeinträchtigt aber auch die Verwendung all jener Modelle, welche auf der Messung von Betafaktoren beruhen, wie beispielsweise das Capital Asset Pricing Model (CAPM) und die darauf aufbauenden Verfahren zur Performancebeurteilung. Es sind deshalb im Laufe der Jahre verschiedene Methoden entwickelt worden, um die Prognose zukünftiger

Betafaktoren zu verbessern. Da es bei diesen Verfahren darum geht, die gegenwärtigen (d.h. historischen) Betas in irgend einer Weise zu modifizieren, spricht man auch von "adjustierten" Betas. Die Prognosequalität dieser Verfahren bildet den Gegenstand einer Vielzahl wissenschaftlicher Untersuchungen während der letzten Jahre [3].

Eine Mehrzahl der Autoren kann keinen oder einen nur geringen Nutzen derartiger Verfahren nachweisen. Allerdings geht es bei den meisten Studien um die Analyse von Portfolio-Betas, deren konstruktionsgemäss hohe Stabilität die Eignung unterschiedlicher Prognoseverfahren kaum deutlich hervortreten lässt. Zudem konzentrieren sich fast alle bisherigen Untersuchungen auf amerikanische oder britische Aktienmärkte, und die Betas werden in der Regel auf der Basis monatlicher Renditen berechnet. Analysen jüngeren Datums, welche insbesondere auch die Zeit des Börsencrashes 1987 miteinbeziehen, sowie Studien des schweizerischen Marktes fehlen vollständig. Dies bildet den Gegenstand einer Untersuchung, deren Hauptergebnisse in diesem Beitrag dargestellt sind.

Die Studie verfolgt ein doppeltes Ziel. Zum einen soll anhand von Daten der unmittelbaren Vergangenheit der zeitliche Verlauf von Betas schweizerischer Aktien analysiert werden. Neben dieser reinen Stabilitätsuntersuchung geht es zweitens um die Überprüfung der Prognosequalität von vier verschiedenen, in der Praxis einfach anwendbaren Beta-Adjustierungsverfahren. Die Ergebnisse zeigen, dass durch einfache, wie beispielsweise das von BLUME (1975) vorgeschlagene Verfahren,

*Der vorliegende Artikel fasst die wichtigsten Resultate einer Untersuchung von SCHULTZ/ZIMMERMANN (1989) zusammen. Diese entstand mit Unterstützung der Schweiz. Bankgesellschaft, insbesondere der Herren Dr. Werner Rein, Dr. Alex Böckli und Dr. Beat Moser. Das Schweizerische Institut für Aussenwirtschafts-, Struktur- und Regionalforschung an der Hochschule St. Gallen hat die Entstehung der Studie durch einen finanziellen Beitrag ermöglicht.

der Prognosegehalt der Betakoeffizienten deutlich verbessert werden kann. Der Artikel ist folgendermassen organisiert. Im nächsten Abschnitt werden die untersuchten Daten und das methodische Vorgehen beschrieben. Der dritte Abschnitt illustriert die (In-)Stabilität der untersuchten, schweizerischen Aktienbetas anhand einer Querschnitts- und einer exemplarischen Längsschnittanalyse. Im vierten Abschnitt werden die vier Adjustierungs-Verfahren dargestellt, die eine verbesserte Prognose der Betas versprechen. Im fünften Abschnitt wird gezeigt, auf welche Weise der Prognosefehler der verschiedenen Verfahren beurteilt werden kann, und der darauffolgende sechste Abschnitt zeigt die konkreten Ergebnisse der Untersuchung. Im siebten Abschnitt werden die wichtigsten Resultate zusammengefasst.

2. Datenbasis und methodisches Vorgehen

Grundlage der Untersuchung bilden die täglichen Kursreihen von 61 Inhabertiteln hochkapitalisierter schweizerischer Gesellschaften sowie die entsprechenden Notierungen eines breiten Marktindex, des Swiss Performance Index. Die Beschränkung auf Inhabertitel hat mehrere Gründe. Zum einen ist nur bei diesen eine gewisse Marktbreite gegeben, da ausländischen Investoren der Handel in Namenaktien nicht oder nur zu höheren Kosten möglich ist. Damit entfallen auch weitgehend Schwierigkeiten bei der Schätzung von Betas, die sich auf sog. "thin trading" - Probleme zurückführen lassen. Zum zweiten würde, bei Einbezug von Namenaktien und PS neben den Inhabertiteln einer Gesellschaft, die statistisch notwendige Voraussetzung nach Unabhängigkeit der beobachteten Betas untereinander verletzt.

Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich von Anfang Januar 1986 bis Ende Dezember 1987 über zwei Jahre. Auf der Basis von Tagesdaten können Zeitreihen mit je 480 Tagesrenditen gebildet werden. Die Renditen werden als logarithmierte Preisdifferenzen berechnet, was der stetigen Verzinsung des investierten Vermögens entspricht [4]. Dividen-

denzahlungen werden nicht berücksichtigt. Diese 61, je 480 Werte umfassenden Zeitreihen werden in 8 sich nicht überlappende Teilperioden zu je 60 Werten unterteilt. Diese Teilperioden entsprechen zeitlich ungefähr einem Quartal. Für jede Teilperiode werden die täglichen Aktienrenditen auf die entsprechenden Zuwachsraten des Swiss Performance Index regressiert [5], womit man 8 Beta-Koeffizienten für jeden Titel (Längsschnitt), bzw. 61 Beta-Koeffizienten je Quartal (Querschnitt) erhält. Die erstmalige Verwendung täglicher Renditen im Vergleich zu meist monatlichen Werten in anderen Studien hat vor allem methodische Gründe. Tendenziell volatilere Beta-Schätzwerte, wie sie aus der Verwendung von Tagesdaten resultieren, liefern natürlich eine bessere Voraussetzung zur Beurteilung der Prognosequalität unterschiedlicher Adjustierungsverfahren. Bei eher stabilen Werten könnten mögliche Qualitätsunterschiede zwischen den untersuchten Verfahren verborgen bleiben. Die Verwendung von Tagesdaten erlaubt es dabei, für einen gegebenen Zeitraum (hier zwei Jahre) die Anzahl der Teilperioden zu erhöhen. Zudem werden in der Praxis Betas auf der Basis von Daten der jüngsten Vergangenheit (i.d.R. Renditen, die nicht weiter als 6 Monate zurückliegen) berechnet, was die Verwendung von Monatsrenditen ausschliesst [6].

3. Die Stabilität schweizerischer Aktienbetas

In Abb. 1 findet man den Streubereich der Aktienbetas in den verschiedenen Teilperioden; der Mittelwert ist mit einem horizontalen Balken eingezeichnet. Dabei fällt auf, dass dieser Wert relativ wenig variiert. Dies ist nicht erstaunlich, da das arithmetische Mittel als Beta eines aus 61 Aktien bestehenden Portfolios interpretiert werden kann. Gut zu erkennen ist auch der deutliche Anstieg des durchschnittlichen Betas im letzten Quartal, welches die Ereignisse des Oktobers 87 miteinschliesst [7]. Die sehr grosse Streuung innerhalb einer Teilperiode wird vor allem durch die Verwendung von Tagesdaten hervorgerufen, wodurch Aktienkurs-sprünge tendenziell stärker gewichtet werden.

Abbildung 1:
Beta-Entwicklung: Durchschnitt, Maximum und Minimum (61 schweizerische Inhaberaktien).

