

Prognosegütemaße

State of the Art der statistischen Ex-post-Beurteilung
von Prognosen

Peter Andres und Markus Spiwoks

Prognosegütemaße

State of the art der statistischen Ex-post-Beurteilung
von Prognosen

Peter Andres und Markus Spiwoks

Sofia-Studien

zur Institutionenanalyse

Nr. 00-1

ISSN 1439-6874

ISBN 3-933795-22-2

Peter Andres und Markus Spiwoks: Prognosegütemaße, State of the Art der statistischen Ex-post-Beurteilung von Prognosen, Sofia-Studien zur Institutionenanalyse Nr. 00-1, Darmstadt 2000.

Inhaltsverzeichnis

	Abbildungsverzeichnis	4
	Symbolverzeichnis	5
1	Einführung	9
2	Einfache Prognosefehlermaße	10
2.1	Größter Prognosefehler	10
2.2	Kleinster Prognosefehler	11
2.3	Mittlerer Prognosefehler	11
2.4	Mittlerer positiver Prognosefehler	12
2.5	Mittlerer negativer Prognosefehler	12
2.6	Mittlerer absoluter Prognosefehler	13
3	Kumulative Prognosefehlermaße	13
3.1	Kumulativer Überschätzungsfehler	13
3.2	Kumulativer Unterschätzungsfehler	14
3.3	Kumulativer absoluter Fehler	14
4	Abschnittsweise kumulative Prognosefehlermaße	14
4.1	Abschnittsweiser kumulativer Überschätzungsfehler	16
4.2	Abschnittsweiser kumulativer Unterschätzungsfehler	17
4.3	Abschnittsweiser absoluter kumulativer Fehler	17
4.4	Größter positiver kumulativer Fehler	17
4.5	Größter negativer kumulativer Fehler	18
4.6	Größter absoluter kumulativer Fehler	18
4.7	Mittlerer positiver kumulativer Fehler	18
4.8	Mittlerer negativer kumulativer Fehler	19
4.9	Mittlerer absoluter kumulativer Fehler	19

5	Mittlere relative Prognosefehlermaße	20
5.1	Mittlerer relativer Prognosefehler	20
5.2	Mittlerer relativer symmetrischer Prognosefehler	21
5.3	Mittlerer relativer gewichteter Prognosefehler	22
5.4	Mittlerer relativer gewichteter Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose	22
5.5	Mittlerer relativer absoluter Prognosefehler	23
5.6	Mittlerer relativer absoluter symmetrischer Prognosefehler	24
5.7	Mittlerer relativer absoluter gewichteter Prognosefehler	24
5.8	Mittlerer relativer absoluter gewichteter Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose	25
5.9	Durchschnittlicher Genauigkeitsquotient	25
6	Quadratische Prognosefehlermaße	26
6.1	Mittlerer quadratischer Prognosefehler	26
6.2	Mittlerer relativer quadratischer Prognosefehler	27
6.3	Wurzel des mittleren relativen quadratischen Prognosefehlers	27
6.4	Mittlerer relativer quadratischer gewichteter Prognosefehler	28
6.5	Variationskoeffizient	28
6.6	Prozentuale Genauigkeit	29
6.7	Januskoeffizient	29
7	Qualitative Kontrolle der Prognosegüte	30
7.1	Prognose-Realisations-Diagramm	30
7.2	Lamberts/Schüssler-Maß	33
8	Wendepunktfehlermaße	34
8.1	Wendepunktfehlerquote 1. Art	35
8.2	Wendepunktfehlerquote 2. Art	35
8.3	Allgemeine Wendepunktfehlerquote	35
8.4	Trefferquote	36

9	Gütemaße der Regressionsanalyse	36
9.1	Bestimmtheitsmaß	37
9.2	Korrelationskoeffizient	38
10	Theilsche Prognosefehlermaße	39
10.1	Theilscher Projektionskoeffizient	40
10.2	Theilscher Ungleichheitskoeffizient „alter Art“	41
10.3	Theilscher Ungleichheitskoeffizient „neuer Art“	42
10.4	Aufspaltung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ in einzelne Fehlerkomponenten	43
11	GOVA-Koeffizient	45
11.1	Berechnung des GOVA-Koeffizienten	47
11.2	Ausschluß einer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung	50
12	Prognosequalitätsmatrix	51
13	Fazit	54
	Literaturverzeichnis	55

