

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Time-Point-Signals for Active Portfolio Management

Czinkota, Thomas

June 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39565/>
MPRA Paper No. 39565, posted 20 Jun 2012 13:56 UTC

Zeitpunktsignale zum aktiven Portfoliomanagement

Thomas Czinkota

Juni 2012

JEL: C02; C10; C12; C21; C53; C65

Schlagworte: Fundamental Law of Active Management; Information Coefficient; Information Ratio; aktives Fondsmanagement; Strukturbruch; Zeitpunktsignale; Timing;

Abstract

Neben der Allokation der Wertpapiere ist die Wahl des richtigen Zeitpunktes eine zentrale Schlüsselkompetenz für den Erfolg eines aktiven Portfoliomanagements.

In diesem Beitrag wird anhand des von Grinold und Kahn formulierten *Fundamental Law of Active Management* eine konkrete Methode beschrieben, solche Zeitpunkte mithilfe eines klassischen Strukturbruch-Tests zu identifizieren.

Die sog. *Zeitpunktsignale* zeichnen sich durch drei wesentliche Eigenschaften aus. Zum Ersten beschreibt die hier vorgestellte Methode deren Identifikation unmittelbar nach dem Auftreten. Damit bietet sich die Möglichkeit, die Signale ohne den sonst üblichen, statistisch bedingten Zeitverzug umzusetzen. Zum Zweiten beziehen sich die Zeitpunktsignale nicht auf eine bestimmte Portfolioallokation und können so eine marktspezifische Allgemeingültigkeit für sich in Anspruch nehmen. Zum Dritten lassen sich die Zeitpunktsignale nicht nur theoretisch, sondern auch praktisch Nachvollziehen und Begründen.

Durch die Einbettung in die Portfoliotheorie von Grinold und Kahn steht die Wahl des entsprechenden Zeitpunktes, im Gegensatz zu konventionellen Benchmark-Timing-Ansätzen, theoriekonform neben der Allokation. Aus der Kenntnis der *Zeitpunktsignale* lässt sich somit nicht nur intuitiv, sondern auch theoretisch eine Steigerung des Portfolioerfolges ableiten.

Einleitung

Mit dem *Fundamental Law of Active Management* (FLAM) entwickelten Grinold und Kahn (Grinold und Kahn 2000) einen funktionalen Zusammenhang zwischen der zu erwartenden Information Ratio und der persönlichen Prognoseleistung eines Portfoliomanagers.

Das Gesetz kann dazu verwendet werden, die zukünftige Entwicklung eines Portfolios einzuschätzen und auf dieser Grundlage den, für den Anleger besten, Portfoliomanager auszuwählen.

Grinold und Kahn selbst verwenden in ihrem Buch diese Kennzahl und das Gesetz hauptsächlich zu deskriptiven Zwecken und betrachten die resultierende ex-ante-Information-Ratio lediglich als Obergrenze für die tatsächliche Information Ratio eines Portfoliomanagers. Eine Operationalisierung des Gesetzes erweist sich trotz der hohen Plausibilität als schwierig. In der Anwendung zeigt sich ein deutlicher Unterschied zwischen der prognostizierten und der tatsächlich realisierten Information Ratio (z. B. Dichtl und Drobetz 2009). Dies führte zu unterschiedlichen Ansätzen, den funktionalen Zusammenhang inhaltlich zu klären, zu verfeinern und damit die Abschätzung der Information Ratio mathematisch zu präzisieren (vgl. Buckle et al. 2003; Clarke et al. 2002; Ding 2010).

Das FLAM bietet den Formalismus um, den zu erwartenden Portfolioerfolg auf die Fähigkeit des Portfoliomanagers zurückzuführen und die zukünftige Renditeentwicklung vorherzusagen. Zur Illustration, wie diese Prognose im Einzelnen durchzuführen ist, bieten Grinold und Kahn in ihrem Buch viele anschauliche Beispiele für unterschiedliche Methoden, ohne letztendlich eine bestimmte Methode zu favorisieren oder auszuzeichnen.

Ganz allgemein lässt sich jedoch sagen, dass die Prognose von Aktienmärkten ein Feld von großer und andauernder Diskussion ist. Angefangen von mathematisch/statistischen

Methoden (Vgl. Poddig 1999) über grafisch orientierte Methoden bis hin zur Rocklänge von Damen, wie bei Damodaran (2003) nachzulesen ist.

Die Bemerkung des Ökonomephilosophen Sedlacek „Die Zukunft kennt wahrscheinlich nicht einmal Gott – sonst würden die Theologen sich nicht bis heute über diesen Punkt streiten“ (2012, S. 381) skizziert die diesem Thema innewohnende Vielschichtigkeit.