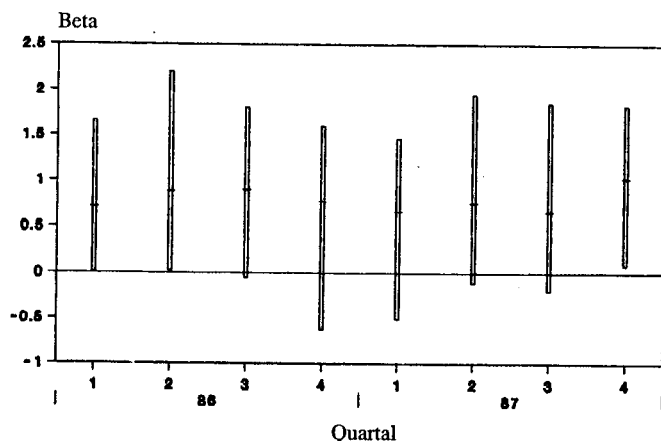
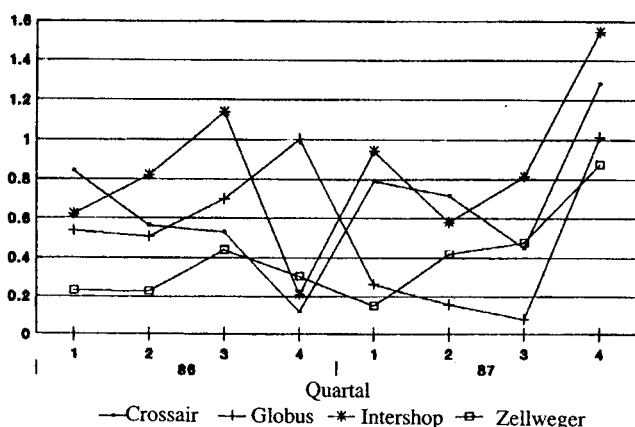


Abbildung 1 besagt hingegen noch nichts über die Instabilität der Betas der einzelnen Aktien. Aufschlussreicher ist Abbildung 2, wo die Betas von 4 ausgewählten Gesellschaften aus den Bereichen Dienstleistungen, Handel und Maschinen dargestellt sind. Es handelt sich um Branchen mit einer typischerweise geringen Marktabhängigkeit, was sich in einem durchschnittlichen Beta von rund 0.6 äussert [8]. Man erkennt deutlich, dass die Veränderungen von Quartal zu Quartal riesig sein können. Auch ohne Einbezug der Crash-Periode schwankt Intershop beispielsweise zwischen 1.1 und 0.2 und Globus zwischen 1.0 und 0.1. Dieselben Beobachtungen macht man ebenfalls bei Papieren in mittleren und hohen Beta-Kategorien [9].

Abbildung 2:
Entwicklung von Betas im Zeitablauf (Dienstleistungen, Handel und Maschinen).



Neben der absoluten Schwankung der Betakoeffizienten interessiert insbesondere auch die "Parallelität" der Beta-Veränderungen im Zeitablauf. Ein einfaches statistisches Verfahren zur Quantifizierung des durchschnittlichen Zusammenhanges zwischen den Beta-Koeffizienten aufeinanderfolgender Perioden ist der Korrelationskoeffizient R . Je stabiler sich die Betas im Querschnittsvergleich verhalten, d.h. je höher die Parallelität der Beta-Veränderungen ausfällt, umso näher liegt der Koeffizient bei 1. Werte von 0 würden hingegen auf eine völlige Instabilität hinweisen; die Betas der vergangenen Zeitperiode hätten keinen Prognosegehalt für die zukünftigen Betas. Ein Titel, für welchen man in der Vorperiode ein (im Querschnittsvergleich) tiefes Beta berechnet, weist in der nächsten Periode mit gleicher Wahrscheinlichkeit ein tiefes als auch ein hohes Beta auf.

Die Korrelationskoeffizienten zwischen den Betas der acht aufeinanderfolgenden Teilperioden betragen

zwischen Periode	Korrelation
1 und 2	0.43
2 und 3	0.56
3 und 4	0.35
4 und 5	0.40
5 und 6	0.46
6 und 7	0.62
7 und 8	0.37

und liegen damit zwar deutlich unter 1, sind aber stets grösser als Null. Dies bedeutet, dass durchaus eine (wenn auch nicht ausgeprägt) parallele Entwicklung zwischen den untersuchten Aktienbetas vorliegt. Eine grafische Veranschaulichung des höchsten (0.62) resp. tiefsten (0.35) Korrelationskoeffizienten findet man in den Abbildungen 3a und 3b. In der ersten der beiden Abbildungen repräsentiert jeder Punkt eine der 61 Aktien mit ihrem Beta-Koeffizienten der Periode 3 und dem Beta der darauffolgenden Periode 4. Man erkennt den "geringen" statistischen Zusammenhang an der eher lockeren Streuung der Punkte um die ebenfalls ein-

gezeichnete Regressionsgerade, die den durchschnittlichen Zusammenhang widerspiegelt. Abbildung 3b verdeutlicht den Zusammenhang für den höchsten der gemessenen Korrelationskoeffizienten zwischen den Perioden 6 und 7. Im Vergleich zur vorherigen Abbildung ist hier die Punktwolke dichter, die Streuung um die Regressionsgerade fällt geringer aus.

Abbildung 3a:
"Tiefe" Korrelation ($R = 0.35$).

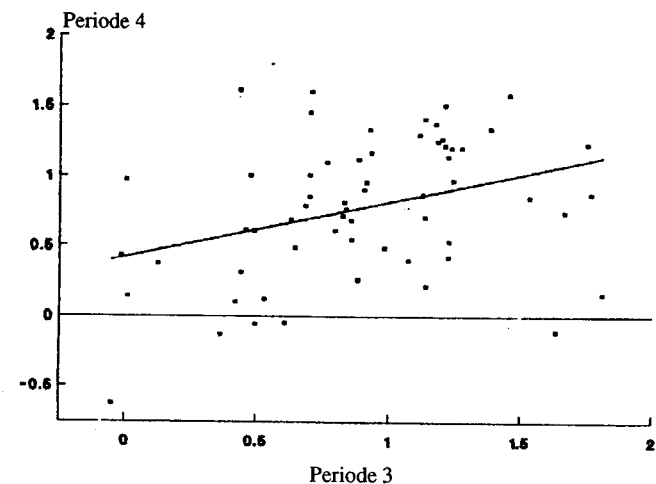
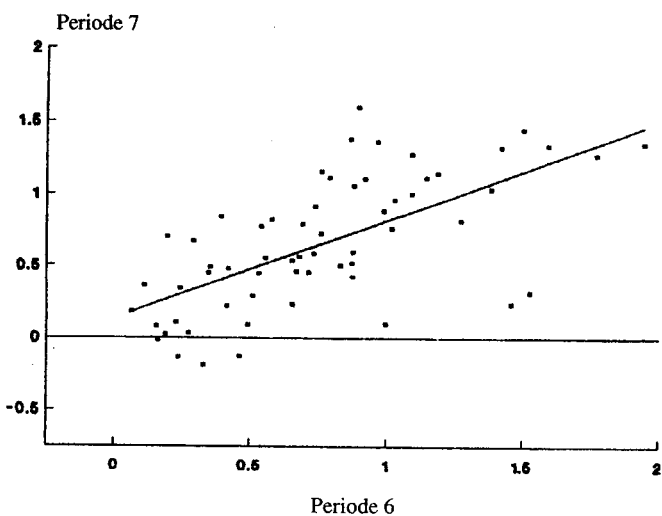


Abbildung 3b:
"Hohe" Korrelation ($R = 0.63$).



Es kann festgehalten werden, dass der Zusammenhang zwischen den Betas aufeinanderfolgender Perioden eher moderat ausfällt, was darauf hindeutet, dass die Stabilität individueller Aktienbetas eher gering ist. Andererseits ist der Zusammenhang aber durchwegs deutlich grösser als 0. In den heutigen Betas sind demnach "Informationen" enthalten, die bei der Prognose von künftigen Betas berücksichtigt werden sollten.

4. Die Verfahren zur Prognose von Betas

Das einfachste Verfahren zur Prognose von Betas ist zweifellos die Verwendung der unadjustierten, historischen Betas. Die Prognosefehler dieses "Verfahrens" werden im folgenden denn auch immer als Vergleichsgrösse ("benchmark") herangezogen, an denen die Qualität der anderen Techniken gemessen wird. Die Verwendung eines Adjustierungsverfahrens, so einfach es auch immer sein möge, ist natürlich nur dann gerechtfertigt, wenn die Prognosefehler geringer ausfallen als bei einer "naiven" Extrapolation der historischen Betas.