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Schemadarstellung abschnittsweiser kumulativer Abweichungen	15
Abbildung 2:	Prognose-Realisations-Diagramm	32
Abbildung 3:	Rendite französischer Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit und entsprechende 12-Monats-Konsens-Prognose von Jan. 1990 bis Dez. 1999	45
Abbildung 4:	Rendite französischer Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit und um 12 Monate nach links verschobene 12-Monats-Konsens-Prognose von Jan. 1989 bis Dez. 1998	46
Abbildung 5:	Beispiel für eine Konstellation, die trotz gegenwartsorientierter Verlaufsanpassung einen GOVA-Koeffizienten von wenig größer als eins aufweisen kann	50
Abbildung 6:	Prognosequalitätsmatrix	52

Symbolverzeichnis

t	Beliebiger Zeitpunkt t
T	Gesamtzahl der vorliegenden Prognosen bzw. tatsächlich eingetretenen Beobachtungen
x_t	Eingetretene Beobachtung zum Zeitpunkt t
\hat{x}_t	Vorliegende Prognose zum Zeitpunkt t
h	Prognosehorizont
x_{t-h}	Tatsächlicher Wert der Variablen x in Periode $t - h$ (zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung)
i	Beliebiger Abschnitt i
I	Gesamtzahl der vorliegenden Abschnitte
$I - 1$	Anzahl der Vorzeichenwechsel der für $t = 1, \dots, T$.
I^{pos}	Anzahl der Abschnitte von Überschätzungen
I^{neg}	Anzahl der Abschnitte von Unterschätzungen
A_i	Abschnitte von Über- bzw. Unterschätzungen ($i = 1, \dots, I$)
$t(A_i)$	Beliebiger Zeitpunkt t innerhalb des Abschnittes A_i
$T(A_i)$	Gesamtzahl der vorliegenden Prognosen bzw. tatsächlich eingetretenen Beobachtungen innerhalb des Abschnittes A_i
Q_t	Lamberts/Schüssler-Maß
WP	Anzahl der prognostizierten Wendepunkte
W	Anzahl der eingetretenen Wendepunkte
FWP	Anzahl der Wendepunktfehler 1. Art
NWP	Anzahl der Wendepunktfehler 2. Art

P_t	Relative prognostizierte Variablenänderung der Variablen x zum Zeitpunkt t
	$\frac{\hat{x}_t - x_{t-h}}{x_{t-h}}$
A_t	Relative realisierte Variablenänderung der Variablen x zum Zeitpunkt t
	$\frac{x_t - x_{t-h}}{x_{t-h}}$
\bar{P}, \bar{A}	Durchschnittswerte der P_t und A_t
α, β	Regressionsparameter
$\hat{\alpha}, \hat{\beta}$	Schätzer der Parameter α, β
ε_t	Unbekannte Störterme mit dem Erwartungswert Null und der Varianz σ^2
\tilde{x}_t	Wert auf der geschätzten Regressionsgerade der Regression zwischen x und \hat{x} im Zeitpunkt t
Var, σ^2	Varianz
s, σ	Standardabweichung
Cov	Kovarianz
Kor, r	Korrelationskoeffizient
R^2	Bestimmtheitsmaß
φ	Theilscher Projektionskoeffizient
U_1	Theilscher Ungleichheitskoeffizient „alter Art“
U_2	Theilscher Ungleichheitskoeffizient „neuer Art“
MF	Systematische Fehlschätzung des Niveaus (Mittelwertfehler)

<i>VF</i>	Systematische Fehlschätzung der Schwankungen (Varianzfehler)
<i>ZF</i>	Zufällige, nichtsystematische Fehlerkomponente (Zufallsfehler)

1

Einführung

Unter Prognosegüte wird das Ausmaß der Übereinstimmung zwischen prognostizierten und realisierten Werten der zu prognostizierenden Variable verstanden.¹ Abschließende Aussagen über die Güte einer Prognose können dementsprechend nur nach dem Eintreffen der tatsächlichen Ausprägung der zuvor prognostizierten Werte (ex post) getroffen werden.²

Es liegt eine nur schwer zu überschauende Vielzahl von statistischen Verfahren zur Messung der Prognosegüte vor.³ Dies ist in erster Linie darauf zurückzuführen, daß für unterschiedliche Fragestellungen häufig vollkommen verschiedene Charakteristika der untersuchten Prognosen von Interesse sind. Die Vielfalt möglicher Untersuchungsziele zieht zwangsläufig ein breites Spektrum an methodischen Ansätzen, das heißt an Prognosegütemaßen nach sich.