Neben der Wahl der richtigen Prognosemethode wird die Prognoseleistung eines Portfoliomanagers auch maßgeblich durch den Zeitpunkt bestimmt, an welchem er die Prognose vornimmt. Es stellt sich demnach nicht nur die Frage, *wie*, sondern auch, *wann* ein Prognose vorzunehmen ist. Grinold und Kahn werfen diese Frage erst spät in ihrem Buch auf und beantworten sie unscharf mit „Whenever you receive new information“ (Grinold und Kahn 2000, S. 389). Dabei ignorieren sie, dass an Informationen per se heutzutage i. d. R. kein Mangel herrscht.

Ziel dieses Artikels ist es, eine anschauliche Antwort auf die Frage nach dem richtigen Zeitpunkt zu geben. Dazu wird in einem ersten Schritt der Rahmen des *Fundamental Law of Active Management* eingeführt und anschließend in mehreren Stellen konsistent erweitert bzw. angepasst. Ziel ist es, die Prognosekompetenz eines Portfoliomanagers als Zeitreihe darzustellen, welche mittels Hypothesentests jeden Tag auf einen Bruch in ihrer Kompetenz-Struktur überprüft werden kann.

Diese Strukturbrüche stellen die gesuchten Zeitpunkte dar, sog. *Zeitpunktsignale*, welche sich nicht nur mathematisch/statistisch, sondern zudem aus dem Modell des aktiven Portfoliomanagements nach Grinold und Kahn und auch pragmatisch begründen lassen. Hervorstechendes Merkmal der Zeitpunktsignale ist die unmittelbare Identifikation nach ihrem Auftreten, welche sie für eine praktische Verwendung im Besonderen qualifiziert. Durch die Kenntnis der *Zeitpunktsignale* ist der Portfoliomanager in die Lage versetzt, seine

persönliche Prognoseleistung und damit seine Information Ratio nicht nur in der Theorie, sondern auch in der Praxis zu steigern.

Active Portfolio Management

Grundlage der Arbeit ist das Buch „Active Portfolio Management“ von Grinold und Kahn (2000). Unter *Active Portfolio Management* verstehen diese ein gezieltes Abweichen des Portfoliomanagers von der dem Portfolio zugeordneten Benchmark in einzelnen Papieren.

Dazu zerlegen sie die zu erwartende, risikobehaftete Rendite eines Wertpapiers, die über die Rendite der Benchmark hinausgeht, in zwei Komponenten: die Komponente β ist abhängig von der Benchmark, die weitere, die Residualrendite, ist benchmarkunabhängig.

$$r_i^{total} = \beta_i R_B + r_i^{residual} \quad (1)$$

r_i^{total} : Überschussrendite des Wertpapiers i

β_i : Beta des Wertpapiers i, bezogen auf die Benchmark

R_B : Überschussrendite der Benchmark

$r_i^{residual}$: Residualrendite von Wertpapier i

Zerlegung der Wertpapierrendite nach Grinold und Kahn

Entscheidend für das Active Portfolio Management ist die Residualrendite. Dieser Renditeanteil des Wertpapiers ist vorab durch den Portfoliomanager zu prognostizieren. Die Prognose dient dann als Ausgangspunkt für die Erstellung eines entsprechend der Risikoaversion des Anlegers optimierten Portfolios. Da die Optimierung ein rein mathematisches Vorgehen ist, unterscheidet lediglich die Qualität der Prognose die jeweiligen Portfoliomanager untereinander. Auf Grundlage dieser Idee entwickeln Grinold und Kahn einen formalen Rahmen, der in einem ersten Schritt die, für Portfoliomanager entscheidende, Kennzahl *Information Ratio* (IR) begründet und es darauf aufbauend gestattet, das *Fundamental Law of Active Management* (FLAM) herzuleiten.

$$IR = \frac{E(R_A)}{\sigma_A} = \sqrt{N} * IC \quad (2)$$

IR : Information Ratio (ex ante)

$E(R_A)$: Erwartungswert der aktiven Rendite

σ_A : Standardabweichung der aktiven Rendite

IC : Information Coefficient

N : Anzahl der Konstituenten der Benchmark (in der Variante von Clarke et al. 2002)

Fundamental Law of Active Management

Die Fähigkeit des Portfoliomanagers, die Residualrendite der einzelnen Wertpapiere zutreffend zu prognostizieren, ist im Rahmen dieses Gesetzes die Schlüsselfähigkeit des Portfoliomanagers zum erfolgreichen Portfoliomanagement. Grinold und Kahn können zeigen, dass diese Schlüsselfähigkeit einen funktionalen Zusammenhang mit der max. ex-ante-IR besitzt, die als Kennzahl eine Grenze für den potenziellen Erfolg eines Portfoliomanagers angibt und so ein objektives Auswahlkriterium für den Anleger darstellt. Diese Kennzahl gilt unabhängig von der Risikoaversion des Anlegers.