Vier gebräuchliche Adjustierungs-Techniken werden in diesem Abschnitt vorgestellt. Zwei sehr einfache Verfahren wurden von BLUME (1975) und MERRILL LYNCH vorgeschlagen [10]. Zwei weitere, auf anderen Überlegungen aufbauende und formal etwas anspruchsvollere Verfahren sind von VASICEK (1973) und LAVELY/WAKESFIELD/BARRETT (1980) verwendet worden und sind nachfolgend als BAYES-VASICEK- bzw. JAMES-STEIN-Verfahren bezeichnet.

1. Das Verfahren von BLUME:

Die Ausgangsüberlegung resp. empirische Beobachtung von BLUME (1975) besteht darin, dass hohe Beta-Koeffizienten tendenziell auf eine "Überschätzung" und niedrige Betas auf eine "Unterschätzung" hindeuten. Diese durch die Anwendung der statistischen Schätzverfahren bedingten Fehler werden in der Folgeperiode teilweise "korri-

giert", woraus ein im Zeitablauf beobachtbarer Regressionstrend gegen 1 resultiert. Berechnet man beispielsweise für die Zürich Versicherung auf der Basis eines Indexmodelles ein Beta von 1.8, so wird das Beta dieser Aktie in der nächsten Periode "eher" bei 1.6 oder 1.5 liegen, als dass sich der "hohe" Wert von 1.8 wiederholt oder sich ein noch höherer Wert einstellt. Umgekehrt wird ein heutiges Beta von 0.5 für Zellweger eher von einem grösseren Wert in der nächsten Periode gefolgt. Diese Überlegung lässt sich durch die folgende Adjustierungsformel ausdrücken:

$$\hat{\beta}_{i3} = a + b * \beta_{i2}$$

$\hat{\beta}_{i3}$ bezeichnet das prognostizierte Beta (der Aktie i) für Periode 3, welches aufgrund von β_{i2} , dem tatsächlichen Beta in der Periode 2, berechnet wird. a und b sind Adjustierungsparameter, welche durch eine Querschnittsregression aller Betas der laufenden Periode 2 auf die entsprechenden Vorperiodenbetas (hier Periode 1) berechnet werden. Die Formel kann wie folgt interpretiert werden:

- a = 0 und b = 1
 ==> Die Betas sind entweder völlig stabil und zeigen somit keine Veränderung im Zeitablauf, oder sie ändern sich vollkommen zufällig. In beiden Fällen ergibt sich das Beta der Vorperiode (d.h. Periode 2) als bester, nicht zu bereinigender Prognosewert für die nächste Periode.
- a > 0 und 0 < b < 1
 ==> Darin drückt sich der in der Realität beobachtete Trend der Betas aus, im Zeitablauf gegen 1 zu streben. Ein Zahlenbeispiel soll dies veranschaulichen:

$\beta_{i2} = 2.0$	a = 0.4	b = 0.7	==>	$\hat{\beta}_{i3} = 1.8$
$\beta_{i2} = 2.0$	a = 0.4	b = 0.3	==>	$\hat{\beta}_{i3} = 1.0$
$\beta_{i2} = 0.5$	a = 0.4	b = 0.7	==>	$\hat{\beta}_{i3} = 0.75$
$\beta_{i2} = 0.5$	a = 0.4	b = 0.3	==>	$\hat{\beta}_{i3} = 0.55$

Die Höhe der Parameter a und b bestimmt die "Stärke" der Regression nach 1. In jedem Fall werden hohe Betas von tieferen und niedrige Betas von höheren gefolgt. Man erkennt auch, dass ein kleiner b-Wert einen besonders starken korrigierenden Einfluss auf hohe Beta-Koeffizienten ausübt, während umgekehrt ein hoher b-Wert einen starken korrigierenden Effekt auf niedrige Betas bewirkt. Bei der vorliegenden Stichprobe sind a-Werte zwischen 0.3 und 0.5 und b-Werte zwischen 0.3 und 0.7 berechnet worden.

2. Das Verfahren von MERRILL LYNCH:

Auch diese Technik unterstellt einen einfachen linearen Zusammenhang zwischen den Betas aufeinanderfolgender Perioden. Jedoch werden hier keinerlei Regressionstendenzen oder Zeittrends berücksichtigt. Der "Informationsgehalt" heutiger Betas findet in Form des Korrelationskoeffizienten Eingang in die Prognose des zukünftigen Betas. Je grösser der Korrelationskoeffizient ausfällt, d.h. je stärker der statistische Zusammenhang zwischen den historischen Betas ausfällt, umso höher ist der "Informationsgehalt" der heutigen berechneten Betas zur Prognose zukünftiger Werte. Der Zusammenhang kann geschrieben werden als

$$\hat{\beta}_{i3} = 1 + c * (\beta_{i2} - 1)$$

wobei c den Korrelationskoeffizienten zwischen den Betas der beiden Vorperioden (hier Perioden 2 und 1) bezeichnet.

Die Gleichung kann wie folgt interpretiert werden:

- c = 0
 ==> Es besteht keinerlei Zusammenhang zwischen den Betas aufeinander folgender Perioden. Die Vergangenheitsbetas haben keinerlei Gewicht; ein durchschnittliches Beta von 1 gilt als beste Prognose.

- $c = 1$
 \implies Perfekter linearer Zusammenhang zwischen den Vergangenheitsbetas. Das Beta der laufenden Periode wird als Prognosewert für die folgende Periode verwendet.

Empirisch werden Korrelationskoeffizienten zwischen 0.35 und 0.62 festgestellt. Je grösser dabei c ist, desto stärker wird die Abweichung eines Betas vom Durchschnitt ($\beta_{i2} - 1$) bei der Prognose des künftigen Betas berücksichtigt. Ein Zahlenbeispiel soll dies illustrieren:

$\beta_{i2} = 2.0$	$c = 0.62$	\implies	$\hat{\beta}_{i3} = 1.620$
$\beta_{i2} = 2.0$	$c = 0.35$	\implies	$\hat{\beta}_{i3} = 1.350$
$\beta_{i2} = 0.5$	$c = 0.62$	\implies	$\hat{\beta}_{i3} = 0.690$
$\beta_{i2} = 0.5$	$c = 0.35$	\implies	$\hat{\beta}_{i3} = 0.825$

Man sieht deutlich, dass bei kleinem Korrelationskoeffizienten die "Korrektur" der Betas in Richtung 1 am grössten ist.

3. BAYES-VASICEK- und JAMES-STEIN-Verfahren:

Im Unterschied zu den beiden vorangehenden Verfahren beruhen diese Techniken nicht auf der Veränderung der historischen Betas (zwischen den beiden Vorperioden), sondern ausschliesslich auf den Regressionsresultaten der aktuellen Beta-Schätzungen. Dafür werden zusätzliche Informationen aus diesen Schätzungen in die Prognose mit einbezogen, nämlich

- die Varianzen der individuellen Aktienbetas $\sigma^2(\beta_{ij})$ [11] und
- die Querschnitts-Varianz sämtlicher Betas σ_j^2 in der Stichprobe.

