

## Wo investieren Distressed-Securities-Hedgefonds? Ein Asset-based Style-Faktorenmodell

Von Georgi Bontschev, Mainz, und Martin Eling, Ulm

### I. Einführung

Distressed-Securities-Hedgefonds investieren in Unternehmen, die sich in finanziellen oder operativen Schwierigkeiten befinden. Grundsätzlich kann dabei eine Unterteilung in aktive und passive Anlagestrategien gemacht werden. Im Rahmen einer aktiven Strategie geht es um die Übernahme und anschließende Restrukturierung des Unternehmens. Fonds, die passive Strategien verfolgen, greifen nicht in die Unternehmenstätigkeit ein, sondern betreiben lediglich Handel mit unterschiedlichen Wertpapieren betreffender Unternehmen.

*Viebig/Poddig* (2006) und *Fung/Hsieh* (2004) zufolge bedarf es strategiespezifischer Modelle, um die systematischen Risiken einzelner Hedgefondsstrategien zu erklären. Die vorliegende Untersuchung erweitert die bestehende Literatur um die Entwicklung eines Faktorenmodells, das die systematischen Risiken der Hedgefondsstrategiegruppe Distressed Securities erklärt. Im Rahmen dieser Arbeit soll aufgezeigt werden, wo und wie Distressed-Securities-Hedgefonds investieren, d. h., welche Handelsstrategien diese Fonds einsetzen.<sup>1, 2</sup>

---

<sup>1</sup> Eine Analyse von Distressed-Securities-Hedgefonds erscheint auch vor dem Hintergrund der gewachsenen Bedeutung dieser Strategiegruppe innerhalb der Gesamtheit der Hedgefonds als sinnvoll. Nach aktuellen Schätzungen hat sich der Marktanteil der Kategorie Event-Driven, zu der Distressed-Securities-Hedgefonds zu zählen sind, von 19 % im Jahr 1995 auf 26 % im Jahr 2006 erhöht. Das Marktvolumen hat sich in diesem Zeitraum absolut gesehen etwa verzehnfacht. Vgl. *Brown* (2007).

<sup>2</sup> Die gewählten Faktoren sind im Sinne der Performancemessung als passive Benchmarks zu verstehen, deren Rendite-Risiko-Charakteristika erworben werden können, während der Manager für das Alpha entlohnt werden soll. Diese Faktoren müssen nicht gleichzeitig im Sinne der Kapitalmarktmodelle (etwa das CAPM) als Risikofaktoren gelten. Denn gerade in den Kapitalmarktmodellen sind ausfallbezogene Risikofaktoren, wie wir sie im Folgenden betrachten werden, im strengen Sinne keine systematischen Risiken, sondern unsystematische Risiken, die sich diversifizieren lassen.

Die Analyse konzentriert sich auf den Zeitraum Januar 1998 bis Januar 2002, was aus vier Gründen vorteilhaft ist: Erstens ermöglicht die Untersuchung dieses Zeitraums die Konstruktion einer Stichprobe, die den in Hedgefondsuntersuchungen üblichen Verzerrungen nur in geringem Umfang ausgesetzt ist.<sup>3</sup> Zweitens umfasst der Untersuchungszeitraum mit der Russland-Krise im August 1998 und dem damit verbundenen Zusammenbruch von Long Term Capital Management, dem Platzen der New-Economy-Blase im März 2000 sowie dem 11. September 2001 drei für diese Hedgefondskategorie wichtige Marktereignisse, auf die in der Analyse eingegangen werden kann. Drittens besteht der Analysehorizont zu etwa gleichen Teilen aus Phasen steigender und fallender Aktien- und Anleihemärkte.<sup>4</sup> Viertens ermöglicht das Untersuchungsende im Jahr 2002 eine umfangreiche Out-of-sample-Betrachtung, in der wir den Erklärungswert des vorgeschlagenen Modells validieren können.

Die Ergebnisse zeigen, dass die Renditen von Distressed-Securities-Hedgefonds durch vier Risikofaktoren gut erklärt werden können. Das sind die Renditen von Short-Put-Positionen auf einen Aktienindex und Short-Straddle-Positionen auf einen Anleiheindex. Des Weiteren besteht ein Exposure gegenüber einem Spread-Faktor, der die Renditedifferenz eines High-Yield-Index über zehnjährige US-Staatsanleihen widerspiegelt und gegenüber Aktientiteln, die eine geringe Marktkapitalisierung aufweisen. Die Rendite- und Risikoeigenschaften von Distressed-Securities-Hedgefonds lassen sich durch eine Linearkombination bestehend aus diesen vier Faktoren nachbilden. Das Modell könnte als ein Orientierungspunkt für die Gebührenstruktur herangezogen werden, denn für die Identifikation von Alpha ist zunächst eine möglichst genaue und vollständige Berücksichtigung der systematischen Komponenten notwendig. Das Modell kann dazu dienen, zu erkennen, ob ein bestimmter Fonds vom deklarierten Anlagestil abweicht.<sup>5</sup>

<sup>3</sup> Beispielsweise werden aufgelöste Fonds in Hedgefondsdatenbanken erst seit 1994 erfasst. Daher sollten ältere Daten nicht zur Analyse von Hedgefonds verwendet werden. Vgl. *Fung/Hsieh* (2000) und *Liang* (2000). Unser Untersuchungszeitraum beginnt nicht im Jahr 1994, sondern erst im Jahr 1998. Da vollständige Renditezeitreihen für die Durchführung der Hauptkomponenten- und Faktorenanalyse vorliegen müssen, würde ein Beginn der Untersuchung im Jahr 1994 den Stichprobenumfang erheblich reduzieren. Vgl. dazu auch *Fung/Hsieh* (2002a), die für ihre Untersuchung den Zeitraum 1998 bis 2000 wählen.

<sup>4</sup> Zahlreiche Studien sind auf die Analyse einer Marktphase beschränkt. *Capocci et al.* (2005) zeigen, dass die Marktphase Performanceanalysen beeinflusst. Aus diesem Grund ist es wichtig, sowohl steigende als auch fallende Marktphasen zu betrachten.

Der Rest der Arbeit gliedert sich wie folgt: In Abschnitt II. wird ein Überblick über die für unsere Untersuchung relevante Literatur gegeben. Die Datenbasis wird in Abschnitt III. erläutert. In Abschnitt IV. präsentieren wir die Ergebnisse einer Hauptkomponentenanalyse, gefolgt von den Resultaten einer Stilanalyse im Abschnitt V. Die Arbeit schließt in Abschnitt VI. mit Schlussfolgerungen.

## II. Literaturüberblick

Während die Renditen traditioneller Anlagefonds durch die linearen Modellansätze von *Sharpe* (1992), *Fama/French* (1993) oder *Carhart* (1997) gut erklärt werden können, eignen sich diese Modelle nur bedingt, die Charakteristika von Hedgefondsrenditen zu erfassen.<sup>6</sup> *Fung/Hsieh* (1997) zeigen die Grenzen derartiger Modelle für eine Erklärung der systematischen Risiken von Hedgefonds auf. Das dynamische Anlageverhalten von Hedgefonds, der Einsatz von Derivaten und die Gebührenstruktur haben zur Folge, dass Hedgefondsrenditen im Zeitablauf nichtlineare Muster aufweisen.<sup>7</sup> *Fung/Hsieh* (1997, 2001, 2002b), *Agarwal/Naik* (2004) und *Baghai-Wadji/Klocker* (2007) zeigen, dass die zur Beschreibung des Renditegenerierungsprozesses verwendeten Faktorenmodelle diese Besonderheiten von Hedgefonds berücksichtigen müssen.

Dem dynamischen Anlageverhalten von Hedgefonds kann im Rahmen der Modellbildung prinzipiell auf zwei Wegen Rechnung getragen werden: zum einen durch dynamische Modelle, die zeitvariable Betafaktoren berücksichtigen (z.B. *Bollen/Whaley* (2007));<sup>8</sup> zum anderen durch den Ansatz, das systematische Risiko durch statische Mehrfaktorenmodelle unter

<sup>5</sup> *Brown/Goetzmann* (1997, 2003) haben sowohl für traditionelle Investmentfonds als auch für Hedgefonds gezeigt, dass die freiwillige Berichterstattung und die Selbstzuordnung zu einem bestimmten Anlagestil zum Misclassification Bias führen kann. In diesem Fall führt die (absichtliche oder unabsichtliche) Zuordnung zu einer falschen Strategiegruppe zur Auswahl einer falschen Benchmark, was z.B. die Beurteilung des Alpha in der Performancemessung beeinflusst.

<sup>6</sup> Beispielsweise können nach *Sharpe* (1992) die Performance-Eigenschaften traditioneller Anlagefonds mit einem linearen Mehrfaktorenmodell erklärt werden. Als Regressoren werden Indexrenditen, die unterschiedliche Assetklassen erfassen, verwendet.

<sup>7</sup> In Zusammenhang mit der Gebührenstruktur ist insbesondere die Gewinnbeteiligung (durchschnittlich etwa 15% des jährlichen Fondsgewinns; vgl. *Liang* (2000)) zu nennen. Da eine Verlustbeteiligung nicht vorgesehen ist, ähnelt die Vergütung einer Kaufoption auf den Fondsgewinn.

<sup>8</sup> Vgl. dazu auch *Billio et al.* (2007).

Einbeziehung nichtlinearer Faktoren zu erklären. Da die Nichtlinearitäten in derartigen Faktoren bereits eingebettet sind, bedarf es keiner speziellen Struktur eines Mehrfaktorenmodells. *Fung/Hsieh* (2002b) wählen für diese Faktoren den Begriff Asset-based Style-(ABS-)Faktoren, da diese sowohl die Assetklassen als auch die Handelsstrategien, die einer Hedgefondskategorie zugrunde liegen, erfassen.<sup>9</sup> Unter diesen Faktoren finden sich z.B. Renditedifferenzen zwischen Assetklassen oder die Renditen von Optionsstrategien. So verwenden *Agarwal/Naik* (2004) die Indexrenditen traditioneller Assetklassen und die Renditen von Optionsportfolios, um die systematischen Risiken aktienmarktorientierter Hedgefonds zu erklären.

Obwohl aus ökonomischer Perspektive dynamische Modelle statischen vorzuziehen sind, zeichnen sich dynamische Modelle durch einen hohen Komplexitätsgrad aus und weisen Grenzen in der empirischen Implementierung auf.<sup>10</sup> Ein besonderer Vorteil der statischen Modelle besteht außerdem in der Möglichkeit der passiven Replizierung, d.h., Hedgefondsrenditen können im Rahmen statischer Mehrfaktorenmodelle durch Linearkombination einer kleinen Anzahl von Faktoren, die in der Regel auf handelbaren Wertpapieren basieren, relativ einfach nachgebildet werden.<sup>11</sup> Die Renditen von Hedgefonds können so, ohne direkt in Hedgefonds zu investieren, erzeugt werden. Diese replizierenden, passiven Portfolios besitzen zumeist eine größere Liquidität und zeichnen sich durch Transparenz hinsichtlich ihrer Zusammensetzung aus.

Für eine Reihe von Hedgefondsstrategien existieren Modelle, die durch Berücksichtigung von Asset-based Style-Faktoren das markt- und das strategiespezifische Risiko abbilden. So zeigen *Mitchell/Pulvino* (2001), dass systematische, nichtlineare Zusammenhänge zwischen Merger-Arbitrage-Hedgefondsrenditen und denen des S&P 500 Index existieren. Die Renditen von Merger-Arbitrage-Hedgefonds können durch eine Long-Position in risikolosen Anleihen und Short-Positionen in Index-Put-Optionen repliziert werden. *Fung/Hsieh* (2001) entwickeln für Trendfolge-Hedgefonds ein Mehrfaktorenmodell, in dem als Regressoren die Rendi-

<sup>9</sup> Die in Asset-based Style-Modellen enthaltenen Faktoren sind transparent in der Konstruktion und können je nach Datenverfügbarkeit der unterliegenden Assetklassen über sehr lange Zeiträume bestimmt werden. Vgl. *Viebig/Poddig* (2006) für eine genaue Darstellung der Konstruktionsprinzipien unterschiedlicher ABS-Faktoren.