Die vorliegende Studie gibt einen umfassenden Überblick über die bedeutendsten Prognosegütemaße.⁴ Die Darstellung einer Vielzahl von Prognosegütemaßen für verschiedenste Anwendungsbereiche soll dem Leser die Auswahl eines adäquaten methodischen Ansatzes für spezifische Fragestellungen erleichtern.

1

Vgl. Franke, Günter; Hax, Herbert (1995), S. 245; Dichtl, Erwin; Issing, Otmar (Hrsg.) (1993), S. 1732.

2

Vgl. Dichtl, Erwin; Issing, Otmar (Hrsg.) (1993), S. 1732.

3

Vgl. beispielsweise Schwarze, Jochen (1980), S. 317-344; Schwarze, Jochen (1973), S. 535-558; Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf (1978), S. 249-288; Khosrawi-Rad, Mohammad Dj. (1991), S. 213-255; Galler, Heinz P. (1977), S. 178-189; Schröder, Dominik (1998), S. 68-70; Mathews, Brian P.; Diamantopoulos, Adamantios (1994), S. 411-412; Bouthevillain, Karine; Mathis, Alexandre (1995), S. 92; Ng, Tim (1996), S. 17-18; Mills, Terence C.; Pepper, Gordon P. (1997), S. 5-7; Heilemann, Ullrich (1981), S. 51-57; Poddig, Thorsten (1996), S. 429-440. Sehr knappe und übersichtliche Darstellungen wichtiger Prognosegütemaße finden sich bspw. bei Wiedemann, Raimund (1990), S. 23-25; Breckling, Jens; Hillmer, Matthias (1996), S. 300-302; Bock, Robert; Dietl, Wolfgang (1996), S. 187; Poddig, Thorsten (1999), S. 458-469; Levin, Frank (1993), S. 655. Allgemeine Anmerkungen zu Prognosegütemaßen und Ansätzen zur Verbesserung der Prognosegüte machen Goodwin, Paul; Wright, George (1993), S. 147-161, und Stewart, Thomas R.; Lusk, Cynthia M. (1994), S. 579-599.

4

Die Begriffe „Prognosegütemaß“ und „Prognosefehlermaß“ werden in der Literatur synonym verwendet. Auch im hier vorliegenden Aufsatz werden diese Begriffe als übereinstimmend verstanden.

Zunächst werden einfache Prognosefehlermaße erläutert (Kapitel 1). Anschließend werden kumulative (Kapitel 3) und abschnittsweise kumulative Prognosefehlermaße (Kapitel 4) dargestellt. In Kapitel 5 werden relative und in Kapitel 6 quadratische Prognosefehlermaße diskutiert. Anschließend werden Ansätze zur qualitativen Kontrolle der Prognosegüte dargelegt (Kapitel 7). Die inhaltlich eng verwandten Wendepunktfehlermaße folgen in Kapitel 8. Gütemaße der Regressionsanalyse werden in Kapitel 9 vorgestellt. Die Theilschen Prognosefehlermaße werden in Kapitel 10 erörtert. Abschließend werden mit dem GOVA-Koeffizienten (Kapitel 11) und der Prognosequalitätsmatrix (Kapitel 12) neuere Konzepte zur Beurteilung von Prognosen (insbesondere von Kapitalmarktprognosen) erläutert.

2

Einfache Prognosefehlermaße

Zunächst sollen Prognosefehlermaße dargestellt werden, die in ihrer Struktur einfach und daher intuitiv leicht nachvollziehbar sind. Bei bestimmten Fragestellungen ist die Anwendung dieser Fehlermaße durchaus als adäquat anzusehen, auch wenn sie nicht komplex ausgestaltet sind.

2.1

Größter Prognosefehler

$$GP = \max_t (\hat{x}_t - x_t)$$

mit

- x_t : Eingetretene Beobachtung zum Zeitpunkt t
(t läuft von $t = 1$ bis T)
- \hat{x}_t : Vorliegende Prognose zum Zeitpunkt t
(t läuft von $t = 1$ bis T)

Der größte Prognosefehler (GP)⁵ ist dann als Prognosegütemaß geeignet, wenn ausschließlich der größte Fehler von Interesse ist.

Beispielweise für den Fall, daß eine Lieferbereitschaft gewährleistet werden muß, kann mit Hilfe dieses Fehlermaßes das Prognoseverfahren ermittelt wer-

⁵

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 332.

den, das über die normale Lieferdisposition hinaus die geringste Reservelagererfordernis mit sich bringt.