Daneben finden das durchschnittliche Beta $\bar{\beta}_j$ sowie die Anzahl der einbezogenen Aktien Berücksichtigung. Die Formeln lauten:

BAYES-VASICEK:

$$\hat{\beta}_{i2} = \frac{\beta_{i1}/\sigma^2(\beta_{i1}) + \bar{\beta}_1/\sigma_1^2}{1/\sigma^2(\beta_{i1}) + 1/\sigma_1^2}$$

JAMES-STEIN:

$$\hat{\beta}_{i2} = \bar{\beta}_1 + h_1 * (\beta_{i1} - \bar{\beta}_1)$$

wobei

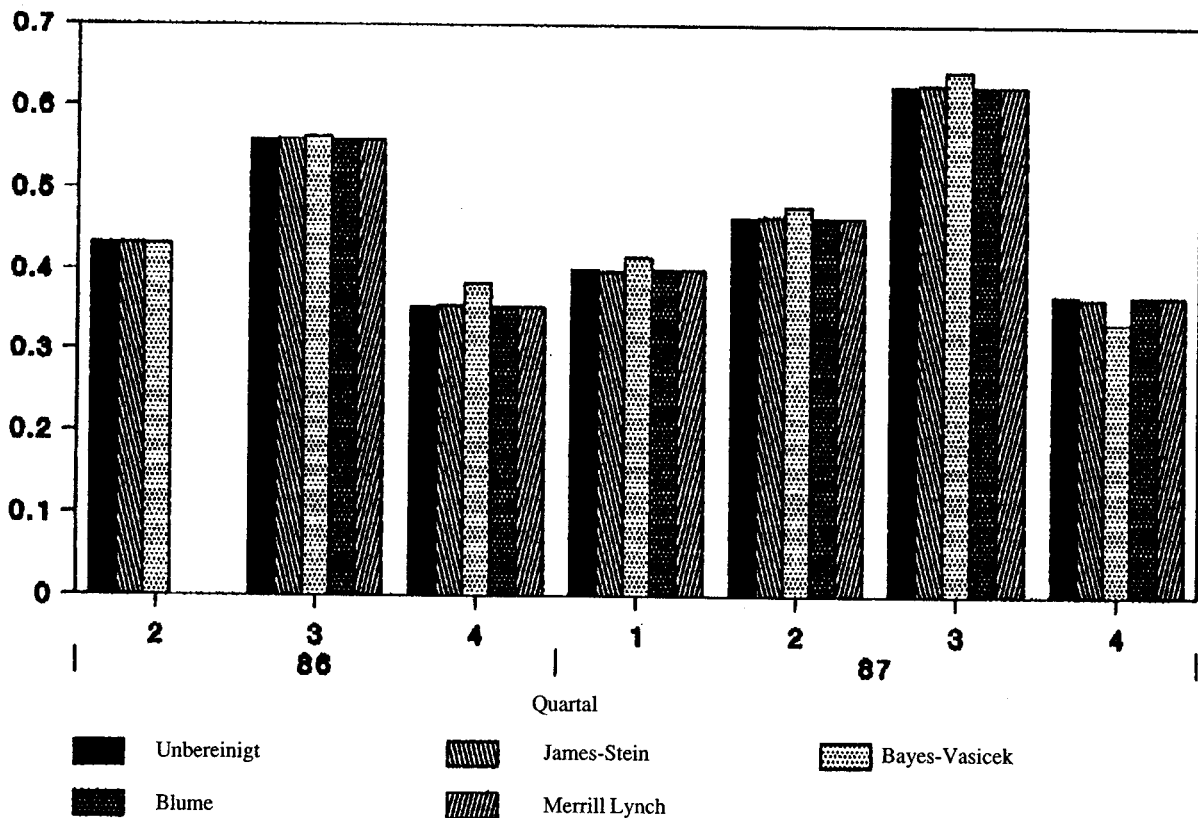
$$h_1 = 1 - \frac{(n - 3) * \sigma^2(\beta_{i1})}{(n - 1) * \sigma_1^2}$$

Das prognostizierte Beta einer Aktie ergibt sich jeweils als gewichteter Durchschnitt des individuellen Betas und des durchschnittlichen Betas der laufenden Periode. Als Gewichtungsfaktoren werden die Varianz der individuellen Betaschätzung und die Querschnitts-Varianz aller Betas benutzt. Das Verhältnis dieser beiden Grössen zueinander liefert eine Aussage über die relative Präzision einer individuellen Betaschätzung:

- Kleiner $\sigma^2(\beta_{ij})$ - Wert im Vergleich zu σ_j^2
 \implies hohe "Präzision" der Beta-Schätzung. Das Beta der laufenden Periode wird stark, das Durchschnittsbeta wenig gewichtet.
- Grosser $\sigma^2(\beta_{ij})$ - Wert im Vergleich zu σ_j^2
 \implies hohe "Ungenauigkeit" der Beta-Schätzung. Das Beta der laufenden Periode wird schwach, das Durchschnittsbeta stark gewichtet.

Jedes dieser vier Prognoseverfahren wird nun herangezogen, um aufgrund der "aktuellen" Betas jeweils Betaprognosen für die folgende Periode zu berechnen. Diese prognostizierten Betas werden dann mit den tatsächlichen zukünftigen Betas verglichen, um auf diese Art und Weise eine Aussage über die Prognosequalität des Adjustierungsverfahrens abzuleiten. Als Vergleichsmaßstab (benchmark) dient dabei stets eine "naive" Betaprognose, bei welcher die historischen Betas unbereinigt in die Zukunft

Abbildung 4:
Korrelationskoeffizienten zwischen tatsächlichen und prognostizierten Betas.



extrapoliert werden. Zur Beurteilung der Prognosequalität wird zunächst der Korrelationskoeffizient zwischen prognostiziertem und eingetretenem Beta berechnet. Von einem Bereinigungsverfahren wird erwartet, dass es einen höheren Korrelationskoeffizienten liefert als bei der "naiven", d.h. unverändert extrapolierten Betaprognose.

Abbildung 4 zeigt die entsprechenden Korrelationskoeffizienten. Die Darstellung beginnt mit der Periode 2, für welche erstmals Prognosen auf der Basis der Werte aus der Periode 1 erstellt werden können. Die Werte für das BLUME- und MERRILL LYNCH-Verfahren können erst ab der dritten Periode berechnet werden, da die Berechnung der Gewichtungparameter (Regressionsparameter resp. Korrelationskoeffizient) zwei vorauslaufende Perioden erfordert. Schliesslich muss bemerkt werden, dass die beiden letztgenannten Verfahren exakt die gleichen Korrelationskoeffizienten wie im Fall einer unbereinigten Prognose ergeben müssen,

da es sich nur um lineare Transformationen der historischen (unbereinigten) Betas handelt - was an der Stärke des statistischen Zusammenhanges natürlich nichts verändert. Somit können zunächst nur Aussagen über die beiden anderen Verfahren (BAYES-VASICEK und JAMES-STEIN) abgeleitet werden.

Man erkennt, dass das BAYES-VASICEK-Verfahren in 5 von 7 Fällen marginal höhere Korrelationen liefert. Die JAMES-STEIN-Technik hingegen liefert praktisch dieselben Werte wie bei einer unbereinigten Prognose. Einfache Korrelations-Untersuchungen sind somit kaum ausreichend, um den unterschiedlichen Prognosegehalt der verschiedenen Verfahren zu analysieren. Im nächsten Abschnitt wird daher eine alternative Methode vorgestellt.

5. Analyse des Prognosefehlers

Als Masszahl für den Prognosefehler wird die mittlere quadratische Abweichung MSE (mean square error) zwischen den prognostizierten und den tatsächlichen Beta-Werten benutzt:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\beta_i - \hat{\beta}_i)^2$$

Je kleiner der Wert ausfällt, desto besser ist die Prognosequalität des jeweiligen Verfahrens.

Nicht jeder Prognosefehler ist jedoch gleich wünschenswert wie der andere. Zwei Verfahren, die genau denselben durchschnittlichen Prognosefehler (MSE) aufweisen, können sich bezüglich der Struktur der Abweichungen immer noch erheblich unterscheiden. Um zwischen Verfahren, die einen ähnlichen mittleren Prognosefehler aufweisen, diskriminieren zu können, kann der MSE statistisch in drei Komponenten zerlegt werden [12]. Diese werden nun auf der nächsten Seite kurz charakterisiert.

Abbildung 5a-5d: Zerlegung des Prognosefehlers: Illustration der Fehlerkomponenten.