<sup>10</sup> Vgl. *Opfer* (2004). Beispielsweise bedarf es oftmals der Spezifizierung eines Prozesses zur Beschreibung der zeitvariablen Modellkoeffizienten.

<sup>11</sup> Vgl. *Hasanhodzic/Lo* (2007) und *Fung/Hsieh* (2007).

ten von Optionsportfolios berücksichtigt werden. Hierdurch können die für diese Strategieguppe relevanten Nichtlinearitäten genau erfasst werden. Auch für die Erklärung des systematischen Risikos breit diversifizierter Hedgefondsportfolios in Form von Fund-of-Funds wird auf ABS-Faktoren und auf Indexrenditen traditioneller Assetklassen zurückgegriffen, etwa im Sieben-Faktorenmodell nach *Fung/Hsieh* (2004). Aktuelle Arbeiten von *Duarte et al.* (2007) und *Agarwal et al.* (2007b) entwerfen ABS-Faktorenmodelle zur Erklärung des Rendite- und Risiko-profils von Fixed-Income-Arbitrage- und Convertible-Arbitrage-Hedgefonds.

Maßgeblich für die Aussagekraft von Asset-based Style-Faktoren ist, dass ein enger Bezug zum tatsächlichen Anlagestil einer Hedgefondsstrategie besteht.<sup>12</sup> Aus diesem Grund ermitteln *Fung/Hsieh* (2002a) für Fixed-Income-Hedgefonds durch eine Hauptkomponentenanalyse zunächst sogenannte Return-based Style-Faktoren. Return-based Style-Faktoren stellen unabhängig vom deklarierten Anlageverhalten eines Fondsmanagers auf die realisierten Renditemuster ab. Durch eine Verbindung dieser Faktoren mit am Markt beobachtbaren Größen werden Asset-based Style-Faktoren ermittelt. Die systematischen Risiken der Strategie lassen sich hierdurch erklären.

In Anlehnung an die Vorgehensweise von *Fung/Hsieh* (2002a) wird in dieser Arbeit ein ABS-Faktorenmodell für die Strategieguppe Distressed-Securities vorgestellt. Hierbei wird eine Erfassung des dynamischen Anlageverhaltens über statische Mehrfaktorenmodelle unter Verwendung nichtlinearer Faktoren vorgenommen.

### III. Datenbasis

Die Datenbasis umfasst monatliche Renditen von Distressed-Securities-Hedgefonds im Zeitraum von Januar 1998 bis Januar 2002. Die Stichprobe setzt sich aus 93 Hedgefonds zusammen, wobei das Sample aus unterschiedlichen Datenbanken konstruiert wurde. Der Analyse liegen Daten des Center for International Securities and Derivatives Markets (CISDM) und von Tremont Advisory Shareholders Services (TASS) zugrunde. Im Klassifizierungsschema der CISDM-Datenbank sind Distressed-Securities explizit als Kategorie ausgewiesen, womit eine Selektion von insgesamt 30 Hedgefonds unmittelbar möglich ist. CISDM führt

---

<sup>12</sup> Vgl. *Viebig/Poddig* (2006).

eine der umfangreichsten und zugleich ältesten Datenbanken; derzeit enthält sie etwa 4200 aktive und 2000 inaktive Fonds.

Die TASS-Datenbank enthält Informationen zu etwa 6000 aktiven und 3500 inaktiven Hedgefonds. *Agarwal et al. (2007a)* zeigen, dass eine geringe Überlappung zwischen der CISDM- und der TASS-Datenbank existiert. TASS strukturiert die Hedgefonds in insgesamt 15 Stilskategorien. Eine explizite Kategorisierung mit Ausweis von Distressed-Securities-Hedgefonds wird im TASS-Klassifizierungsschema nicht bereitgestellt. Aus der TASS-Datenbank wurden daher zunächst jene Hedgefonds selektiert, die als Investmentfokus Bankruptcy/Chapter 11, Distressed Bonds, Distressed Markets und Reorganizations angeben. Dies sind für das betrachtete Zeitintervall 225 Fonds. Der Investmentfokus kann jedoch für unterschiedliche Primärkategorien relevant sein. Unter ausschließlicher Beschränkung auf die Kategorie Event-Driven (Ausschluss von Funds-of-Funds, Convertible Arbitrage und Fixed-Income) und Elimination jener Fonds, die in beiden Datenbanken aufgeführt sind, ergibt sich ein Sample für den TASS-Datensatz von 65 Hedgefonds. In Kombination mit den 30 Distressed-Securities-Hedgefonds aus der CISDM-Datenbank enthält eine vorläufige Stichprobe damit 95 Hedgefonds.

Aufgrund der Freiwilligkeit des Reportings zeigen Hedgefondsdatenbanken immer nur einen Ausschnitt der Gesamtheit aller Hedgefonds. Zusätzlich entstehen in der Datenbankkonstruktion verschiedene Verzerrungen. Ziel der Stichprobenkonstruktion ist es, eine größtmögliche Eliminierung dieser Verzerrungen zu erreichen. Zur Eliminierung des Instant History Bias blieben bei allen Fonds die Renditen der ersten 18 Monate unberücksichtigt.<sup>13</sup> Der Selection Bias erscheint ebenfalls vernachlässigbar, zumal die Richtung der Verzerrung nicht eindeutig ist.<sup>14</sup> Auch der Multiperiod Sampling Bias kann durch die Art und Weise, wie das Sample konstruiert wurde, als gering unterstellt werden, da die Basis der empirischen Untersuchung ein Zeitraum von 48 Monaten ist.<sup>15</sup> Be-

<sup>13</sup> Der Instant History Bias entsteht, wenn die Renditen in der Inkubationsperiode von Hedgefonds in empirischen Untersuchungen berücksichtigt werden. Dies führt dazu, dass die Renditen von Hedgefonds überschätzt werden.

<sup>14</sup> Der Selection Bias entsteht durch die Freiwilligkeit der Berichterstattung. Hedgefondsmanager sind nicht verpflichtet, Renditeangaben zu übermitteln, was zu einer Verzerrung der Renditen führt, da tendenziell gute Fonds Angaben tätigen. Jedoch ist diese Verzerrung begrenzt, da Hedgefonds bei Erreichen eines bestimmten Fondsvolumens das Reporting einstellen, um nicht weiteres Kapital anzuziehen. *Fung/Hsieh (2000)* bezeichnen Selection Bias daher als unbedeutend.

<sup>15</sup> Nach *Ackermann et al. (1999)* sollten für mindestens 24 Monate Renditedaten vorliegen, um den Multiperiod Sampling Bias zu eliminieren. *Fung/Hsieh (2000)*

deutsam erscheint damit lediglich der Survivorship Bias<sup>16</sup>, der nicht eliminiert werden kann, da für die Durchführung der Hauptkomponenten- und Faktorenanalyse nur solche Hedgefonds berücksichtigt werden können, die vollständige Renditezeitreihen über den Untersuchungshorizont aufweisen. Verschiedene Autoren untersuchen das mögliche Ausmaß der Verzerrung. *Ackermann et al.* (1999) errechnen eine Überschätzung der Renditen aufgrund des Survivorship Bias von jährlich 0.16 % für die CISDM-Datenbank, wohingegen die Studie von *Edwards/Caglayan* (2001) die Überschätzung für diese Datenbank auf 1.85 % p. a. beziffert. *Liang* (2000) errechnet eine Abweichung von 2.24 % p. a. für das TASS-Datenset.

Um die Verzerrungen durch die Datenbankkonstruktion weiter zu reduzieren, wurden zwei Fonds im Rahmen einer Prüfung des Misclassification Bias aus der Stichprobe entfernt. Damit besteht die den Untersuchungen zugrunde gelegte Stichprobe aus 93 Hedgefonds. Tabelle 1 zeigt deskriptive Statistiken zu den monatlichen Distressed-Securities-Hedgefondsrenditen im Zeitraum vom Januar 1998 bis Januar 2002.<sup>17</sup>

Neben den Mittelwerten der für jeden einzelnen Hedgefonds berechneten Statistiken (average) werden in Tabelle 1 ein gleichgewichtetes Hedgefondsportfolio und drei Benchmarkindizes betrachtet: Der Aktienindex Standard & Poors (S&P) 500, ein Anleiheindex mit Fokus auf Staatsanleihen (JP Morgan Global Government Bond (GB) Index) sowie ein Index mit Fokus auf High-Yield-Anleihen (Lehman High Yield Corporate Bond (CB) Index). Zur Ermittlung des average werden alle Renditen auf Einzelfondsbasis betrachtet.<sup>18</sup> Für das gleichgewichtete Portfolio werden dagegen alle Fondsrenditen in ein naiv diversifiziertes Portfolio zusammengeführt.

---

stellen auf 36 Monate ab und zeigen, dass der Multiperiod Sampling Bias vernachlässigbar gering ist.

<sup>16</sup> Der Survivorship Bias entsteht, wenn ausschließlich noch existente Fonds betrachtet werden. Da vor allem erfolglose Fonds, zum Beispiel infolge mangelhafter Performance, geschlossen werden und eine Datenbank verlassen, vermittelt die Datenbasis dann ein zu positives Bild von der Realität.

<sup>17</sup> Die Renditen sind nach Abzug der Gebühren (net-of-fees) ausgewiesen.

<sup>18</sup> Hierbei ist eine Bestimmung des Mittelwerts über die für jeden einzelnen Fonds errechneten JB-Statistiken, AC (1) und Ljung/Box-Testwerte nicht zweckmäßig. Statistisch signifikante Autokorrelation erster Ordnung liegt auf 5%-Niveau bei 30 der 93 Fonds vor. Die JB-Statistik ist bei 80 der 93 Fonds auf 5%-Niveau statistisch signifikant. Eine nach TASS- und CISDM-Datenbank getrennte Analyse der Hedgefonds ergab keine wesentlichen Unterschiede zwischen den Fonds dieser beiden Datenbanken.

*Tabelle 1*  
**Renditeverteilung – Distressed-Securities-Hedgefonds  
 und Benchmarkindizes**

	Distressed Hedgefonds (average)	Gleich- gewichtetes Portfolio	S&P 500 Index	JP Morgan Global GB Index	Lehman High Yield CB Index
Min. in %/	-9.98/	-8.61/	-14.58/	-3.35/	-8.39/
Max. in %	10.10	4.97	9.67	5.22	10.48
Mittelwert in %	0.74	0.74	0.49	0.28	-0.23
Median in %	0.74	0.71	0.63	0.00	-0.22
STD in %	3.44	2.19	5.27	3.51	1.87
Schiefte	-0.45	-1.52	-0.50	0.39	0.33
Exzess Kurtosis	0.97	2.97	-2.96	-2.98	-1.73
JB-Testwert	–	36.14***	19.52***	18.92***	6.83**
AC (1)	–	0.38	-0.00	0.16	-0.09
Ljung/Box- Testwert	–	7.19**	0.00	1.37	0.41

Die Signifikanzniveaus sind: \* = 10 %-Level, \*\* = 5 %-Level, und \*\*\* = 1 %-Level.

Im Vergleich zu den Benchmarkindizes erzielen die Hedgefonds im Durchschnitt relativ hohe Renditen mit einer relativ geringen Standardabweichung (STD). Zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme wurde die Jarque-Bera-Teststatistik (JB-Testwert) ermittelt, womit die Nullhypothese normalverteilter Renditen geprüft wird. Diese wird für jeden der betrachteten Fälle, also auch für die Benchmarkindizes, abgelehnt. Autokorrelation erster Ordnung (AC (1)) findet sich dagegen in einem statistisch signifikanten Maß ausschließlich für das naiv diversifizierte Hedgefondsportfolio.<sup>19</sup> Betrachtet man die Korrelation der Renditen der Distressed-Securities-Hedgefonds untereinander, finden sich für den Untersuchungszeitraum hohe Werte. Die Korrelationen zwischen den Hedgefondsrenditen geben einen Hinweis auf das Vorhandensein gemeinsamer Faktoren.<sup>20</sup>

<sup>19</sup> Zur Korrektur der Autokorrelation erster Ordnung kann ein in *Kat/Lu* (2002) dargestelltes Verfahren herangezogen werden. Dazu wird aus der autokorrelierten Renditezeitreihe durch Gewichtung mit dem Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung eine neue, nicht autokorrelierte Zeitreihe konstruiert. Vgl. *Geltner* (1993).