Neben diesem theoretischen Rahmen skizzieren sie in der Folge auch Methoden zur Prognose der Residualrendite und deren Umsetzung in ein Wertpapier-Portfolio (Grinold und Kahn 2000, S. 393 ff.).

Grinold und Kahn verwenden die ex-ante-IR als Abschätzung für die, durch den Portfoliomanager, maximal erzielbare jährliche IR. Für diese Abschätzung setzten sie ein (μ, σ) -optimiertes Portfolio voraus, d. h., zwischen Portfoliogestaltung und der IR des Portfoliomanagers besteht ein direkter Zusammenhang. Dies bedeutet im Umkehrschluss, verändert sich die IR, so muss ein bestehendes Portfolio neu optimiert werden. Unterbleibt diese Optimierung, so verzichtet der Portfoliomanager auf den maximal möglichen Ertrag. Es ist entscheidend, zu sehen, dass dieser Sachverhalt aufgrund der Optimierung unabhängig davon gilt, ob sich die IR zum Positiven oder Negativen verändert hat.

Erweiterung des Fundamental Law of Active Management

Das *Fundamental Law of Active Management* schätzt die annualisierte maximal erzielbare *IR* eines Portfoliomanagers anhand seiner Prognosequalität, dem Information Coefficient (IC), und der Anzahl der voneinander unabhängig abgegebenen Prognosen ab.

Die Prognosequalität bzw. der IC des Portfoliomanagers ergibt sich aus der Korrelation von prognostizierter und tatsächlich eingetretener Residualrendite für ein Wertpapier.

Grinold und Kahn geben in Ihrem Buch auch viele Beispiele zur Berechnung des IC an, diese haben jedoch lediglich illustrativen Charakter und lassen viele Fragen offen, insbesondere hinsichtlich der Struktur der Daten zur Berechnung des IC. So verwenden Sie fallweise die Querschnitt- wie auch die zeitserielle Pearson-Korrelation zur Berechnung des IC. Ding (2010, S. 6) problematisiert zurecht, dass dies zu unterschiedlichen Ergebnissen führen kann. Das Gesetz selbst gibt keinen Hinweis auf die erforderliche Struktur der Daten.

Eine genaue Betrachtung der Herleitung des FLAM zeigt außerdem, dass die Gesetzmäßigkeit nicht von der Art und Weise der Berechnungsmethode des IC abhängig ist. Der IC muss lediglich ein Abhängigkeitsmaß für zwei Variablen mit einem Wertebereich zwischen -1 und 1 sein. 0 bedeutet dabei keine gemessene Abhängigkeit, 1 vollständige Abhängigkeit und -1 gegenläufige Abhängigkeit. Jones (1987) bespricht grafisch anschaulich verschiedene solche korrelationsartigen Abhängigkeitsmaße.

Aus den obigen Überlegungen folgt, dass zur Berechnung des IC anstelle der von Grinold und Kahn propagierten Pearson-Korrelation auch ein alternatives Abhängigkeitsmaß wie das Spearman-Rho auf Basis von Querschnittsdaten verwendet werden kann, ohne die Gültigkeit des FLAM zu beeinträchtigen. Es handelt sich hierbei um eine mit dem FLAM bzw. seiner Herleitung konsistente Erweiterung. Die von Grinold und Kahn durchgeführten Überlegungen bleiben weiterhin gültig.

$$Rho(X; Y) = \frac{\sum_1^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_1^N (x_i - \bar{x})^2 \sum_1^N (y_i - \bar{y})^2}} \quad (3)$$

X, Y : Rang – Zufallsvariablen

N : Anzahl der Ausprägungen der Zufallsvariablen

Das Korrelationsmaß Spearman-Rho

Beim Spearman-Rho handelt es sich um ein auf Rängen basierendes Abhängigkeitsmaß.

D. h., es werden nicht die prognostizierten Renditen mit den realisierten Renditen direkt in Beziehung gesetzt, sondern beide zuerst in Rangfolgen transformiert (vgl. Bortz et al. 2008, S. 414). Das Spearman-Rho misst so im Gegensatz zur Pearson-Korrelation nicht die lineare, sondern nur die monotone Abhängigkeit zweier Zufallsvariablen.

Besonders hilfreich ist im Fortgang, dass die Verteilung des Spearman-Rho, im Gegensatz zur Pearson-Korrelation, aufgrund seiner Konstruktion sowohl einen konstanten Mittelwert als auch eine konstante Varianz aufweist. Damit lässt sich folgender Zusammenhang herstellen:

$$Rho(\langle X_1..X_N \rangle; P) = \frac{\sum_1^N Rho(X_i; P)}{N} \quad (4)$$

Rho : Spearman-Rho

$\langle X_1..X_N \rangle$: Rangfolgen von realisierten Renditen

P : Rangfolge von prognostizierten Renditen

Mittelwertbildung auf Basis des Spearman-Rho

Im Gegensatz zur Pearson-Korrelation lässt sich mit dem Spearman-Rho eine einfache Mittelwertbildung durchführen.