Abbildung 5a:

"Perfekte" Vorhersage
R = 1 MSE = 0

Bias 0%, Regression 0%, Zufall 0%

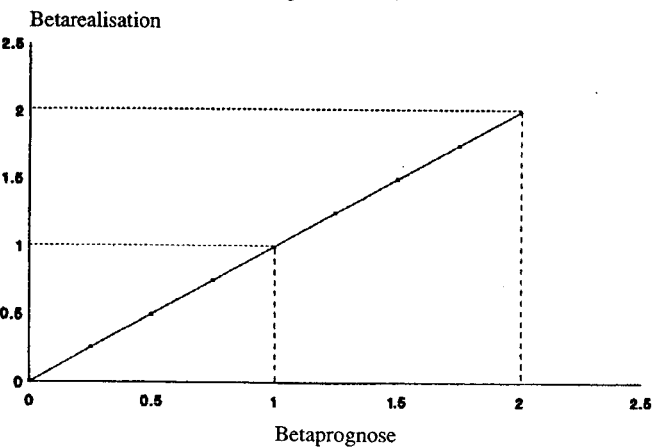


Abbildung 5b:

"Verschobene" Vorhersage

R = 1 MSE > 0

Bias 100%, Regression 0%, Zufall 0%

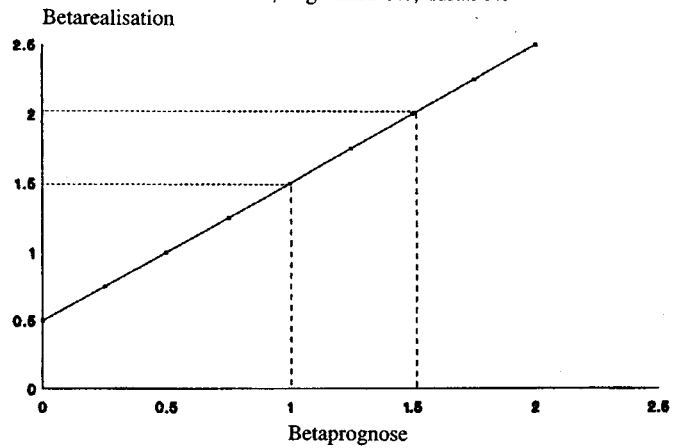


Abbildung 5c:

"Verdrehte" Vorhersage

R = 1 MSE > 0

Bias 0%, Regression 100%, Zufall 0%

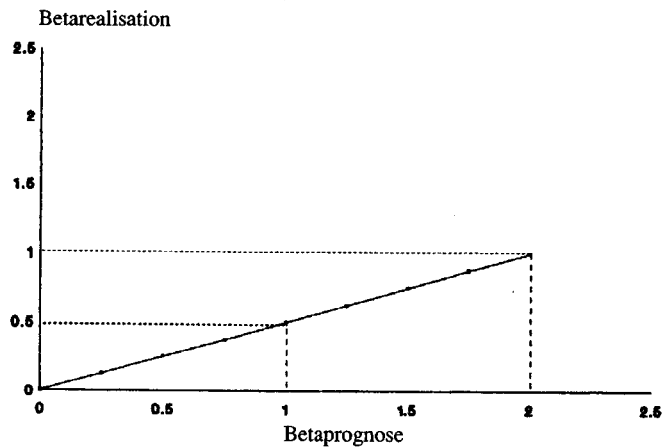
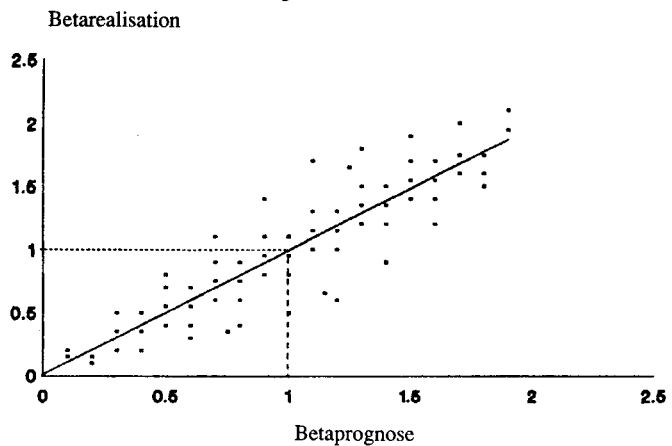


Abbildung 5d:

"Verstreuete" Vorhersage

R < 1 MSE > 0

Bias 0%, Regression 0%, Zufall 100%



In Abbildung 5a wird zunächst verdeutlicht, wie eine perfekte Vorhersage grafisch aussehen würde. Trägt man die prognostizierten und tatsächlichen Betas in ein Koordinatensystem ein, so müssten sämtliche Punkte auf der Winkelhalbierenden (Lage 0, Steigung 1) liegen: Die tatsächlichen Werte entsprechen genau den prognostizierten. Da es sich um einen perfekten linearen Zusammenhang handelt, ergibt sich ein Korrelationskoeffizient (R) von 1. Da kein Prognosefehler vorliegt, ist der MSE und mit ihm der Anteil all seiner Komponenten (vgl. unten) gleich 0. Die Bedeutung der Komponenten "Bias", "Regression" und "Zufall" wird in den Abbildungen 5b - 5d durch drei Extremfälle illustriert:

BIAS: In Abbildung 5b findet man den Fall einer systematisch verschobenen Vorhersage. Auch hier liegt eine perfekte Korrelation zwischen den tatsächlichen und den prognostizierten Betas vor ($R=1$); trotzdem gibt es Prognosefehler, die sich in einem $MSE > 0$ ausdrücken. Die Art des Fehlers kommt aber ausschliesslich durch eine Verschiebung (Bias) zustande: Alle Betas werden um den einheitlichen Betrag von 0.5 zu tief prognostiziert. Man spricht von einem "Bias"-Anteil am Gesamtfehler (hier 100%). Die Summe der quadrierten vertikalen Abweichungen aller Punkte von der Winkelhalbierenden, dividiert durch die Anzahl der Punkte, ergibt den Prognosefehler (MSE).

REGRESSION: Eine andere Art Prognosefehler liegt in Abbildung 5c vor. Im Unterschied zum Bias-Fehler handelt es sich hier um eine "verdrehete" Prognose: alle Betas sind um einen einheitlichen Faktor (hier 50%) zu hoch prognostiziert worden. Das Ausmass des Fehlers ist somit vom Niveau der Betas abhängig. Je höher der prognostizierte Wert, desto grösser der (absolute) Fehler. Wenn 100% des Prognosefehlers durch diese Verschiebung zustande kommen, dann verläuft die Gerade zwar durch den Ursprung, weist aber eine Steigung (d.h. einen Regressionskoeffizienten) ungleich 1 auf. Man spricht in diesem Fall vom "Regressions"-Anteil am Gesamtfehler (hier 100%).

ZUFALL: Die beiden erstgenannten Fehlerarten (Verschiebung [Bias] und Verdrehung [Regression]) sind systematischer Art. Bei einer "guten" Prognose ist der Anteil dieser beiden systematischen Fehlerquellen gering. Wenn es schon Prognosefehler gibt, dann sollten sie möglichst zufällig, also ohne Systematik, von einer perfekten Prognose (Fall 5a) abweichen. Grafisch ist dieser Fall in Abbildung 5d dargestellt, wo die Betawerte vollkommen zufällig um die Winkelhalbierende streuen, d.h. 100% des Prognosefehlers unsystematischer Natur ist. Zwar erhält man bei einer Regression der tatsächlichen auf die prognostizierten Betas wie bei der perfekten Vorhersage in Abbildung 5a eine Gerade mit der Lage 0 und Steigung 1, aber der Korrelationskoeffizient (R) zwischen den prognostizierten und tatsächlichen Betas ist geringer als 1.