#### IV. Hauptkomponentenanalyse

In Anlehnung an *Fung/Hsieh* (2002a) verwenden wir eine zweistufige Vorgehensweise zur Ableitung eines Asset-based Style-Modells. Zunächst ermitteln wir im Rahmen einer Hauptkomponentenanalyse die sogenannten Return-based Style-Faktoren. In einem zweiten Schritt werden dann im folgenden Abschnitt V. (Stilanalyse) die Hauptkomponenten mit am Markt beobachteten Größen verbunden.

Die Hauptkomponentenanalyse verfolgt das Ziel, Originalvariablen durch eine kleinere Anzahl dahinterliegender Variablen zu ersetzen. Es erfolgt eine orthogonale Transformation der ursprünglichen Variablen in eine neue Menge unkorrelierter Variablen, die Hauptkomponenten genannt werden. Die Hauptkomponenten sind Linearkombinationen der ursprünglichen Variablen, wobei die erste Hauptkomponente so konstruiert wird, dass sie den größten Teil der Varianz des ursprünglichen Datensatzes erklären kann. Die  $j$ -te Hauptkomponente ist dabei der Eigenvektor, der zum  $j$ -ten Eigenwert der Kovarianzmatrix gehört. Die Eigenwerte entsprechen der Varianz der korrespondierenden Hauptkomponenten. Aus der Gewichtungsmatrix können die Werte für die einzelnen Hauptkomponenten für jeden Zeitpunkt abgeleitet werden. Zur Auswahl der Anzahl der Hauptkomponenten existieren verschiedene Heuristiken, welche im Wesentlichen auf die durch die Komponenten erklärte kumulierte Varianz abstellen.<sup>21</sup>

Die erste Komponente (PC1) weist ein hohes Erklärungspotenzial für alle Distressed-Securities-Hedgefonds auf; diese beschreibt 39,3% der Renditevariation. In Kombination mit der zweiten Hauptkomponente kann mehr als die Hälfte (53,2%) der Gesamtvarianz erklärt werden. Durch eine Untergliederung des Untersuchungszeitraums in Teilperioden kann die Stabilität der Ergebnisse untersucht werden.

<sup>20</sup> Der Hauptkomponentenanalyse wurde ein Bartlett-Test auf Sphärizität vorangestellt. Dieser prüft, ob sich die Korrelationen auch in Bezug auf die Grundgesamtheit zeigen lassen und für die Hauptkomponentenanalyse geeignet sind. Dies ist der Fall, denn die Nullhypothese unkorrelierter Variablen wird verworfen. Der Wert der  $\chi^2$ -verteilten Prüfgröße ist 6738.76. Der  $p$ -Wert beträgt 0.00. Vgl. *Johnson/Wichern* (2002).

<sup>21</sup> Nach dem Eigenwertkriterium von *Kaiser/Dickman* (1959) sind diejenigen Faktoren einzubeziehen, deren Eigenwerte mindestens eins sind.

## V. Stilanalyse

### 1. Vorbemerkung

*Fung/Hsieh* (2002a) wählen eine Linearkombination der Hauptkomponenten als Return-based Style-Faktor. Return-based Style-Faktoren stellen unabhängig vom deklarierten Anlageverhalten eines Fondsmanagers auf die realisierten Renditemuster ab. Vor dem Hintergrund, dass die ersten beiden Hauptkomponenten in Abhängigkeit vom Untersuchungszeitraum zwischen 50 und 70 % der Gesamtvarianz beschreiben, werden zwei Hauptkomponenten verwendet.<sup>22</sup> Eine Spezifizierung der Return-based Style-Faktoren durch handelbare Anlageklassen erfordert, die den Hedgefondsstrategien unterliegenden Assetklassen und die Handelsstrategien möglichst genau zu erfassen.

### 2. Vorüberlegungen zur Ableitung eines Asset-based Style-Modells

#### a) Spezifizierung der Assetklassen und der Handelsstrategien

Der Stil von Hedgefonds speist sich aus zwei Quellen, denen im Rahmen der Modellbildung Rechnung zu tragen ist: den Assetklassen und den Handelsstrategien. Zur Feststellung, ob die Handelsstrategien statischen oder dynamischen Charakters sind, wird wie in *Fung/Hsieh* (1997) ein Ansatz gewählt, der einer nichtparametrischen Regression ähnelt. Hierbei spielt die Erkenntnis eine Rolle, dass eine statische „Buy-and-hold“-Strategie Renditemuster generiert, die lineare Verläufe zu korrespondierenden Assetklassen aufweisen. Vice versa zeigen dynamische Handelsstrategien nichtlineare Muster.

Zur Feststellung werden die Renditen verschiedener Assetklassen und die des gleichgewichteten Distressed-Securities-Hedgefondsportfolios fünf Marktumfeldern zugeordnet, wobei „Stadium 1“ die  $T/5$  schlechtesten und „Stadium 5“ die besten Monate der jeweiligen Assetklasse beinhalten.  $T$  bezeichnet die Anzahl der insgesamt betrachteten Monate. So entspricht etwa in Abbildung 1a) das Stadium 1 den Monaten mit der schlechtesten Performance im S&P 500 und der korrespondierenden

<sup>22</sup> Gemäß *Fung/Hsieh* (2002a) wird die Durchschnittsrendite der untersuchten Hedgefonds dann verwendet, wenn die erste Hauptkomponente mehr als 50 % der Gesamtvarianz erklärt. Ist dies nicht der Fall, so werden die ersten  $k$ -Hauptkomponenten einbezogen, bis die erklärte kumulierte Varianz 50 % beträgt.

Hedgefondsperformance in diesen Monaten. Distressed-Securities-Hedgefonds erzielen im Vergleich mit dem S&P 500 in einem schlechten Marktumfeld negative Renditen. Diese sind aber (absolut gesehen) vergleichsweise gering. In besseren Marktumfeldern erzielen diese Fonds positive Renditen. Wenngleich der Verlauf in der Abbildung 1a) nicht idealtypisch dem einer Verkaufsposition in Put-Optionen entspricht, so ist er nicht-linear und deutet auf dynamische Handelsstrategien in der unterliegenden Assetklasse hin. Betrachtet man die qualitative Strategiebeschreibung dieser Fonds, so wird auf das Eintreten bestimmter Ereignisse, beispielsweise auf eine erfolgreiche Reorganisation, spekuliert. Zentrale Erfolgsfaktoren der Restrukturierungen liegen u.a. in der Verhandlung niedriger Einstiegspreise sowie dem abschließenden Exit – vielfach durch Emission neuer Stammaktien – nach erfolgter Restrukturierung. Das Risiko nicht erfolgreicher Investments ist folglich in turbulenten, fallenden Aktienmarktphasen höher.<sup>23</sup> Diese Überlegung ist konsistent mit der einer Verkaufsposition von Put-Optionen und hat Einfluss auf die Auswahl und Konstruktion des Stilfaktors, der zur Erfassung dieser Handelsstrategie heranzuziehen ist. Demnach wird die Rendite einer Optionsstrategie berechnet, die den einmal pro Monat stattfindenden Verkauf europäischer Put-Optionen auf den S&P 500 Index beinhaltet. An jedem ersten Handelstag eines Folgemonats wird die erworbene Option verkauft und eine neue Option mit gleichen Ausstattungsmerkmalen gekauft, wobei ausschließlich Out-of-the-money-Put-Optionen betrachtet werden.<sup>24</sup> Für das so konstruierte Portfolio wird die Rendite errechnet und anschließend als Risikofaktor einbezogen. Die Tatsache, dass das in Abbildung 1a) dargestellte Renditeprofil nur annähernd dem einer Verkaufsoption entspricht, deutet darauf hin, dass es weitere Faktoren gibt, die zur Erfassung des dynamischen Handelsverhaltens heranzuziehen sind.

Um weitere Faktoren aufzudecken, werden im zweiten Schritt anleihemarktbezogene Variablen betrachtet. In Anlehnung an *Fung/Hsieh* (2001) wird dazu ein Faktor für Trendfolge-Hedgefonds berücksichtigt, der „Primitive-Trend-following-Strategy“-Faktor.<sup>25</sup> Ausschlaggebend hierfür war die Überlegung, inwiefern dynamische Handelsstrategien gegenüber dem Anleihemarkt existieren.

<sup>23</sup> Vgl. Altman et al. (1999), Lhabitant (2004) und Mitchell/Pulvino (2001).

<sup>24</sup> Vgl. Agarwal/Naik (2004). Die Daten entstammen Agarwal/Naik (2004) und wurden für die vorliegende Untersuchung zur Verfügung gestellt.

<sup>25</sup> Vgl. Fung/Hsieh (2001). Die Daten finden sich unter: <http://faculty.fuqua.duke.edu/~dah7/DataLibrary/TF-FAC.xls>.

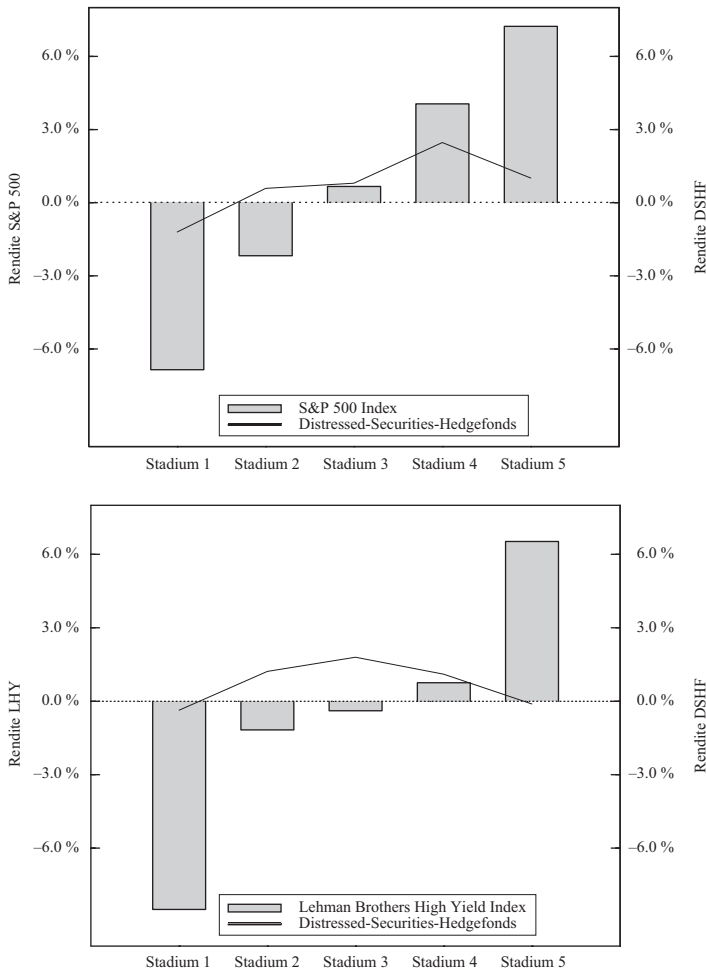


Abbildung 1: Renditeprofil dynamischer Handelsstrategie für Aktienindex (Teil a) oben und für High-Yield-Index (Teil b) unten

Obwohl ein statisches Exposure gegenüber High-Yield-Anleihen gemäß der qualitativen Strategiebeschreibung von Distressed-Securities-Hedgefonds zu vermuten ist, zeigt die Abbildung 1 ein interessantes Bild. Die Distressed-Securities-Hedgefonds weisen ein Renditeprofil auf, das dem einer Short-Straddle-Position auf den Lehman-High-Yield-Index ähnelt.<sup>26</sup> Dies

<sup>26</sup> Das Profil einer Short-Straddle-Position findet sich ebenfalls bei Zugrundelegung der Renditen anderer High-Yield-Indizes.

soll ebenfalls durch einen entsprechenden Stilfaktor berücksichtigt werden. Wie in *Fung/Hsieh* (2001) dargestellt, können die Renditen von Trendfolgestrategien mittels Portfoliorenditen von Lookback-Straddles repliziert werden.<sup>27</sup> Ein Lookback-Straddle ist eine Kombination aus einer Lookback-Call-Option und einer Lookback-Put-Option. Der Lookback-Call unterscheidet sich von einem Standard-Call darin, dass der Basispreis nicht zu Beginn, sondern am Ende der Laufzeit der Option auf das Minimum des Kurses des Underlyings während der Optionslaufzeit fixiert wird. Vice versa wird die Basis für einen Lookback-Put am Ende der Optionslaufzeit auf das Maximum des Kurses des Underlyings während der Laufzeit festgelegt. Eine Kaufposition im Straddle dient zur Erfassung des Renditeprofils, welches durch Trendfolge-Hedgefonds erzeugt wird. Das Short-Straddle-Zahlungsprofil könnte ein Hinweis für das Vorliegen von Konvergenzstrategien sein. Zusammenfassend werden damit zur Erfassung der dynamischen Handelsstrategie die Renditen des Out-of-the-money-Put-Optionsportfolio (OTMPut; vgl. Abbildung 1a)) und der „Primitive-Trend-following-Strategy“-Faktor für Anleihen (PTFSBD; vgl. Abbildung 1b)) als Risikofaktoren einbezogen.