Grinold und Kahn diskutieren zur Steigerung der ex-ante-IR explizit die Möglichkeit, die Anzahl der Prognosen im Jahr zu erhöhen. Konstruiert man den Extremfall, so prognostiziert der Portfoliomanager täglich sämtliche Papiere seines Anlageuniversums und richtet das Portfolio entsprechend aus. Diese Betrachtung ist, als Fortführung des FLAM, zulässig, da bei

der Formulierung des Gesetzes explizit von Transaktionskosten abgesehen wird (Grinold und Kahn 2000, S. 109).

Nimmt man 250 Handelstage im Jahr an, so lautet das FLAM dann:

$$\max(IR) = IR_t^* = \sqrt{250 * N} * IC_t^* \quad (5)$$

IC_t^* : Information Coefficient auf Tagesbasis

IR_t^* : auf Tagesbasis abgeschätzte Information Ratio

Berechnung der maximalen ex-ante-Information-Ratio auf täglicher Basis

Grinold und Kahn gehen für ihre Schätzung von einem konstanten IC über das Jahr aus. Dies widerspricht nicht dem Vorgehen, den IC_t^* , auf Basis der prognostizierten und realisierten Rendite-Werte, täglich erneut zu schätzen und mittels FLAM eine Schätzung für die annualisierte IR^* zu erhalten.

Daraus ergeben sich zwei Zeitreihen mit täglichen Werten, die in dem bekannten linearen Zusammenhang miteinander stehen:

- IC_t^* : eine tägliche Abschätzung der Prognosekompetenz
- IR_t^* : eine tägliche Abschätzung der annualisierten ex-ante-Information-Ratio, d. h. eine tägliche Abschätzung der dem Portfoliomanager zur Verfügung stehenden theoretischen Möglichkeiten.

Konstruktion der Zeitreihe

Im nächsten Schritt gilt es, die Zeitreihe IC_t^* als eine Zeitreihe bestehend aus Mittelwerten zu konstruieren.

Der IC misst den Zusammenhang zwischen prognostizierter und eingetretener Residual-Rendite. Die eingetretene Residual-Rendite lässt sich anhand der Benchmark ermitteln. Für die Prognose der zukünftigen Renditen wird hier die naive Prognose (vgl. Poddig et al. 2003) aus folgenden Gründen gewählt:

- Einfache Nachvollziehbarkeit
- Anwendbarkeit und Vergleichbarkeit über mehrere Märkte hinweg
- Dient in der Literatur häufig als Referenz

Fachlich handelt es sich um eine einfache Trendfortsetzung. Vor allem diese Eigenschaft hilft später bei der Interpretation der Ergebnisse.

$$P_t = R_{t-1} \quad (6)$$

P_t : Prognose für den Zeitpunkt t

R_t : Rendite zum Zeitpunkt t

Die naive Prognose

Ein auf Basis der naiven Prognose ermittelter IC_t kann als untere Kompetenzgrenze eines aktiven Prognosevorgehens gesehen werden und damit zugleich als eine untere Grenze eines aktiven Portfoliomanagements. Dies bedeutet nicht, dass es nicht möglich wäre, die Prognoseleistung der naiven Prognose zu unterbieten, sondern, dass es schwierig ist, den zusätzlichen Aufwand zur Erarbeitung einer Prognose zu rechtfertigen, die unterhalb der Leistungsfähigkeit der naiven Prognose liegt. Solche Prognoseleistungen bzw.

Prognosekompetenzen haben in der Regel am Markt keinen Bestand.

Anspruchsvollere Prognoseverfahren (vgl. Poddig 1999) mögen einen höheren IC erzeugen, erschweren allerdings im Nachgang die Interpretation der Ergebnisse.

Führt man dieses Prognose-Verfahren für jedes einzelne Wertpapier unabhängig voneinander im Index täglich durch, so kann täglich eine Querschnittskompetenz mittels Spearman-Rho und damit ein IC_t ermittelt werden. Dieser IC_t gibt an, wie präzise sich der Index an diesem Tag auf Basis einer einfachen Trendprognose vorhersagen ließ.

Sowohl die Rendite als auch die entsprechende Prognose eines Wertpapiers können mit diesem Verfahren auf Basis unterschiedlicher Zeithorizonte berechnet werden.