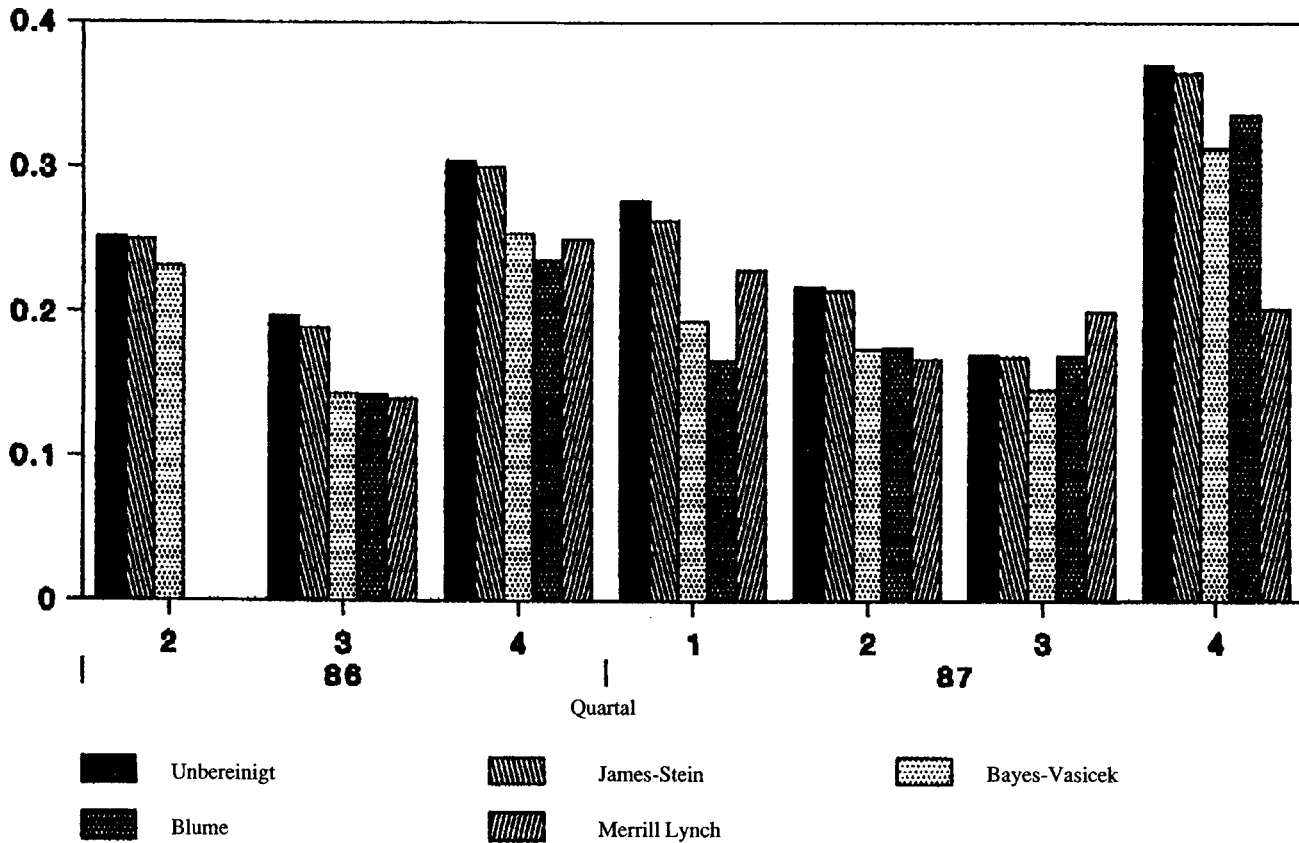
In der Realität werden sich die Prognosefehler stets auf diese drei Fehlerkomponenten verteilen. Mit Hilfe der linearen Regressionstechnik ist es jedoch nicht schwierig, den mittleren quadrierten Prognosefehler auf diese drei Komponenten aufzuteilen. Wie bereits oben erwähnt, wird man eine Prognosetechnik vorziehen, welche (bei gleichem durchschnittlichem Fehler) keine systematisch verzerrte Prognose liefert. Ein tiefer Bias- und/oder Regressionsanteil resp. ein hoher Zufalls-Anteil ist deshalb erwünscht.

6. Analyse der Prognosefehler

6.1 Die Höhe der Prognosefehler

In Abbildung 6 findet man den durchschnittlichen Prognosefehler der untersuchten Verfahren für die verschiedenen Zeitintervalle. Das Resultat ist sehr eindeutig: Der grösste Prognosefehler tritt (mit einer einzigen Ausnahme im 3. Quartal 1987) bei der Verwendung unadjustierter, d.h. naiv extrapolierter Betas auf. Das bedeutet, dass die Anwendung jedes der vorgestellten Verfahren die Qualität der Vorhersage erhöht. Die Reduktion des MSE fällt allerdings je nach verwendetem Verfahren

Abbildung 6:
Prognosefehler der Verfahren (mittlere quadratische Abweichung)



sehr unterschiedlich aus. Die besten Ergebnisse liefern die Verfahren von BLUME und BAYES-VASICEK. Auch die Anwendung der MERRILL LYNCH-Technik verspricht eine Verbesserung der Prognosequalität. Enttäuschend ist jedoch auch hier der JAMES-STEIN-Algorithmus, der nur marginal geringere MSE-Werte liefert als die Verwendung unverändert extrapolierter Betas. Wenig überraschend ist, dass die grössten Prognosefehler in der Crash-Periode auftreten.

6.2 Die Zusammensetzung der Prognosefehler

In Abbildung 7a findet man den prozentualen Anteil der drei Fehlerkomponenten am MSE der Beta-Prognosen. Zur Vereinfachung der Darstellung ist nur der Durchschnittswert der Teilperioden-Ergebnisse dargestellt. In einem ersten Schritt wird das 4.Quartal 1987 (Börsen-Crash) ausgeklammert [13].

Die Abbildung bestätigt die gute Prognosequalität des BLUME-Verfahrens aus dem vorangehenden Abschnitt: Die Zufallskomponente ist im Vergleich zu den anderen Verfahren mit rund 91% am grössten. Somit weist dieses Verfahren nicht nur den geringsten durchschnittlichen Prognosefehler, sondern auch den kleinsten Anteil an systematisch verzerrten Fehlprognosen auf. Mit einem Zufalls-Anteil von 88% resp. 83% folgen die Beta-Prognosen aufgrund des BAYES-VASICEK- und MERRILL LYNCH-Verfahrens.

Die Verwendung nicht bereinigter oder nach dem JAMES-STEIN-Verfahren korrigierter Betas liefert deutlich schlechtere Ergebnisse. Der hohe Anteil des Regressions-Fehlers (26% resp. 24%) deutet darauf hin, dass in beiden Fällen insbesondere die Tendenz der Betas, im Zeitablauf gegen 1 zu regressieren, nicht verarbeitet wird.

Aus Abbildung 7b ergibt sich, dass der Einbezug des 4.Quartals 1987 (d.h. des Börsencrashes) am Gesamtbild wenig verändert. Zwar nimmt der Anteil der systematischen Fehler, insbesondere des Bias-Fehlers, in allen Fällen zu. Dies ist darauf zurückzuführen, dass der Crash bei den untersuchten Papieren einen (fast) uniformen Anstieg der Betas ausgelöst hat. An der "Rangfolge" der Verfahren hat sich jedoch im Vergleich zur vorangehenden Abbildung nichts geändert. Das BLUME-Verfahren weist auch hier die höchste Zufallskomponente und den geringsten Regressionsfehler auf, auch wenn sich der "Vorsprung" gegenüber BAYES-VASICEK und MERRILL LYNCH verkleinert hat. Betrachtet man die Crash-Periode isoliert [14], so erkennt man deutlich die Ueberlegenheit des MERRILL LYNCH-Verfahrens gegenüber allen übrigen Verfahren. Dies deutet darauf hin, dass die historische Querschnitts-

korrelation der Betas die "stabilste" Informationsbasis darstellt, um auch bei starken Beta-Verschiebungen zuverlässige Prognosen zu erhalten. Bestätigt wird dieses Ergebnis durch die absolute Höhe des Prognosefehlers (MSE) in Abbildung 6, wo das MERRILL LYNCH-Verfahren im 4.Quartal 1987 den deutlich geringsten Fehler aufweist, der erstaunlicherweise auch nicht höher ausfällt als in der vorangehenden (nicht-Crash-) Periode. Ob diese Eigenschaft des MERRILL LYNCH-Verfahrens verallgemeinert werden kann, bleibt allerdings offen.

7. Zusammenfassung

Die Untersuchung der Stabilität der Betas von 61 liquiden, schweizerischen Aktien während der Jahre 1986 und 1987, sowie die Analyse der Prognose-

Abbildung 7a:

Komponenten des Prognosefehlers, in % des MSE (Durchschnitt ohne Crash-Periode).