Zur Abbildung der Assetklassen, die das statische, anleihemarktbezogene Risiko erfassen, werden der Lehman-US-High-Yield-Index Caa und US-Staatsanleihen (dreimonatige US Treasury Bills und zehnjährige US Treasury Notes) ausgewählt. Wie in *Viebig/Poddig* (2006) vorgeschlagen, orientiert sich die Auswahl an den qualitativen Beschreibungen des Investitionsfokus von Distressed-Securities-Hedgefonds. In diesem Zusammenhang kommen zur Erfassung des aktienmarktbezogenen Risikos die Renditen des S&P 500 Index und des *Fama/French*(1993)-Small-Minus-Big-(SMB)-Faktors infrage.<sup>28</sup> Zudem betrachten wir Faktoren, die sich zur Berücksichtigung Spread-Strategien eignen. Dies sind der Spread von Moody's-Baa-Unternehmensanleihen über zehnjährige US-Staatsanleihen, der Spread des Lehman-US-High-Yield-Index Caa über zehn-

<sup>27</sup> In Abgrenzung zu dem von *Merton* (1981) für Market Timer entwickelten Modell unterscheidet sich der Ansatz von *Fung/Hsieh* (2001) insofern, als nicht die generelle Richtung der Preisbewegung des Assets vorhergesagt wird, sondern „Markttrends“. Diese sind dadurch gekennzeichnet, dass sich der Preis des Assets über eine Zeitspanne dauerhaft in eine bestimmte Richtung bewegt und Preisdifferenzen positive, serielle Korrelationen aufweisen. Die eingeführte, „Primitive-Trend-following Strategy“ (PTFS) stellt auf die Differenz zwischen maximalem und minimalem Kurs eines Assets in der Periode ab. Die Zahlungsströme aus dieser Handelsstrategie lassen sich daher mittels Lookback-Optionen replizieren.

<sup>28</sup> Gemäß *Billio et al.* (2007) erlaubt der SMB-Faktor auch eine Erfassung der Liquidität. Vgl. hierzu auch *Amihud* (2002) sowie *Acharya/Pedersen* (2005).

jährige US-Staatsanleihen und jener zwischen zehnjährigen und dreimonatigen US-Staatsanleihen. In Anlehnung an *Agarwal et al. (2007b)* wurde zudem die Renditedifferenz Moody's Baa/Aaa zur Erfassung der Liquidität herangezogen.<sup>29</sup>

#### b) Korrelationen

Unter Rückgriff auf das in *Fung/Hsieh (2002a)* zur Auswahl der erklärenden Variablen verwendete Verfahren wurde die Korrelationsstruktur zwischen den Hauptkomponenten und den in Abschnitt a) genannten Variablen untersucht. Dabei zeigen sich in Absolutwerten hohe Korrelationen zwischen der ersten Hauptkomponente und dem SMB-Faktor (0.580) sowie mit den Renditen des Optionsportfolios (−0.519).

Der Spread von Moody's Baa und zehnjährigen US-Staatsanleihen sowie die Differenz von Moody's Baa über Moody's Aaa Anleihen weisen verhältnismäßig geringe Korrelationen mit der ersten Hauptkomponente auf. Die zweite Hauptkomponente weist absolut gesehen hohe Korrelationen mit den Renditen des High-Yield-Index, des zugehörigen Spread-Faktors und des Primitive-Trend-following-Strategy-(PTFSBD-)Faktors auf. Hingegen findet sich eine nur schwache Korrelation mit aktienmarktbezogenen Faktoren (z.B. 0.035 mit dem S&P).

### 3. Asset-based Style-Faktorenmodell

#### a) Hauptkomponenten

Der Return-based Style-Faktor der untersuchten Hedgefondsstrategie wird durch die Linearkombination der ersten und zweiten Hauptkomponente approximiert. Um ökonomische Interpretationen zu ermöglichen, ist es nötig, die Assetklassen und dynamische Handelsstrategien möglichst genau abzubilden. Bei der Variablenselektion wurde kausalen Überlegungen der Vorrang gegenüber einer rein auf statistischen Kriterien basierenden Auswahl, z.B. einer Stepwise Regression, gegeben.<sup>30</sup>

<sup>29</sup> Vgl. *Agarwal et al. (2007b)*. Der Spread ist sensitiv gegenüber turbulenten Marktphasen und sollte sich daher ausweiten, wenn in schwierigen Marktumfeldern die Liquidität abnimmt.

<sup>30</sup> Vgl. zur Begründung sowie zur Abwägung von Vor- und Nachteilen beider Vorgehensweisen auch *Amenc et al. (2003)* und *Fung/Hsieh (2004)*.

Maßgeblich für die Variablenselektion sind die in Abschnitt 2b) ermittelten Korrelationen zwischen den in Abschnitt 2a) eingeführten Variablen und den Hauptkomponenten. Die Modellgleichung ist allgemein durch

$$(1) \quad R_{PCk_t} = \alpha + \sum_{i=1}^I b_i (R_{it} - R_{Ft}) + u_t$$

gegeben.<sup>31</sup> Obwohl hohe Korrelationen zwischen der ersten Hauptkomponente und den Renditen des S&P 500 Index sowie den anleihemarktorientierten Variablen bestehen, sind diese in einer gemeinsamen Regression mit dem OTMPut-Faktor statistisch insignifikant. Der OTMPut-Faktor ist zur Erfassung des dynamischen Anlageverhaltens essenziell; eine Nichtberücksichtigung führt zu einer erheblichen Reduktion des adjustierten Bestimmtheitsmaßes. Aus diesem Grund wurde der OTMPut-Faktor ausgewählt. Des Weiteren wird der SMB-Faktor als Regressor einbezogen.

Für die zweite Hauptkomponente kann das lineare Exposure durch den Spread des Lehman-US-High-Yield-Index Caa über zehnjährige US-Staatsanleihen (SpreadLHYCaa) erfasst werden. Wie gezeigt, bestehen dynamische Handelsstrategien gegenüber dem Anleihemarkt. Die hieraus resultierenden Nichtlinearitäten können durch den PTFSBD-Faktor berücksichtigt werden. Für beide Komponenten bestätigt der  $p$ -Wert der RESET-Statistik die gewählte Funktionsform.<sup>32</sup> Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der Schätzungen.

In Kursivschrift sind die korrespondierenden Standardfehler aufgeführt, wobei nach *Newey/West* (1987) zum Lag sechs geschätzt wird, um für Heteroskedastizität und Autokorrelation in den Störtermen zu korrigieren.<sup>33</sup> Es sind statistisch signifikante Koeffizientenwerte zu

<sup>31</sup> Hierbei wird die  $k$ -te Hauptkomponente durch  $R_{PCk}$  repräsentiert. Die Überschussrenditen ( $R_{it} - R_{Ft}$ ) werden als Regressoren in das Modell aufgenommen. Die risikolose Rendite im Zeitpunkt  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) ist durch  $R_{Ft}$  gegeben, und  $R_{it}$  ist die Rendite des  $i$ -ten Risikofaktors, der die Handelsstrategie oder die Assetklasse repräsentieren kann. Der Achsenabschnitt wird durch  $\alpha$  und der Fehlerterm durch  $u_t$  zum Ausdruck gebracht.

<sup>32</sup> Der RESET-Test (Regression Specification Error Test nach *Ramsey* (1969)) prüft als allgemeiner Test auf Spezifikationsfehler, wie z.B. eine falsche Funktionsform. Für die erste und zweite Hauptkomponente liegt der  $p$ -Wert der RESET-Statistik bei 0.66 bzw. 0.24.

<sup>33</sup> Vgl. *Strömqvist* (2008), *Fung et al.* (2008) oder *Naik et al.* (2007) für die Auswahl der Lag-Länge. Die Ergebnisse sind gegenüber einer Erweiterung des Variablensets, z.B. durch den risikolosen Zinssatz, robust.

*Tabelle 2*  
**Ergebnisse – Hauptkomponenten**

	PC1	PC2
Alpha	–0.0070 0.0145	–0.0111 0.0165
OTMPut	–0.0647*** 0.0116	
SMB	1.0489*** 0.1505	
SpreadLHYCaa		0.4657* 0.2457
PTFSBD		0.4065*** 0.1336
Adj. $R^2$	0.4467	0.2434

Die Signifikanzniveaus sind: \* = 10 %-Level, \*\* = 5 %-Level, und  
 \*\*\* = 1 %-Level.

verzeichnen. Das adjustierte Bestimmtheitsmaß (Adj.  $R^2$ ) liegt bei 45 % und 24 %. Die erste Hauptkomponente wird damit primär durch aktienmarkt- und die zweite durch anleihemarktorientierte Variablen erklärt.

#### b) Gesamtmodell

Die Stilfaktoren für die erste und die zweite Hauptkomponente werden zur Formulierung des Gesamtmodells herangezogen. Eine Betrachtung der Durchschnittsrendite über alle Distressed-Securities-Hedgefonds gewährt Einblicke in die Komposition dieser Hedgefondsstrategie.<sup>34</sup> Modell (1) in Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Koeffizientenschätzung für das ABS-Gesamtmodell. Es finden sich Exposures gegenüber sämtlichen Risikofaktoren. Das Vorzeichen des SMB-Faktors signalisiert ein

<sup>34</sup> Wie in *Fung/Hsieh* (2002a) wird zunächst die Durchschnittsrendite über alle Hedgefonds auf die beiden Hauptkomponenten regressiert. Die entsprechenden Koeffizienten werden zur Skalierung der aktien- und anleihemarktbezogenen Faktoren verwendet.



*Tabelle 3*  
**Ergebnisse – Gesamtmodell**

	(1)	(2)	(3)	(4)
Alpha	0.0107*** <i>0.0027</i>	0.0024 <i>0.0118</i>	0.0112*** <i>0.0027</i>	0.0014 <i>0.0105</i>
SMB	0.1376*** <i>0.0284</i>	0.1382*** <i>0.0253</i>	0.1184** <i>0.0445</i>	0.1169*** <i>0.0420</i>
OTMPut	-0.0084*** <i>0.0017</i>	-0.0082*** <i>0.0017</i>	-0.0084*** <i>0.0015</i>	-0.0082*** <i>0.0015</i>
SpreadLHYCaa	0.1100*** <i>0.0284</i>	0.1077*** <i>0.0263</i>	0.1153*** <i>0.0303</i>	0.1132*** <i>0.0279</i>
PTFSBD	-0.0448*** <i>0.0125</i>	-0.0462*** <i>0.0134</i>	-0.0456*** <i>0.0125</i>	-0.0474*** <i>0.0123</i>
SpreadBaaAaa		1.0513 <i>1.5522</i>		1.2506 <i>1.3602</i>
<i>Pastor/Stambaugh</i> (2003)-Faktor			0.0248 <i>0.0176</i>	0.0278 <i>0.0255</i>
Adj. $R^2$	0.7247	0.7227	0.7257	0.7255

(1): ABS-Modellstruktur; (2): ABS-Modellstruktur + Spread Moody's Baa/Aaa; (3): ABS-Modellstruktur + *Pastor/Stambaugh* (2003)-Liquiditätsfaktor; (4): ABS-Modellstruktur + Spread Moody's Baa/Aaa + *Pastor/Stambaugh* (2003)-Liquiditätsfaktor. Die Signifikanzniveaus sind: \* = 10%-Level, \*\* = 5%-Level und \*\*\* = 1%-Level.

positives Exposure gegenüber Unternehmen mit geringer Marktkapitalisierung. Das negative Vorzeichen des OTMPut-Faktors ist konsistent mit der Feststellung, dass die Renditen der Distressed-Securities-Hedgefonds einer Verkaufsposition in Index-Put-Optionen ähneln. Das positive Vorzeichen des SpreadLHYCaa-Faktors zeigt an, dass Kaufpositionen in Hochzinsanleihen bei gleichzeitigen Verkaufspositionen in US-Staatsanleihen bestehen. Das adjustierte Bestimmtheitsmaß für das Gesamtmodell beträgt 72.47%. Der  $p$ -Wert der zugehörigen RESET-Statistik (0.27) bestätigt die gewählte Funktionsform. Die Werte für den Variance-Inflation-Faktor (VIF) liegen zwischen 1.048 und 1.202 und damit deutlich außerhalb des Bereichs kritischer Multikollinearität. Die Standardfehler finden sich in Kursivschrift in Tabelle 3 und sind *Newey/West* (1987) zum Lag sechs geschätzt.