Dementsprechend ist es möglich, zu jedem Zeitpunkt t mehrere naive Prognosen auf Basis unterschiedlicher Zeithorizonte zu erstellen.

$$P_t(h) = R_{t-h}(h) = \frac{K_{t-h}}{K_{t-2h}} - 1 \quad (7)$$

h : Prognosehorizont

$P_t(h)$: Prognose für den Zeitpunkt t

$R_t(h)$: Rendite zum Zeitpunkt t

K_t : Wertpapierkurs zum Zeitpunkt t

Naive Prognose mit Horizont

Dies ergibt für jeden Zeithorizont einen gesonderten IC_t^h .

$$IC_t^h = \text{Rho}(P_t(h), R_t(h)) \quad (8)$$

IC_t^h : Prognosehorizont abhängiger, auf Tagesbasis abgeschätzter Information Coefficient

Information Coefficient mit Horizont

Der Mittelwert mehrerer Zeithorizonte IC_t^* ergibt einen Schätzer für die trendunabhängige Kompetenz, den jeweiligen Tag zu prognostizieren.

Die daraus entstehende Zeitreihe steht mittels FLAM in funktionalem Zusammenhang mit IR_t^* (vgl. (1)).

$$IC_t^* = \frac{1}{H} \sum_H IC_t^h \quad h = \{1..H\} \quad (9)$$

H : Anzahl der Prognosehorizonte

IC_t^* : Mittlere Prognosekompetenz zum Zeitpunkt t

Prognosekompetenz des Portfoliomanagers

Damit ist die Konstruktion der Zeitreihe IC_t^* abgeschlossen. Verändert sich der Wert IC_t^* , so verändert sich auch der Wert von IR_t^* . Ohne Anpassung des Portfolios sinkt die zu erwartende Rendite, da es sich nicht mehr um ein effizientes Portfolio handelt.

Kompetenz-Struktur

In Anlehnung an die im Portfoliomanagement übliche Zins-Struktur kann man die Werte IC_t^h als eine *Kompetenz-Struktur* ansehen. Im Idealfall ergäbe die Kompetenz-Struktur für einen kurzen Zeithorizont eine höhere Prognosekompetenz als für einen langen Zeithorizont, wie in Abbildung 1 auf der linken Seite dargestellt. Unterstellt man einen linearen Strukturverlauf, so lassen sich die Parameter der Struktur für einen bestimmten Tag mithilfe einer linearen Regression ermitteln. Interessant ist der Zeitpunkt, an welchem sich die Parameter der Regression zwischen zwei Tagen so stark verändern, dass sich, in diesem Beispiel, von einem Tag auf den anderen Prognosen auf Basis langfristiger Trends als zutreffender erweisen als auf Basis kurzfristiger Trends.

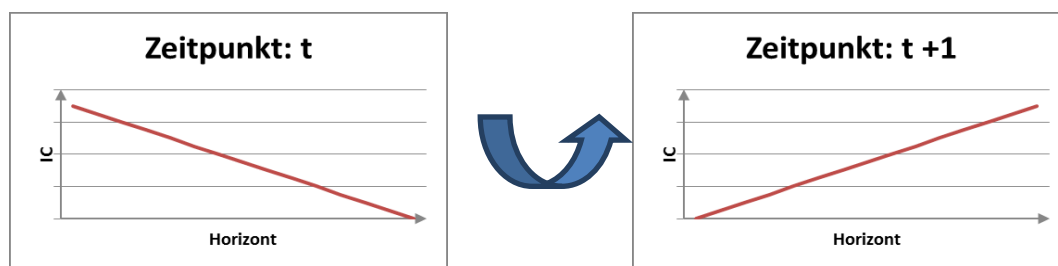


Abbildung 1: Strukturbruch in der Kompetenz-Struktur

Solche Parameterverschiebungen der linearen Regression werden in der Literatur zur Zeitreihenanalyse *Strukturbrüche* genannt. Einer der bekanntesten Methoden zur Identifikation von Strukturbrüchen ist der Einsatz eines Hypothesentests auf Basis einer F-Statistik (Chow 1960; Andrews 1993; Andrews und Ploberger 1994; Hansen 2001).

Dazu wird in der Zeitreihenanalyse die zu prüfende Zeitreihe in zwei Teilzeitreihen vor und nach dem vermuteten Strukturbruch aufgeteilt. Die Teilzeitreihen stellen die Stichproben des F-Tests dar. Der Test prüft somit die Varianzen beider Teilzeitreihen vor und nach dem

vermuteten Strukturbruch im Vergleich zur gemeinsamen Varianz. Unterscheiden sich die Teilvarianzen signifikant von der gemeinsamen Varianz, so liegt ein Strukturbruch vor. Im vorliegenden Fall ist es nicht notwendig, die Zeitreihe aufzuteilen. Die Stichproben ergeben sich aus der Kompetenz-Struktur zweier aufeinanderfolgender Tage. Damit wird der Begriff *Strukturbruch* in einer zur üblichen Literatur der Zeitreihenanalyse leicht unterschiedlichen Bedeutung verwendet. Die Methode zur Identifikation bleibt dieselbe.