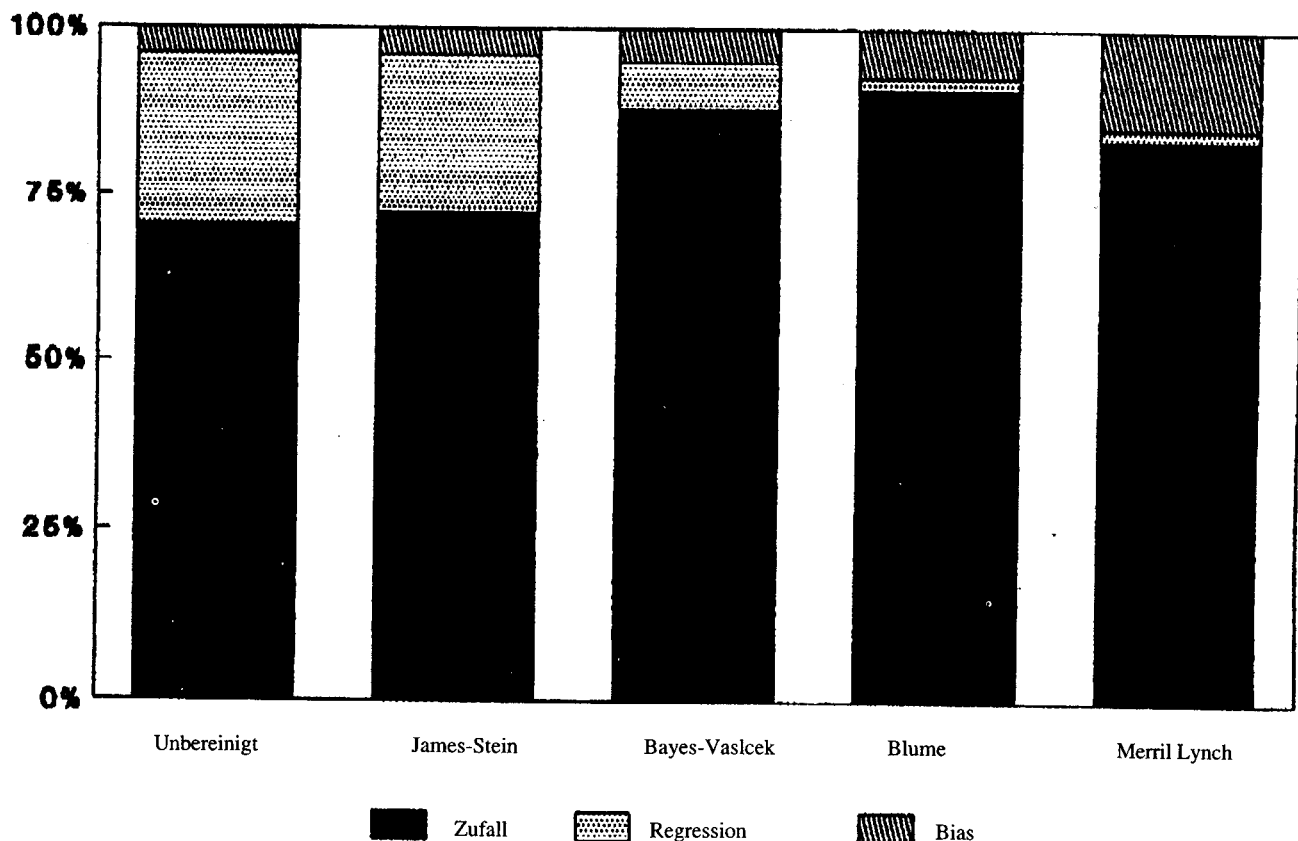
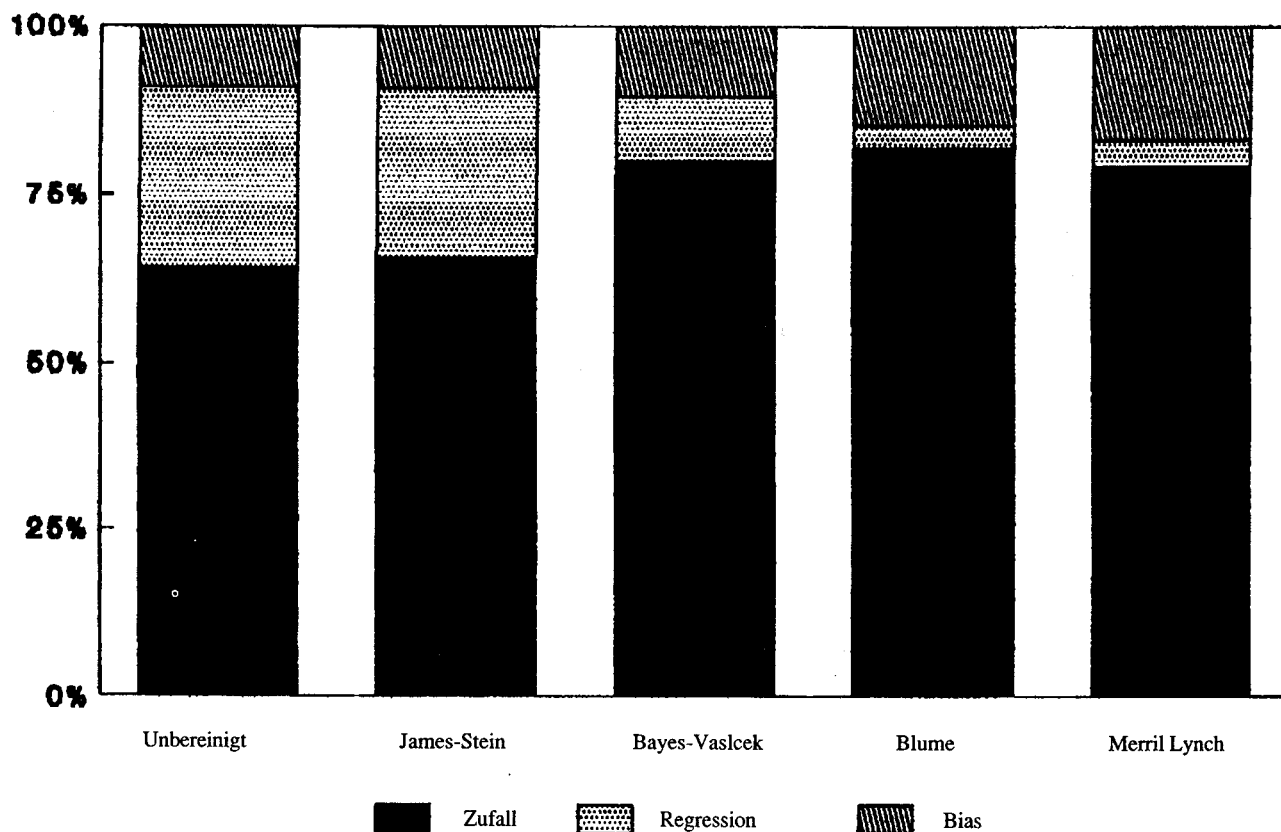


Abbildung 7b:

Komponenten des Prognosefehlers, in % des MSE (Durchschnitt mit Crash-Periode).



qualität von vier einfachen, in der Praxis verwendeten Verfahren zur Verbesserung von Beta-Prognosen, zeigen die folgenden Ergebnisse:

1. Die Beta-Koeffizienten einzelner Aktien sind sehr starken zeitlichen Schwankungen unterworfen.
2. Der statistische Zusammenhang zwischen den Betas aufeinander-folgender Perioden ist durchwegs positiv; dieser Informationsgehalt aus historischen Betaschätzungen sollte bei der Prognose zukünftiger Betas ausgenutzt werden. Die Höhe der Korrelationen fällt jedoch moderat aus, so dass der Evaluation geeigneter Prognoseverfahren ein wichtiger Stellenwert zukommt.
3. Alle hier vorgestellten Verfahren verbessern das Ausmass und die Qualität von Beta-Prognosen im Vergleich zur naiven Extrapolation historischer

Werte, wenn auch in unterschiedlichem Ausmass.