Ein Modellvergleich verdeutlicht die Vorteilhaftigkeit der vorgeschlagenen Struktur gegenüber den gängigen Modellen zur Performancemesung und zeigt auch die Notwendigkeit, Faktoren aufzunehmen, die in der Lage sind, die Nichtlinearitäten dieser Hedgefondsstrategie zu erfassen.<sup>35</sup> In diesem Zusammenhang wurden insbesondere auch Liquiditätsaspekte detailliert untersucht (Vgl. (2) bis (4) in Tabelle 3). So wurden der Spread Moody's Baa über Moody's Aaa Unternehmensanleihen (SpreadBaaAaa) und das Liquiditätsmaß nach *Pastor/Stambaugh* (2003) der ABS-Modellstruktur hinzugefügt.<sup>36</sup> Das adjustierte Bestimmtheitsmaß des Gesamtmodells bleibt durch Berücksichtigung dieser Faktoren nahezu unverändert; die Faktoren sind statistisch insignifikant.

Auch die Stabilität der ABS-Modellstruktur (Gesamtmodell (1)) wurde untersucht. Da keine gesicherten Erkenntnisse über potenzielle Zeitpunkte eines Strukturbruchs vorliegen, wurden Verfahren verwendet, die weder Informationen bezüglich der genauen Zeitpunkte noch der Anzahl möglicher Strukturbrüche erfordern.<sup>37</sup> Neben dem Standard-CUSUM-Test nach *Brown et al.* (1975) wurde der von *Ploberger/Krämer* (1992) vorgeschlagene OLS-CUSUM-Test herangezogen, der besonders gegenüber frühen und späten Brüchen empfindlich ist.<sup>38</sup>

Sofern die Teststatistik eine zu große Abweichung vom idealtypischen Verlauf aufweist bzw. das Konfidenzband – hier bei einem Konfidenzniveau von 95 % – durchbricht, ist die Nullhypothese stabiler Parameter

<sup>35</sup> Das adjustierte Bestimmtheitsmaß liegt für das CAPM bei etwa 37 %, für das 3-Faktorenmodell nach *Fama/French* (1996) bei 55 % sowie für das 4-Faktorenmodell nach *Carhart* (1997) bei 54 %; hierbei bleiben HML- und Momentum-Faktor statistisch insignifikant. Das 7-Faktorenmodell gemäß *Fung/Hsieh* (2004) liefert ein adjustiertes Bestimmtheitsmaß von 64 %. Zudem wurde das in *Kat/Lu* (2002) beschriebene Verfahren zur Korrektur der Autokorrelation erster Ordnung eingesetzt. Unsere Ergebnisse sind hierzu robust. Diese Resultate sind auf Anfrage verfügbar.

<sup>36</sup> Vgl. *Agarwal et al.* (2007b, 2008) und *Fung/Hsieh* (2008). Der Spread Moody's Baa über Moody's Aaa wird u. a. in *Agarwal et al.* (2007b) zur Erfassung der Liquidität des Anleihemarkts verwendet.

<sup>37</sup> *Fung et al.* (2008) verwenden den Strukturbruchtest nach *Chow* (1960), wobei drei Teilperioden definiert werden, zu deren Bestimmung jeweils bedeutsame Einschnitte an den Finanzmärkten herangezogen werden. Die zweite Teilperiode ist vergleichbar mit der in dieser Studie verwendeten Zeitspanne. Nur in dieser Zeitspanne ist im Durchschnitt ein positives und statistisch signifikantes Alpha zu verzeichnen.

<sup>38</sup> Vgl. *Zeileis* (2004). Sollten Brüche vorliegen, so ist zu vermuten, dass diese vor allem im ersten oder letzten Viertel des Untersuchungshorizonts auftreten und mit besonderen Ereignissen an den Kapitalmärkten (Russland-Krise im August 1998, 11. September 2001) einhergehen. Vgl. *Fung et al.* (2008).

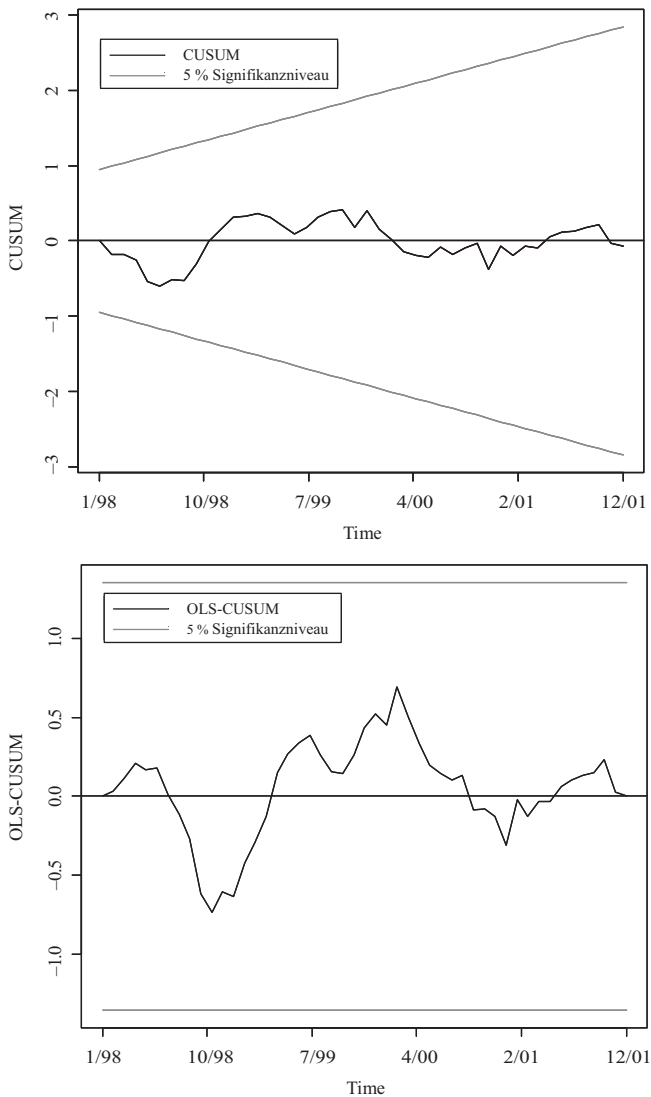


Abbildung 2: Ergebnis CUSUM-Test (Teil a) oben)  
und OLS-CUSUM-Test (Teil b) unten)

abzulehnen. Wie aus Abbildung 2 hervorgeht, bewegen sich der CUSUM-Prozess (Abbildung 2a)) und der OLS-basierte CUSUM-Prozess (Abbildung 2b)) innerhalb der Bandbreiten, durchbrechen jedoch nicht die Grenzen. Demgemäß sind keine Strukturbrüche feststellbar.

Um weitere Einblicke in die zeitliche Entwicklung der Koeffizienten und des Achsenabschnitts zu geben, wird eine gleitende Schätzung vorgenommen. Für das Set der Risikofaktoren werden Regressionen mithilfe rollierender Zeitfenster geschätzt. In Anlehnung an *Naik et al. (2007)* wird die Analyse unter Verwendung von 12-Monats-Intervallen für den Zeitraum durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Abbildung 3 dargestellt.

Der SMB-Faktor (Abbildung 3a)) weist im ersten Quartal 1999 lokale Spitzen auf, die im Analysezeitraum zum Teil stark abfallen. Das positive Vorzeichen von Anfang des Jahres 2000 bis zum Ende des Untersuchungszeitraums zeigt, dass ein stabiles und statistisch signifikantes Exposure gegenüber Unternehmen mit niedriger Marktkapitalisierung besteht. Gleichzeitig liegen Verkaufspositionen gegenüber Unternehmen mit hoher Marktkapitalisierung vor. Nach dem Krisenjahr 1998 erfolgt der Ausbau von Positionen in Hochzinsanleihen (Abbildung 3b)). Die Koeffizientenwerte sind statistisch signifikant. Die deutliche Reduktion der Ausprägungen des Spread-Faktors zu Beginn des Jahres 2000 liefert Hinweise darauf, dass im Zuge des Platzens der New-Economy-Blase eine Flucht in sichere Staatsanleihen stattfand. Gegen Ende des Analysezeitraums tendiert das Verhältnis von Anleihe- zu SMB-Faktor zu einem Überwiegen des SMB-Faktors bei Reduktion der Variable, die das anleihebezogene Risiko erfasst. Das Vorzeichen des Anleihefaktors ist hierbei stets positiv. Die statistisch signifikanten Ladungen der beiden Faktoren unterliegen keinen bedeutenden Schwankungen mehr.

Die zur Abbildung der Handelsstrategie einbezogenen OTMPut- und PTFSBD-Faktoren (Abbildung 3c) und 3d)) weisen zwischen Januar 1999 und September 2000 zum Teil deutliche Ladungen auf. Das negative Vorzeichen des OTMPut-Faktors über den Untersuchungszeitraum spiegelt dabei das bereits zuvor identifizierte Profil einer Verkaufsposition auf den S&P 500 Index wider. Es zeichnet sich ab, dass turbulente Marktphasen zu einem Absinken des Koeffizientenwertes des OTMPut-Faktors führten. Das Vorzeichen der Ausprägungen des PTFSBD-Faktors ist über einen Großteil der Untersuchungsperiode negativ und bestätigt das zuvor aufgespürte Renditeprofil der Distressed-Securities-Hedgefonds, das einer Short-Straddle-Position auf den High-Yield-Index entspricht. Innerhalb des Betrachtungszeitraums können für ein kurzes Intervall auch positive Werte für den PTFSBD-Faktor beobachtet werden, die signalisieren, dass um die Mitte des Jahres 2000 die Marktentwicklung richtig antizipiert wurde. Die positiven Koeffizientenausprägungen indizieren hierbei eine Bewegung von einer konvergenz- zu einer trendfolgeorientierten Strategie.