Test der Zeitreihe auf Strukturbruch

Die Hypothesen zum F-Test lauten dann wie folgt:

$$\begin{aligned} H_0: IC_t^* &= IC_{t-1}^* \\ H_1: IC_t^* &\neq IC_{t-1}^* \end{aligned} \quad (10)$$

Hypothesen des Tests auf Kompetenz-Struktur-Bruch

Der F-Bruch ergibt sich zu:

$$F_{(1,H-1)} < \frac{H * (H - 1) * (IC_t^* - IC_{t-1}^*)^2}{\sum_H (IC_t^h - IC_t^*)^2 + \sum_H (IC_{t-1}^h - IC_{t-1}^*)^2} \quad (11)$$

F-Bruch

Mittels dieses Hypothesentests lässt sich bestimmen, ob sich ein Tag t signifikant unterschiedlich zum vorangegangenen Tag $t-1$ prognostizieren ließ. Sollte dies der Fall sein, so hat sich die Kompetenz-Struktur wesentlich verändert, und bis zum nächsten Strukturwechsel sind die nachfolgenden Tage in anderer Weise zu prognostizieren als die bisherigen. Der Strukturbruch kennzeichnet demnach einen Zeitpunkt, an welchem die Prognose-Parameter anzupassen sind. Dieser Zeitpunkt wird im folgenden *Zeitpunktsignal* genannt.

Sowohl die Höhe des Signifikanzniveaus, die Teststärke, als auch der gesuchte Effekt sind fachlich festzulegen (vgl. Rasch et al. 2006, S. 64). Das Signifikanzniveau und die Teststärke

determinieren die Wahrscheinlichkeit eines statistischen Fehlsignals und sind damit im Zusammenhang mit der praktischen Umsetzung eines Signals zu wählen.

Interpretation/Veranschaulichung

Zum besseren Verständnis der so bestimmten Zeitpunktsignale eignet sich eine Betrachtung fort von der mathematisch/statistischen Sicht, hin zu einer fachlichen Sicht auf Basis der technischen Analyse.

Der Prognosehorizont in Verbindung mit der naiven Prognose in Formel (6) stellt eine Verlängerung des Trends über eine vorgegebene Anzahl von Tagen dar. Die Verwendung des Spearman-Rhos erlaubt die Verallgemeinerung vom Trend der Residual-Rendite hin zum Trend der Rendite. Dies wird auch durch die Annahme eines stabilen β_i in Formel (1) gestattet. Eine steigende oder auch fallende Benchmark kann weder die Rangstruktur des Portfolios noch die der Residual-Rendite verändern. Lediglich eine Veränderung der Residual-Rendite ist dazu in der Lage.

Der IC_t^h ist dann eine Kennzahl für die Stabilität des betrachteten Trends am entsprechenden

Tag. In diesem Sinne kann IC_t^* als Kennzahl für eine trendunabhängige Stabilität gelten:

Abhängig von der Stabilität des Trends erhöht oder senkt sich die erwartete ex-ante-Information-Ratio.

In diesem Bild besteht die Prognoseleistung des Portfoliomanagers darin, die – nach seiner Ansicht – im Markt vorherrschende Trendlänge zu bestimmen, welche die Basis für seine Prognosen darstellt. Nach der Bestimmung der Trendlänge gilt es nun, diejenigen Zeitpunkte zu identifizieren, an welchen sich die Stärke des gewählten Trends verändert oder alternative Trendlängen vorteilhafter sind.

Auf Basis einer einzelnen Trendzeitreihe lässt sich mit einer gewissen Anzahl von Tagen vor bzw. nach einem vermuteten Zeitpunkt mittels konventioneller Strukturbruchmethoden feststellen, ob sich der verfolgte Trend signifikant verändert hat oder nicht.

Erweitert man den Test für den Zeitraum nach dem gewählten Zeitpunkt auf die gleichzeitige Betrachtung mehrerer alternativer Trends und abstrahiert so von einem bestimmten Fortsetzungstrend, so lässt sich die statistisch notwendige Anzahl der Tage durch eine entsprechende Anzahl alternativer Trends ersetzen.

Diese Verkürzung der Anzahl der Tage nach einem Signal ist eine für eine Verwendung unabdingbare Anforderung, ansonsten wäre ein zeitlicher Verzug von ca. 30 Handelstagen zu erwarten, d. h. ca. 6 Wochen, was für eine tatsächliche Verwendung für ein aktives Portfoliomanagement einen nicht akzeptablen Zeitraum darstellen würde (so auch Huber 2000, S. 47).

Werden nach dem Untersuchungszeitpunkt Querschnittsdaten verwendet, so ist dies auch für die Daten vor dem Zeitpunkt notwendig. Dadurch erfährt das gesuchte Signal eine Verallgemeinerung, sodass es für unterschiedliche Trends vor als auch nach dem Signal Gültigkeit besitzt. Damit wird das Signal zugleich unabhängig von einer bestimmten Prognoseleistung des Portfoliomanagers.