4. Diese Verbesserung drückt sich in kleineren Prognosefehlern (gemessen mit der durchschnittlichen quadrierten Abweichung zwischen prognostizierten und tatsächlichen Betas) und einem geringeren Anteil an systematischen Fehlerkomponenten (gemessen mit der Theil'schen Zerlegung des Prognosefehlers) aus.
5. Das Verfahren von BLUME liefert im Durchschnitt die besten Ergebnisse, wobei die BAYES-VASICEK-Methode als nahes, aber etwas aufwendigeres Substitut für das BLUME-Verfahren betrachtet werden kann. Die MERRILL LYNCH-Technik weist hingegen im 4. Quartal 1987 im Vergleich zu den andern Verfahren sehr gute Prognosequalitäten auf. Enttäuschend sind die Prognoseeigenschaften

des JAMES-STEIN-Verfahrens; die Resultate dieses Verfahrens sind ähnlich mit jenen der unadjustierten Extrapolation der historischen Betas.

Es handelt sich hier um die Ergebnisse einer ersten Untersuchung über die Stabilität und Prognostizierbarkeit der Betas individueller schweizerischer Aktien. Grundlage der Studie bilden Tagesrenditen von 61 Inhaberaktien der Jahre 1986 und 1987. Ob sich die Erkenntnisse auf Portfoliobetas und/oder die Verwendung von Betas auf der Basis wöchentlicher oder monatlicher Aktienrenditen übertragen lassen, kann an dieser Stelle nicht beantwortet werden. Ebenso offen bleibt die Frage, inwiefern die Ergebnisse von der untersuchten Zeitperiode und von der Aktienstichprobe abhängig sind. Weiterführende Untersuchungen müssen schliesslich zeigen, ob alternative Prognoseverfahren [15] oder statistisch anspruchsvollere Schätztechniken die Resultate zu verbessern vermögen. Zu hohe Erwartungen sind jedoch kaum angebracht, zeigt doch die vorliegende Studie, dass gerade die relativ "aufwendigeren" Verfahren zu keinen deutlich besseren Betaprognosen führen.

Fussnoten

- [1] Vergleiche DUBACHER/ZIMMERMANN (1989, pp. 66-85).
- [2] THEOBALD (1982) unterscheidet zwei mögliche Ursachen für Beta-Schwankungen. Zum einen können Betas rein zufällig um einen konstanten Mittelwert schwanken. Die andere Ursache kann in der Veränderung des Unternehmungs- und/oder Aktienrisikos liegen, beispielsweise bedingt durch eine risikoreiche Unternehmungspolitik oder eine veränderte Kapitalstruktur (Verschuldungsgrad). Im zweiten Fall spricht man von "strukturellen" Beta-Veränderungen.
- [3] Vergleiche beispielsweise die Studien von KLEMKOSKY/MARTIN (1975), ELTON/GRUBER/ULRICH (1978), EUBANK/ZUMWALT (1979), LAVELY/WAKESFIELD/BARRETT (1980) und HAWAWINI/VORA (1983).
- [4] Vergleiche DUBACHER/ZIMMERMANN (1989) für eine Einführung in die Renditenmathematik von Aktien.
- [5] Es wird eine einfache, lineare Kleinstquadrat-Regression (OLS) durchgeführt. Kompliziertere Regressionsverfahren drängen sich aufgrund der Analyse der OLS-Regressionsergebnisse nicht auf.
- [6] Eine mögliche Verzerrung bei der Berechnung von Betas auf der Basis von Tagesrenditen kann durch die Geld-Brief-Spannen entstehen. BLUME/STAMBAUGH (1983) zeigen, dass dieser potentielle Einfluss bei Aktien grösserer Gesellschaften vernachlässigt werden kann.
- [7] Mit Ausnahme des 4. Quartals 1987 liegen alle durchschnittlichen Betas unter dem theoretischen Mittelwert von 1. Der Grund hierfür liegt in der Wahl des Index, der kapitalisierungsgewichtet ist und sehr viele Werte umfasst, während hier alle 61 Aktien gleichgewichtet in die Durchschnittsbildung einbezogen werden. Diese Abweichung hat jedoch keinen Einfluss auf die Interpretation unserer empirischen Ergebnisse, da die Stabilität von Betas und nicht deren Niveau Gegenstand der Untersuchung ist.
- [8] Vergleiche auch DUBACHER/ZIMMERMANN (1989, p. 78) für einen Ueberblick über die Industriedurchschnitte von Aktienbetas.
- [9] Diese Ergebnisse sind nicht dargestellt, können aber bei den Autoren auf Verlangen bezogen werden.
- [10] Das MERRILL LYNCH-Verfahren wurde erstmals in KLEMKOSKY/MARTIN (1975) analysiert.
- [11] Vergleiche DUBACHER/ZIMMERMANN (1989, p. 73).
- [12] Vergleiche THEIL (1958) für diese Zerlegung von Prognosefehlern.
- [13] Beim BLUME- und MERRILL LYNCH-Verfahren handelt es sich demnach um den Durchschnitt aus 5 Teilperioden, bei den andern beiden Verfahren um den

Durchschnitt aus 6 Teilperioden.

- [14] Vergleiche Tabelle 6 in SCHULTZ/ZIMMERMANN (1989).
- [15] Andere Prognoseverfahren als die hier untersuchten finden sich z.B. in ELTON/GRUBER/URICH (1978), CARVELL/STREBEL (1983) oder ROSENBERG (1985).

Literatur

- BLUME, M.E. (1975): "Betas and their Regression Tendencies", *The Journal of Finance* 30, pp. 785-795.
- BLUME, M.E. and R.F. STAMBAUGH (1983): "Biases in Computed Returns", *Journal of Financial Economics* 12, pp. 387-404.
- CARVELL, S. and P. STREBEL (1984): "A new Beta Incorporating Analysts' Forecasts", *The Journal of Portfolio Management*, Nr. 3, pp. 81-85.
- DUBACHER, R. und H. ZIMMERMANN (1989): "Risikoanalyse schweizerischer Aktien: Grundkonzepte und Berechnungen", *Finanzmarkt und Portfolio Management*, Nr. 1, pp. 66-85.
- ELTON, E.J., M.J. GRUBER and T.J. URICH (1978): "Are Betas Best?", *The Journal of Finance* 33, pp. 1375-1384.
- EUBANK, A.A. and K. ZUMWALT (1979): "An Analysis of the Forecast Error Impact of Alternative Beta Adjustment Techniques and Risk Classes", *The Journal of Finance* 34, pp. 761-776.
- HAWAWINI, G.A. and A. VORA (1983): "Is Adjusting Beta Estimates an Illusion?", *The Journal of Portfolio Management*, Nr. 3, pp. 23-26.
- KLEMKOSKY, R.C. and J.D. MARTIN (1975): "The Adjustment of Beta Forecasts", *The Journal of Finance* 30, pp. 1123-1128.
- LAVELY, J., G. WAKESFIELD, and B. BARRETT (1980): "Toward Enhancing Beta Estimates", *The Journal of Portfolio Management*, Nr. 2, pp. 43-46.
- ROSENBERG, B. (1985): "Prediction of Common Stock Betas", *The Journal of Portfolio Management*, Nr. 4, pp. 5-14.
- SCHNELLER, M.I. (1983): "Are Better Betas Worth the Trouble?", *Financial Analysts Journal*, July/August, pp. 74-77.
- SCHULTZ, J. und H. ZIMMERMANN (1989): "The Predictability of Individual Stock Betas: The Case of Switzerland", Arbeitspapier, Hochschule St. Gallen.
- THEIL, H. (1958): "Economic Forecasts and Policy", North Holland.
- THEOBALD, M. (1982): "On Estimating Betas that Change", *The Journal of Portfolio Management*, Nr. 3, pp. 62-65.
- VASICEK, O.A. (1973): "A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas", *The Journal of Finance* 28, pp. 1233-1239.