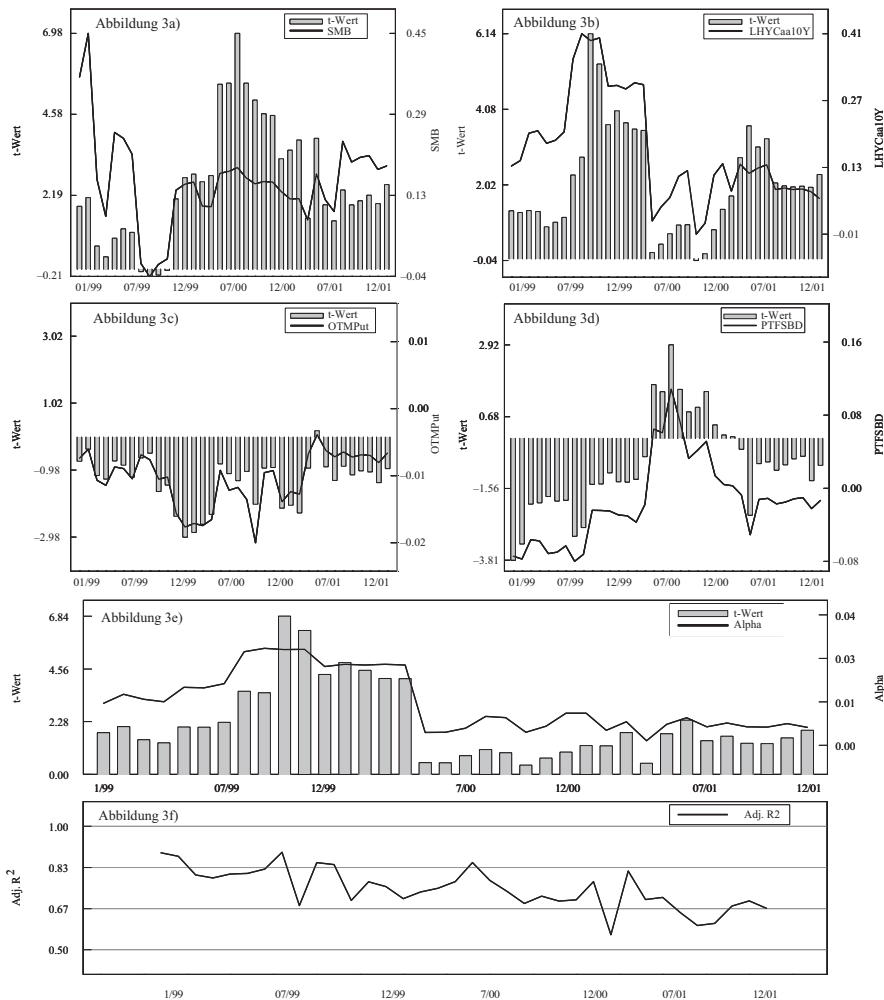


Abbildung 3: Zeitlicher Verlauf Koeffizienten, Alpha, Adjustiertes  $R^2$

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß beträgt im Gesamtzeitraum etwa 72%. Die zeitliche Entwicklung desselbigen wird aus der Abbildung 3f) deutlich. Über den Großteil des Untersuchungszeitraums sind für das Gesamtmodell positive und statistisch signifikante Alpha-Werte (Abbildung 3e)) zu verzeichnen. Die Alpha-Werte erscheinen abhängig von Marktphasen und sind in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums besonders ausgeprägt, fallen dann jedoch deutlich ab. Blickt man auf den Gesamtzeitraum, so wird für den durchschnittlichen Distressed-Se-

curities-Hedgefonds ein Alpha von monatlich 1.07 % ermittelt (auf Basis des Gesamtmodells (1) in Tabelle 3). Vor dem Hintergrund der Resultate der gleitenden Schätzung, eines deutlichen Rückgangs der Alpha-Werte im Zeitablauf, scheint die auf dem Gesamtzeitraum basierende Alpha-Schätzung im Wesentlichen der Hausse-Phase bis Anfang 2000 geschuldet zu sein. Diese Vermutung legt das Schaubild 3e) nahe.<sup>39</sup> Der Befund abnehmender Achsenabschnitte deckt sich auch mit Studienergebnissen neueren Datums. So zeigen *Fung et al.* (2008) anhand von Hedgefonds-Funds-of-Funds, dass in zurückliegenden Marktphasen das Alpha signifikant abgenommen hat. Nur für ein kurzes Intervall von 1998 bis 2000 lässt sich nach *Fung et al.* (2008) ein positives, statistisch signifikantes Alpha dokumentieren. Über den Untersuchungszeitraum war gleichsam ein starker Anstieg des in Hedgefonds investierten Kapitals zu verzeichnen. Die Beobachtung, dass hohe Kapitalzuflüsse das zukünftige Absinken des durchschnittlichen Funds-of-Funds-Alpha ankündigen, führt zu der Schlussfolgerung, dass Kapazitätsgrenzen in der Hedgefondsindustrie bestehen.<sup>40</sup>

### c) Out-of-sample- und Indexanalyse

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse einer Out-of-sample-Untersuchung unterzogen. Dazu werden die zuvor bestimmten Faktoren und entsprechende Koeffizientenschätzungen der ABS-Modellstruktur (Gesamtmodell (1) in Tabelle 3) herangezogen. Der Großteil der bestehenden Datenbasis (ungefähr 70 %) beruht auf der TASS-Datenbank. Da für das Intervall vom 01.01.2002 bis 01.01.2006 keine Einzelfondsdaten zur Verfügung stehen, greifen wir auf die Renditen des Credit-Suisse/TASS-Distressed-Securities-Index für dieses vierjährige Zeitfenster zurück. Obwohl statistische Verzerrungen für die von Datenbankanbietern bereitgestellten Indizes existieren und diese Indizes vielfach nicht investierbar sind,<sup>41</sup> erlaubt dieser Referenzindex dennoch

<sup>39</sup> Da, kontrolliert für systematische Risiken, der Value Added eines durchschnittlichen Distressed-Securities-Hedgefondsmanagers in erster Linie in der Hausse-Phase zu beobachten ist, könnte sich für institutionelle Anleger die Frage nach der Berechtigung einer Investition in Distressed-Securities-Hedgefonds stellen. Dies gilt umso mehr angesichts der, relativ betrachtet, schwachen Performance im schlechten Marktumfeld.

<sup>40</sup> Vgl. *Fung et al.* (2008), die so die theoretischen Ergebnisse in *Berk/Green* (2004) für Hedgefonds-Funds-of-Funds empirisch bestätigen.

<sup>41</sup> Für die hier betrachtete Strategieguppe Distressed Securities wird von den gängigen Hedgefonds-Indizes-Anbietern kein investierbarer Index berechnet.

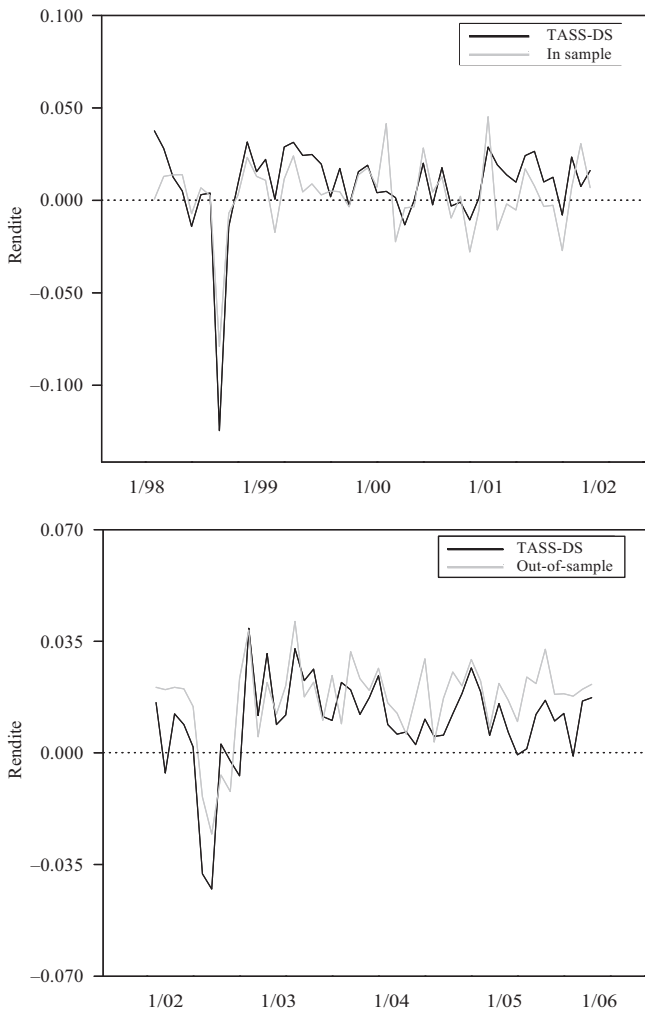


Abbildung 4: Credit-Suisse/TASS-Distressed-Securities-Strategieindex  
(Teil a) oben: in sample, Teil b) unten: out of sample)

eine Beurteilung der Entwicklung dieser Strategiegruppe. Die Abbildung 4a) gibt zunächst die Ergebnisse der In-sample-Analyse wieder. Ausgehend von der ABS-Modellstruktur und den In-sample-Parameterschätzungen wird die tatsächliche Performance des TASS-Strategieindex (TASS-DS) zwischen den Jahren 1998 und 2002 der Performance des replizierenden Portfolios („gefittete“ Indexperformance) gegenüber-

gestellt.<sup>42</sup> Die Out-of-sample-Betrachtung findet sich in der Abbildung 4b). Hierbei wurden die in sample ermittelten Koeffizientenschätzungen unter Berücksichtigung der Ausprägungen der Regressoren im Out-of-sample-Intervall zu einem Vorhersagewert verdichtet und der Performance des Credit-Suisse/TASS-Distressed-Securities-Strategieindex gegenübergestellt. Für den überwiegenden Teil des Out-of-sample-Zeitraums besteht eine weitestgehend gleichgerichtete Bewegung von Vorhersage- und Indexwert. Die ABS-Modellstruktur liefert eine verhältnismäßig gute Approximation für die Renditeentwicklung des Referenzindex. Die Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen beträgt 76%.<sup>43</sup>

#### d) Ergebnisse auf Fondsebene

Im Rahmen der Untersuchung auf Einzelfondsebene wird u.a. bestimmt, ob Fondsmanager ein positives Alpha generieren und ein Exposure gegenüber den festgelegten vier Risikofaktoren aufweisen. Tabelle 4 zeigt deskriptive Statistiken zum Alpha, zu den vier Risikofaktoren, sowie zum adjustierten Bestimmtheitsmaß, die über alle 93 Fonds ermittelt wurden.<sup>44</sup> Die Schätzungen werden hierbei unter Zugrundelegung des vollständigen Untersuchungsintervalls ermittelt. Die Zelleneinträge der Tabelle 4 beziehen sich auf die statistisch signifikanten Koeffizientenausprägungen, während sich die Werte in den Klammern auf die Gesamtheit aller Ausprägungen beziehen – unabhängig vom Kriterium der statistischen Signifikanz. Der Wert in Spalte 2 gibt den Anteil der statistisch signifikanten Koeffizientenausprägungen an. In gut zwei Drittel jener Fälle, in denen ein statistisch signifikantes Alpha beobachtbar ist, ist dieses positiv. Das adjustierte Bestimmtheitsmaß liegt bei durchschnittlich 39,5%; bei einem Median von 38,2% und einem Maximum

<sup>42</sup> Die zwischen beiden Zeitreihen in sample zu beobachtende Korrelation ist positiv und beträgt 75%.

<sup>43</sup> *Fung/Hsieh* (2007) oder auch *Agarwal/Naik* (2004) führen ähnliche Untersuchungen durch. Als Referenzindex verwenden *Agarwal/Naik* (2004) Strategieindizes, *Fung/Hsieh* (2007) betrachten hingegen den Hedge-Fund-Research-(HFR-)Index. In Abhängigkeit vom gewählten Zeitfenster finden sich zwischen Vorhersage- und Indexwert Korrelationen zwischen 85% und 97%. Die geringere Korrelation im vorliegenden Fall könnte eine Folge der Indexkonstruktion sein. Im Gegensatz zu den gleichgewichteten HFR-Indizes ist der verwendete Credit-Suisse/TASS-Index asset-weighted. Vgl. hierzu auch *Fung/Hsieh* (2004).

<sup>44</sup> Im Rahmen der Koeffizientenschätzung kam stets der HAC-Schätzer von *Newey/West* (1987) mit sechs Lags zum Einsatz. Die Ergebnisse auf Einzelfondsbasis sind auf Anfrage verfügbar.