Zeitpunktsignale zeigen so, aufgrund ihrer Konstruktion, unabhängig von einer bis zu diesem Zeitpunkt verfolgten Trendlänge oder einer konkreten Trendstabilität genau diejenigen Zeitpunkte an, an welchen sich die Trend-Struktur und damit die Kompetenz-Struktur und in Folge auch die zu erwartende ex-ante-IR verändern. Sie sind unabhängig von einer bestimmten verfolgten Trendlänge und legen ebenso wenig fest, welche Trendlänge zur weiteren Prognose zu wählen ist. Dies verbleibt als Aufgabe des Portfoliomanagers.

Diese mangelnde Prognosefähigkeit stellt keine Einschränkung aufgrund der Methode dar, sondern ergibt sich bereits aus Überlegungen zur Leistungsfähigkeit von

Strukturbrucher kennungsmethoden, wie Czinkota (2012) anhand des Halteproblems zeigt.

Czinkota zeigt darin, dass ein Strukturbruch lediglich ein Signal ist und grundsätzlich keinen Prognoseanteil enthalten kann.

Zeitpunktsignale sind aufgrund ihres Bezuges auf die Residualrendite auch von *Timing-Signalen* insbesondere für das *Benchmark-Timing* zu unterscheiden. Der Begriff des *Timings* beinhaltet in der Literatur (z. B. Damodaran 2003, S. 1) i. d. R. eine Richtungsaussage über die weitere Entwicklung der Benchmark, des Aktienkurses o. ä. und bezieht sich dann nicht auf die Residual-Rendite, sondern auf die Gesamrendite (vgl. Formel (1)) des Assets oder der Benchmark.

Nutzen eines Zeitpunktsignals

Der Nutzen eines Zeitpunktsignals lässt sich über das FLAM mit Formel **Fehler!**

Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.) verdeutlichen. Verändert sich der IC_t^* , so

verändert sich direkt auch die annualisierte Abschätzung von IR_t^* . IR_t^* bezieht sich

grundsätzlich auf ein (μ, σ) -optimiertes Portfolio. Bei einer angezeigten Veränderung von

IR_t^* und gleichbleibendem Portfolio ist das Portfolio unabhängig von der

Veränderungsrichtung unzutreffend optimiert und bleibt so hinter den theoretischen

Ertragsmöglichkeiten zurück, d. h. $IR_t < IR_t^*$. Durch eine Anpassung des Portfolios kann der

Portfoliomanager immer seine aktuelle IR_t bis auf IR_t^* steigern.

Legt man eine quadratische Nutzenfunktion zugrunde, wie bei Grinold und Kahn geschehen,

lässt sich mit einfachen Mitteln zeigen, dass bereits eine geringfügige relative Steigerung der

IR zu einer überproportionalen Steigerung des Erwartungsnutzens aufgrund aktiven

Managements führen kann, unabhängig von der Risikoaversion des Anlegers.

$$\Delta VA = \frac{VA_t^*}{VA_{t-1}^*} - 1 = \frac{IR_t^2}{IR_{t-1}^2} - 1 = (1+x)^2 - 1 = x^2 + 2x; \quad (12)$$

$$\text{mit } x = \frac{IR_t}{IR_{t-1}} - 1;$$

ΔVA : Relative Veränderung des Erwartungsnutzen

Relative Veränderung des Erwartungsnutzens in Abhängigkeit von der Information Ratio

Damit sind Zeitpunktsignale sowohl für den aktiven Portfoliomanager als auch für den Investor von Nutzen, insbesondere dann, wenn eine geringe IR vorliegen sollte.

Zusammenfassung und Ausblick

Neben Selektion und Allokation ist die Wahl des richtigen Zeitpunktes eine Schlüsselkompetenz für einen erfolgreichen Portfoliomanager. Der von Grinold und Kahn formulierte formale Rahmen für ein aktives Portfoliomanagement wurde in diesem Beitrag konsistent erweitert und ergänzt. Damit stehen die Ergebnisse dieser Erweiterungen inmitten einer gültigen Portfoliotheorie.

Auf Basis dieser Erweiterungen wurde eine Zeitreihe konstruiert, deren einzelne Elemente die Mittelwerte der tagesspezifischen Kompetenz-Struktur darstellen. Die Kompetenz-Struktur kann mithilfe des Chow-Tests auf einen Bruch innerhalb der Struktur untersucht werden. Ein Bruch stellt dann den gesuchten Zeitpunkt bzw. das gesuchte *Zeitpunktsignal* dar.

Zeitpunktsignale zeichnen sich insbesondere durch die Unmittelbarkeit der Identifikation nach dem Auftreten und durch die Unabhängigkeit von der Prognosekompetenz eines einzelnen Portfoliomanagers aus.

Die für dieses Verfahren notwendige tagesspezifische Prognose wird auf Basis der naiven Rendite-Prognose erstellt. Diese kann charttechnisch als eine einfache Trendverlängerung dargestellt werden – eine in der Praxis häufig anzutreffende Prognosemethode.

Ein Zeitpunktsignal stellt so nicht nur einen statistischen Strukturbruch innerhalb der Kompetenz-Struktur, sondern auch eine praktische Veränderung innerhalb der Trendstruktur

dar. Im Gegensatz zu abstrakten Strukturbrüchen ist die Interpretation von Trendbrüchen tägliches Geschäft von Portfoliomanagern.

Aktives Portfoliomanagement geht von der Annahme aus, dass Märkte, zumindest über einen gewissen Zeitraum, nicht effizient sind. Das bedeutet, neue Informationen spiegeln sich nicht unmittelbar in den Kursen wider.

Kombiniert man die Aussage von Grinold und Kahn, dass eine neue Prognose bei neuen Informationen anzuraten ist, mit den hier vorgestellten Zeitpunktsignalen, so kennzeichnen Zeitpunktsignale nicht nur einen Bruch in der Trendstruktur, sondern auch zugleich das Auftreten neuer relevanter Informationen und Nachrichten im jeweiligen Markt. Allerdings ist zu vermuten, dass Märkte unterschiedliche Profile bzgl. Häufigkeit, Rhythmus und Intensität der Reaktion besitzen, abhängig von den Rahmenbedingungen des Marktes und der Marktteilnehmer. Intuitiv handelt es sich hierbei um sich langsam verändernde Marktparameter. Eine empirische Analyse dieser mit der vorgestellten Methode messbaren Kriterien könnte in interessanten Ergebnissen resultieren.

Literaturverzeichnis

- Andrews, D. W. K. (1993): Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. In: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, S. 821–856. Online verfügbar unter <http://www.jstor.org/pss/2951764>.
- Andrews, D. W. K.; Ploberger, W. (1994): Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. In: *Econometrica* 62 (6), S. 1383–1414. Online verfügbar unter <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p08b/p0879.pdf>.
- Bortz, J.; Lienert, G.; Boehnke, K. (2008): Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik. 3. Aufl. Heidelberg: Springer-Verlag GmbH.
- Buckle, D. J.; Partners, L. O.; Partners, O. (2003): Some aspects of active portfolio management. In: *Proceedings of the Institute of Quantitative Investment Research (UK) Annual Conference, Cambridge, UK*.
- Chow, G. C. (1960): Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. In: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, S. 591–605.
- Clarke, R.; Silva, H. de; Thorley, S. (2002): Portfolio Constraints and the Fundamental Law of Active Management. In: *Financial Analysts Journal* 58 (no. 5), S. 48–66.
- Czinkota, T. (2012): Das Halteproblem bei Strukturbrüchen in Finanzmarktzeitreihen. Online verfügbar unter <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/37072/>, zuletzt aktualisiert am 01.03.2012.
- Damodaran, A. (2003): The impossible Dream? Timing the Market. In: *Investment Philosophies: Successful Investment Philosophies and the Greatest Investors Who Made Them Work*: Wiley, S. 390–432.
- Dichtl, H.; Drobetz, W. (2009): Does tactical asset allocation work? Another look at the fundamental law of active management. In: *Journal of Asset Management* 10 (4), S. 235–252.
- Ding, Z. (2010): The Fundamental Law of Active Management: Time Series Dynamics and Cross-Sectional Properties. Online verfügbar unter http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1625834.
- Grinold, R. C.; Kahn, R. N. (2000): *Active portfolio management. A quantitative approach for providing superior returns and controlling risk*. 2nd ed. New York: McGraw-Hill Companies.
- Hansen, B. E. (2001): The new econometrics of structural change: Dating breaks in US labor productivity. In: *The Journal of Economic Perspectives* 15 (4), S. 117–128.
- Huber, C. (2000): *Wendepunkte in Finanzmärkten. Prognose und Asset Allocation*. Bad Soden/Ts: Uhlenbruch. Online verfügbar unter <http://www.worldcat.org/oclc/48457219>.
- Jones, W. P.; Furnas, G. W. (1987): Pictures of relevance: A geometric analysis of similarity measures. In: *Journal of the American society for information science* 38 (6), S. 420–442.
- Poddig, T. (1999): *Handbuch Kursprognose. Quantitative Methoden im Asset Management*. Bad Soden/Ts: Uhlenbruch.
- Poddig, T.; Dichtl, H.; Petersmeier, K. (2003): *Statistik, Ökonometrie, Optimierung. Methoden und ihre praktische Anwendung in Finanzanalyse und Portfoliomanagement*. Bad Soden/Ts: Uhlenbruch.
- Rasch, B.; Friese, M.; Hofmann, W.; Naumann, E. (2006): *Quantitative Methoden* 1. 2. Aufl. Heidelberg: Springer Medizin Verl.

Sedlacek, Tomas (2012): Die Ökonomie von Gut und Böse. München: Hanser, Carl.