Tabelle 4

**Ergebnisse – Einzelfondsebene ABS-Modellstruktur**

	Anteil	Minimum	Maximum	Mittelwert	Median	STD
Alpha	0.753	0.008 (–0.009)	0.081 (0.081)	0.017 (0.014)	0.012 (0.011)	0.012 (0.012)
SMB	0.634	–0.126 (–0.126)	1.699 (1.699)	0.175 (0.132)	0.096 (0.075)	0.252 (0.213)
OTMPut	0.538	–0.067 (–0.067)	–0.002 (0.002)	–0.013 (–0.008)	–0.009 (–0.005)	0.012 (0.010)
SpreadLHYCaa	0.548	–0.324 (–0.334)	1.134 (1.134)	0.182 (0.104)	0.143 (0.066)	0.225 (0.196)
PTFSBD	0.667	–0.192 (–0.192)	–0.011 (0.076)	–0.058 (–0.046)	–0.043 (–0.027)	0.046 (0.049)
Adj. $R^2$		0.015	0.686	0.395	0.382	0.156

von 68,6 %.<sup>45</sup> Die Vorzeichen der Koeffizienten bestätigen, dass die Renditen von Distressed-Securities-Hedgefonds optionsprofilartige Verläufe aufweisen. Für die untersuchten Hedgefonds sind negative Vorzeichen für den OTMPut- und den PTFSBD-Faktor beobachtbar. Relativ betrachtet, besitzt der PTFSBD-Risikofaktor die größte Bedeutung. Der Anteil statistisch signifikanter Ausprägungen für diesen Faktor liegt bei 67 %.

Wenngleich die Analyse bereits Einblicke hinsichtlich Koeffizienten, Alpha und adjustiertem Bestimmtheitsmaß auf der Ebene einzelner Fonds gewährt, sollen nachfolgend für das Set der Risikofaktoren auch Regressionen mithilfe rollierender Zeitfenster auf Einzelfondsebene geschätzt werden. Die statische Betrachtung des Gesamtzeitraums soll so um eine dynamische Sichtweise erweitert werden. In Anlehnung an *Naik et al. (2007)* und das für die Untersuchung der Durchschnittsrendite über alle Distressed-Securities-Hedgefonds gewählte Vorgehen erfolgt eine Verwendung von 12-Monats-Intervallen. Das Schaubild 5 zeigt die Ergebnisse. Die einzelnen Grafiken dokumentieren die zeitliche Entwick-

<sup>45</sup> In einem Vergleich mit gängigen Modellen zur Performancemessung wird die Überlegenheit der vorgeschlagenen Modellstruktur auch auf Einzelfondsebene sichtbar: So liegt der Median des adjustierten Bestimmtheitsmaßes für das 3-Faktorenmodell nach *Fama/French (1993)* und für das 4-Faktorenmodell nach *Carhart (1997)* bei circa 22 bzw. 20 %. Diese Ergebnisse sind auf Anfrage verfügbar.

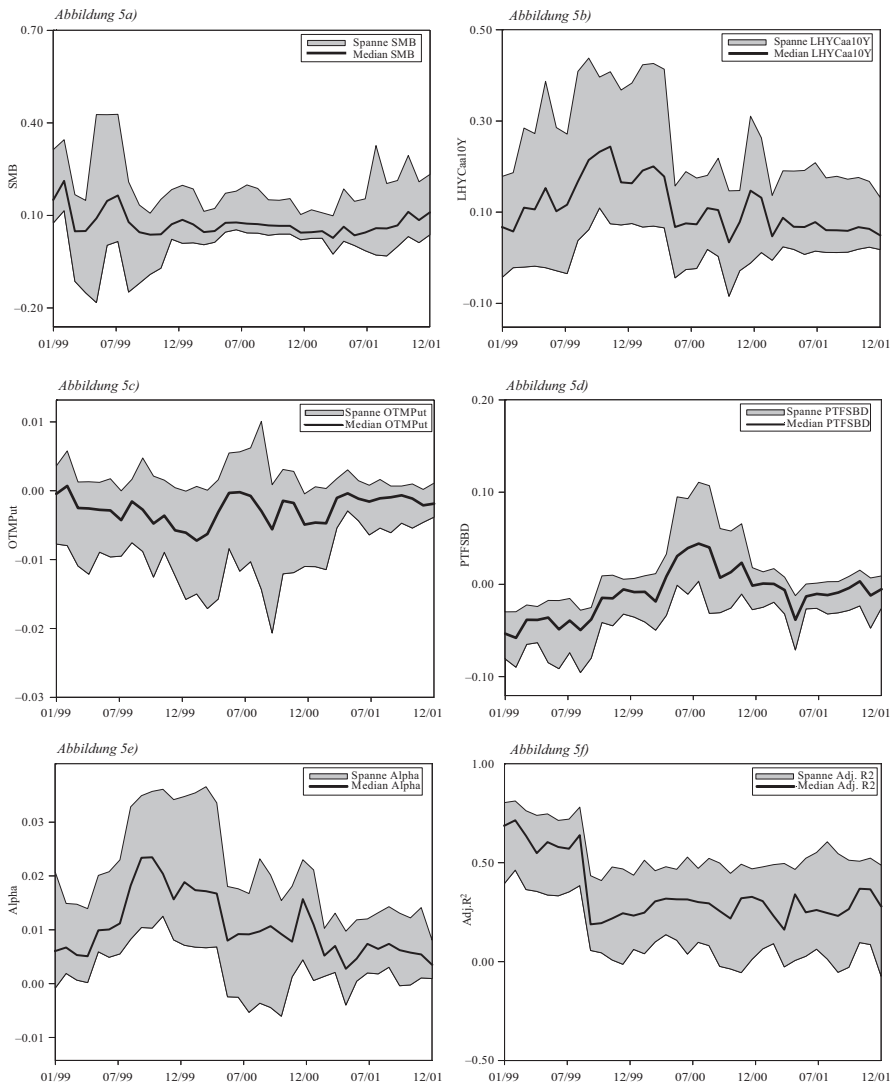


Abbildung 5: Zeitlicher Verlauf Koeffizienten, Alpha, Adjustiertes  $R^2$  auf Einzelfondsebene

lung der Koeffizienten eines Risikofaktors, des Achsenabschnitts sowie des adjustierten Bestimmtheitsmaßes für alle Fonds. Der grau unterlegte Bereich verdeutlicht dabei die Spanne (25%- und 75%-Quantil) der Koeffizientenschätzungen über alle 93 Distressed-Securities-Hedgefonds

und visualisiert den Einfluss eines Faktors über alle Fonds.<sup>46</sup> Zudem wurde der Median der Ausprägungen abgebildet. Erkennbar ist beispielsweise, dass der SMB-Faktor (Abbildung 5a)) über den Zeitraum hinweg positive Werte aufweist, was auf ein stabiles Exposure gegenüber Unternehmen mit geringer Marktkapitalisierung hindeutet. Dies bestätigt die Ergebnisse der Analyse der Durchschnittsrendite über alle Distressed-Securities-Hedgefonds.

Die Abbildung 5b) gibt die zeitliche Entwicklung des Anleihefaktors für alle Distressed-Securities-Hedgefonds wieder. Insgesamt ist ein positives Vorzeichen zu dokumentieren, wobei im ersten Drittel eine deutliche Spannweite zu beobachten ist. Die klare Reduktion der Werte des Spread-Faktors um den Anfang des Jahres 2000 indiziert eine Orientierung von Hochzinsanleihen zu sicheren Staatsanleihen.

Die Sensitivität gegenüber dem OTMPut-Faktor (Abbildung 5c)) bewegt sich in einem relativ engen Intervall, wobei ein negatives Vorzeichen dominiert. Dies bestätigt auch auf Einzelfondsebene das zuvor identifizierte Profil einer Verkaufsposition auf den S&P 500 Index. Auch die zweite Variable, die zur Abbildung dynamischer Handelsstrategien dient, der PTFSBD-Faktor (Abbildung 5d)), weist ein negatives Vorzeichen im zugrunde gelegten Zeitraum auf und bestätigt so das aufgespürte Renditeprofil der Distressed-Securities-Hedgefonds, das einer Short-Straddle-Position auf den High-Yield-Index entspricht. Die Divergenz der Koeffizienten im Zeitablauf zwischen den einzelnen Fonds ist in diesem Fall gering. Das adjustierte Bestimmtheitsmaß (Abbildung 5f)) ist im ersten Drittel des Untersuchungszeitraums besonders hoch. Der Median der Ausprägungen über alle Fonds unterliegt dann nach einem Rückgang geringen Schwankungen und beträgt über das Gesamtintervall durchschnittlich 35 %. Eine Betrachtung der zeitlichen Entwicklung des Achsenabschnitts (Abbildung 5e)) für alle Distressed-Securities-Hedgefonds verdeutlicht erneut, dass dieser über die Zeit abnimmt und von Marktphasen abhängt. Die mittels rollierender Zeitfenster geschätzten Alpha-Werte wurden auch im Rahmen einer Untersuchung der Performancepersistenz näher analysiert. Hier kann kurzfristige Persistenz beobachtet werden, die sich mit der Periodenlänge jedoch deutlich abschwächt.<sup>47</sup>

---

<sup>46</sup> Hieraus folgt, dass die Werte für die abgebildeten Ober- und Untergrenzen sich auf unterschiedliche Distressed-Securities-Hedgefonds beziehen können.

<sup>47</sup> Die Ergebnisse dieser Analyse sind auf Anfrage verfügbar.

## VI. Schlussfolgerungen

In dieser Arbeit wurden die Renditen von Distressed-Securities-Hedgefonds einer Hauptkomponenten- und Stilanalyse unterzogen. Mithilfe der Hauptkomponentenanalyse wurden gemeinsame Risikoquellen der Distressed-Securities-Hedgefonds identifiziert. Hierbei sind die ersten beiden Hauptkomponenten in der Lage, die Renditestruktur von Distressed-Securities-Hedgefonds im Zeitablauf zu beschreiben. Die erste Komponente erfasst primär das aktienmarkt- und die zweite Komponente das anleihemarktbezogene Risiko der Distressed-Securities-Hedgefonds.

Die Renditen von Distressed-Securities-Hedgefonds weisen nicht-lineare Verläufe auf, die insbesondere durch dynamische Handelsstrategien bedingt sind. Das Renditeprofil von Distressed-Securities-Hedgefonds ähnelt einer Short-Put-Position auf einen Aktienindex und einer Short-Straddle-Position auf einen Anleiheindex. Im Rahmen eines Asset-based Style-Modells ist es möglich, 72 % der Renditestruktur zu erklären. Das vorgeschlagene Modell erfasst gleichermaßen die markt- und strategiespezifischen Risiken dieser Hedgefondsstrategie. Die beschriebenen Nichtlinearitäten lassen sich hierbei durch die Renditen zweier Optionsportfolios berücksichtigen. Als weitere Risikofaktoren werden der Size-Faktor nach *Fama/French* (1993) und ein Spread-Faktor, der die Renditedifferenz eines High-Yield-Anleiheindex über zehnjährige US-Staatsanleihen wiedergibt, herangezogen. Für die Identifikation von Alpha ist eine möglichst genaue und vollständige Identifikation der systematischen Komponente (Beta) notwendig. Modellvergleiche sowohl auf Basis der durchschnittlichen Strategierendite als auch auf Einzelfondsbasis belegen, dass herkömmliche Modelle zur Performancemessung nicht geeignet sind, die Nichtlinearitäten der Hedgefondsrenditen zu erfassen. Um die Rendite möglichst genau replizieren zu können, ist es notwendig, Faktoren zu integrieren, die in der Lage sind, diese Besonderheiten abzubilden, wobei ein enger Bezug zum tatsächlichen Anlage- und Managementstil der Hedgefondsstrategie bestehen muss.

Da die gewählten Risikofaktoren allesamt auf handelbaren Anlagen und deren Derivaten basieren, kann eine Nachbildung der Performanceeigenschaften auch über längere Historien hinweg erreicht und Transparenz gewährleistet werden. Die Analyse und Feststellung der maßgeblichen Risikofaktoren kann Einblick in die zeitliche Entwicklung des Risikoprofils der Hedgefondsstrategie gewähren. Für Aufsichtsbehörden sind diesbezügliche Informationen wichtig, um das generelle Verständnis

für die Charakteristika dieser Hedgefondskategorie zu erhöhen und ein Monitoring zu ermöglichen.<sup>48, 49</sup> Für Investoren ist ein möglichst genaues Wissen um die Risikoquellen bedeutsam, um die risikoadjustierte Performance einzelner Distressed-Securities-Hedgefonds beurteilen und eine optimale Assetallokation umsetzen zu können. Auf Einzelfondsbasis kann weiterhin festgestellt werden, ob ein Fondsmanager im Zeitablauf vom deklarierten Anlageverhalten abweicht.

Die Schätzwerte für die risikoadjustierte Performance können als weiterer Ausgangspunkt für Querschnittsanalysen dienen. Der Einfluss fonds-spezifischer Merkmale, wie z.B. Alter, Fondsvolumen, Leverage, High-Watermark oder Lock-up-Periode, auf die Generierung von Alpha könnte so für die vorgestellte Hedgefondsstrategie näher untersucht werden.

### Literatur

Acharya, V./Pedersen, L. (2005): Asset Pricing with Liquidity Risk, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, S. 375–410. – Ackermann, C./McEnally, R./Ravenscraft, D. (1999): The Performance of Hedge Funds: Risk, Return and Incentives, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, S. 833–874. – Agarwal, V./Naik, N. (2004): Risks and Portfolio Decisions Involving Hedge Funds, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 17, S. 63–98. – Agarwal, V./Daniel, N./Naik, N. (2007a): Role of Managerial Incentives, Flexibility, and Ability: Evidence from Performance and Money Flows in Hedge Funds, Working Paper, Georgia State University and London Business School. – Agarwal, V./Fung, W./Loon, Y./Naik, N. (2007b): Risk and Return in Convertible Arbitrage: Evidence from the Convertible Bond Market, Working Paper, Georgia State University and London Business School. – Agarwal, V./Boyson, N./Naik, N. (2008): Hedge Funds for Retail Investors? An Examination of Hedged Mutual Funds, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forth-

<sup>48</sup> Ein Monitoring kann z.B. darin bestehen, das Exposure der Marktteilnehmer gegenüber bestimmten Risikofaktoren zu beobachten. Angenommen, bei unterschiedlichen Fonds ist ein Anstieg der Betas einzelner Risikofaktoren (insbesondere Handelsstrategiefaktoren) zu verzeichnen, könnte dies ein Hinweis auf konvergente Handelsstrategien von unterschiedlichen Marktteilnehmern sein. Vgl. hierzu Fung/Hsieh (2004).

<sup>49</sup> Hedgefonds sind seit vielen Jahren bei Aufsichtsbehörden Gegenstand reger Diskussion. Vgl. etwa *BaFin* (2005), S. 18 und S. 89, zu den Schwierigkeiten der Risikomessung von Hedgefonds, *BaFin* (2006), S. 150 f., zur Prüfung von Hedgefonds, sowie *BaFin* (2007), S. 171 f., zu Betrugsfällen im Zusammenhang mit Hedgefonds. In vielen dieser aufsichtsrechtlichen Problemfelder kann das vorliegende Modell einen konkreten Nutzen liefern. Im Bereich der Risikomessung und der Prüfung von Hedgefonds ist die Möglichkeit, entsprechende Risikoquellen der Strategieguppe Distressed Securities offenzulegen, hervorzuheben. Im Zusammenhang mit Betrugsfällen kann die Aufdeckung einer Misclassification einen Ansatzpunkt für eine nähere Prüfung bieten.

coming. – Altman, E./Eberhart, A./Aggarwal, R. (1999): The Equity Performance of Firms Emerging from Bankruptcy, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, S. 1855–1868.

– Amenc, N./El Bied, S./Martellini, L. (2003): Predictability in Hedge Fund Returns, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 59, S. 32–46. – Amihud, Y. (2002): Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects, in: *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, S. 31–56. – BaFin (2005): Jahresbericht der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht 2004, Bonn/Frankfurt am Main. – BaFin (2006): Jahresbericht der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht 2005, Bonn/Frankfurt am Main. – BaFin (2007): Jahresbericht der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht 2006, Bonn/Frankfurt am Main. – Baghai-Wadji, R./Klocker, S. (2007): Performance and Style Shifts in the Hedge Fund Industry, Working Paper, London Business School and Vienna University of Economics and Business Administration. – Berk, J./Green, R. (2004): Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 112, S. 1269–1295. – Billio, M./Getmansky, M./Pelizzon, L. (2007): Dynamic Risk Exposure in Hedge Funds, Working Paper, University of Venice and Isenberg School of Management, University of Massachusetts. – Bollen, N./Whaley, R. (2007): Hedge Fund Risk Dynamics: Implications for Performance Appraisal, Working Paper, Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University. – Brown, R./Durbin, J./Evans, J. (1975): Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, in: *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 37, S. 149–163. – Brown, S. (2007): Testimony before the U.S. House of Representatives Committee on Financial Services „Hedge Funds and Systemic Risk in the Financial Markets“, Hearing held on March 13, 2007. – Brown, S./Goetzmann, W. (1997): Mutual Fund Styles, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, S. 373–399. – Brown, S./Goetzmann, W. (2003): Hedge Funds with Style, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 29, S. 101–112. – Capocci, D./Corhay, A./Hübner, G. (2005): Hedge Fund Performance and Persistence in Bull and Bear Markets, in: *European Journal of Finance*, Vol. 11, S. 361–392. – Carhart, M. (1997): On Persistence in Mutual Fund Performance, in: *Journal of Finance*, Vol. 52, S. 57–82. – Chow, G. (1960): Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, in: *Econometrica*, Vol. 28, S. 591–605. – Duarte, J./Longstaff, F./Yu, F. (2007): Risk and Return in Fixed-Income Arbitrage: Nickels in Front of a Steamroller? in: *Review of Financial Studies*, Vol. 20, S. 769–811. – Edwards, F./Caglayan, M. (2001): Hedge Fund Performance and Manager Skill, in: *Journal of Futures Markets*, Vol. 21, S. 1003–1028. – Fama, E./French, K. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, S. 3–56. – Fama, E./French, K. (1996): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, S. 55–84. – Fung, W./Hsieh, D. (1997): Empirical Characteristics of Dynamic Trading Strategies: The Case of Hedge Funds, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 10, S. 275–302. – Fung, W./Hsieh, D. (2000): Performance Characteristics of Hedge Funds and CTA Funds: Natural Versus Spurious Biases, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, S. 291–307. – Fung, W./Hsieh, D. (2001): The Risk in Hedge Fund Strategies: Theory and Evidence from Trend Followers, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 14, S. 313–341. – Fung, W./Hsieh, D. (2002a): Risk in Fixed-Income Hedge Fund Styles, in: *Journal of Fixed Income*, Vol. 12, S. 65–80. – Fung, W./Hsieh, D. (2002b): Asset-Based Style Factors for Hedge Funds, in: *Financial Ana-*

lysts Journal, Vol. 58, S. 16–27. – *Fung, W./Hsieh, D.* (2004): Hedge Fund Benchmarks: A Risk-Based Approach, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 60, S. 65–80. – *Fung, W./Hsieh, D.* (2007): Will Hedge Funds Regress towards Index-like Products?, in: *Journal of Investment Management*, Vol. 5, S. 46–65. – *Fung, W./Hsieh, D.* (2008): The Risk in Hedge Fund Strategies: Theory and Evidence from Long/Short Equity Hedge Funds, Working Paper, London Business School and Duke University. – *Fung, W./Hsieh, D./Naik, N./Ramadorai, T.* (2008): Hedge Funds: Performance, Risk and Capital Formation, in: *Journal of Finance*, forthcoming. – *Geltner, D.* (1993): Estimating Market Values from Appraised Values without Assuming an Efficient Market, in: *Journal of Real Estate Research*, Vol. 8, S. 325–345. – *Hasanahodzie, J./Lo, A.* (2007): Can Hedge-Fund Returns Be Replicated? The Linear Case, in: *Journal of Investment Management*, Vol. 5, S. 5–45. – *Jarque, C./Bera, A.* (1987): A Test for Normality of Observations and Regression Residuals, in: *International Statistical Review*, Vol. 55, S. 163–172. – *Johnson, R./Wichern, D.* (2002): *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 5<sup>th</sup> ed., Prentice Hall, New Jersey. – *Kaiser, H./Dickman, K.* (1959): Analytic Determination of Common Factors, in: *American Psychologist*, Vol. 14, S. 425–437. – *Kat, H./Lu, S.* (2002): An Extension into the Statistical Properties of Hedge Fund Returns, Working Paper No. 16, Alternative Investment Research Centre, Cass Business School, City University London. – *Lhabitant, F.* (2004): *Hedge Funds – Quantitative Insights*, Wiley & Sons, Hoboken. – *Liang, B.* (2000): Hedge Funds: The Living and the Dead, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, S. 309–326. – *Ljung, G./Box, G.* (1978): On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, in: *Biometrika*, Vol. 65, S. 297–303. – *Merton, R.* (1981): On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts, in: *Journal of Business*, Vol. 54, S. 363–406. – *Mitchell, M./Pulvino, T.* (2001): Characteristics of Risk and Return in Risk Arbitrage, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, S. 2135–2175. – *Naik, N./Ramadorai, T./Strömqvist, M.* (2007): Capacity Constraints and Hedge Fund Strategy Returns, in: *European Financial Management*, Vol. 13, S. 239–256. – *Newey, W./West, K.* (1987): A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, in: *Econometrica*, Vol. 55, S. 703–708. – *Opfer, H.* (2004): Zeitvariable Asset-Pricing-Modelle für den deutschen Aktienmarkt: Empirische Untersuchung der Bedeutung makroökonomischer Faktoren, Wiesbaden. – *Pastor, L./Stambaugh, R.* (2003): Liquidity Risk and Expected Stock Return, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 111, S. 642–685. – *Ploberger, W./Krämer, W.* (1992): The CUSUM Test with OLS Residuals, in: *Econometrica*, Vol. 60, S. 271–285. – *Ramsey, J.* (1969): Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis, in: *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 31, S. 350–371. – *Sharpe, W.* (1992): Asset allocation: Management Style and Performance Measurement, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 18, Winter, S. 7–19. – *Strömqvist, M.* (2008): Should You Invest in Emerging Market Hedge Funds?, Working Paper, Stockholm School of Economics. – *Viebig, J./Poddig, T.* (2006): Hedgefonds-Strategien und Asset-based Style-Faktoren, in: *Kredit und Kapital*, Vol. 39, S. 281–316. – *Zeileis, A.* (2004): Alternative Boundaries for CUSUM Tests, in: *Statistical Papers*, Vol. 45, S. 123–131.

## **Zusammenfassung**

### **Wo investieren Distressed-Securities-Hedgefonds? Ein Asset-based Style-Faktorenmodell**

In dieser Arbeit werden die systematischen Risiken von Distressed-Securities-Hedgefonds untersucht. Es finden sich vier Faktoren, die das systematische Risiko dieser Strategiegruppe weitgehend erklären: Das sind die Renditen zweier Optionsstrategien, (1.) einer Short-Put-Position auf einen Aktienindex sowie (2.) einer Short-Straddle-Position auf einen Anleiheindex. Des Weiteren besteht (3.) ein Exposure gegenüber den Renditen eines Spread-Faktors, der die Renditedifferenz eines High-Yield-Index über zehnjährige US-Staatsanleihen widerspiegelt, sowie (4.) gegenüber Aktientiteln, die eine geringe Marktkapitalisierung aufweisen. Die Rendite- und Risikoeigenschaften von Distressed-Securities-Hedgefonds lassen sich durch eine Linearkombination dieser vier Faktoren gut nachbilden. Dieses Asset-based Style-Faktorenmodell zeigt eine gute Erklärungskraft für die Strategierendite im Zeitablauf und kann beispielsweise zur Erkennung einer Abweichung vom deklarierten Anlagestil genutzt werden. Unsere Ergebnisse sind nicht nur für Investoren, sondern auch für Aufsichtsbehörden relevant, die derzeit intensiv über die Möglichkeiten einer Regulierung dieser Fonds diskutieren (JEL G10, G2).

## **Summary**

### **Where do Distressed Securities Hedge Funds Invest? An Asset-based Style Factor Model**

This article analyses the systematic risks of distressed securities hedge funds. Four factors largely explain the systematic risk of this strategy group: These are the returns of two options strategies, i. e. (1) a short-put position on a stock index and (2) a short-straddle position on a bond index. Other factors are (3) a spread reflecting the return difference between a high-yield index and ten-year US Government bonds as well as (4) returns of stocks with low market capitalization. The risk-return-characteristics of distressed securities hedge funds can be represented by a linear combination of these four factors. In terms of its explanatory power, the asset-based style factor model is satisfactory with regard to the strategy return over time and can be used, for instance, to identify a stlye drift, i. e. a deviation from the declared investment style. Our results are relevant not only for investors, but also for supervisory authorities which are currently discussing options for regulation of such funds.