2.2 Kleinster Prognosefehler

$$KP = \min_t (\hat{x}_t - x_t)$$

Der kleinste Prognosefehler (KP)⁶ ist nur geeignet für Fragestellungen, bei denen ausschließlich die kleinste Abweichung von Prognose und tatsächlichem Ereignis ausschlaggebend ist.

Beispielsweise wenn eine einmalige Beobachtung eines Phänomens angestrebt wird, dieses aber nur zu bestimmten Zeitpunkten zu beobachten ist, kann mit Hilfe des kleinsten Prognosefehlers die Prognose ermittelt werden, die zumindest in einem Fall den Zeitpunkt der Beobachtungsmöglichkeit am besten erfaßt hat.

2.3 Mittlerer Prognosefehler

$$MP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{x}_t - x_t)$$

mit

T : Gesamtanzahl der vorliegenden Prognosen bzw. tatsächlich eingetretenen Beobachtungen

Der mittlere Prognosefehler (MP)⁷ gibt die durchschnittliche Abweichung des prognostizierten vom tatsächlich eingetretenen Wert an. Das Maß beschreibt die grundsätzliche Tendenz der Prognose. Mit Hilfe des mittleren Prognosefehlers kann eine durchschnittliche Überschätzung beziehungsweise Unterschätzung des prognostizierten Phänomens durch die Prognose ermittelt werden. Je näher der mittlere Prognosefehler dem Wert Null ist, desto geringer ist die globale Über- beziehungsweise Unterschätzung der tatsächlichen Entwicklung durch die Prognose.

6

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 332.

7

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 328. *Khosrawi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 218, nimmt eine Unterscheidung zwischen deduktivem und induktivem mittleren Fehler vor.

Die einzelnen Abweichungen werden dabei saldiert. Stimmen Über- und Unterschätzungen per saldo überein, weist der mittlere Prognosefehler eine Null aus. Prognosen mit starken Abweichungen zu den tatsächlichen Werten können also nicht von Prognosen mit nur geringen Abweichungen unterschieden werden, sofern die jeweiligen Über- beziehungsweise Unterschätzungen weitgehend gleich stark vertreten sind. Dieser Unwägbarkeit wird in Ansätzen wie dem mittleren positiven, dem mittleren negativen oder dem mittleren absoluten Prognosefehler Rechnung getragen.

2.4 Mittlerer positiver Prognosefehler

$$MPP = \frac{1}{T} \sum_{\substack{t=1 \\ (\hat{x}_t - x_t) \geq 0}}^T (\hat{x}_t - x_t)$$

Der mittlere positive Prognosefehler (*MPP*)⁸ ist geeignet, die durchschnittliche Überschätzung eines Prognoseverfahrens darzustellen. In die Mittelwertbildung gehen nur die Überschätzungen ein, die Unterschätzungen werden dagegen nicht berücksichtigt.

2.5 Mittlerer negativer Prognosefehler

$$MNP = \frac{1}{T} \sum_{\substack{t=1 \\ (\hat{x}_t - x_t) \leq 0}}^T (\hat{x}_t - x_t)$$

Der mittlere negative Prognosefehler (*MNP*)⁹ ist darauf ausgelegt, die durchschnittliche Unterschätzung eines Prognoseverfahrens darzustellen. In die Mittelwertbildung gehen nur die Unterschätzungen ein, die Überschätzungen werden dagegen nicht berücksichtigt.

Will man eine Prognose umfassender charakterisieren, können sowohl der mittlere positive als auch der mittlere negative Fehler ermittelt und ausgewiesen werden.

8

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 332.

9

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 332.

2.6 Mittlerer absoluter Prognosefehler

$$MAP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{x}_t - x_t|$$

Der mittlere absolute Prognosefehler (*MAP*)¹⁰ gibt die durchschnittliche Entfernung zwischen dem prognostizierten und dem tatsächlich eingetretenen Wert an. Es werden lediglich die Entfernungen zwischen diesen beiden Werten erfaßt. Ob die Abweichungen positiv oder negativ sind, ist ohne Belang, denn durch die Betrachtung der absoluten Abweichungen kommt es nicht zu einer Saldierung von Über- und Unterschätzungen.

3 Kumulative Prognosefehlermaße

Für einige Anwendungsbereiche ist es zweckmäßig, kumulative Über- bzw. Unterschätzungsfehler zu berechnen, um quantitativ beurteilen zu können, in welchem Ausmaß Prognoseverfahren dazu neigen, zu über- und/oder zu unterschätzen.¹¹

3.1 Kumulativer Überschätzungsfehler

$$KÜF = \sum_{\substack{t=1 \\ (\hat{x}_t - x_t) \geq 0}}^T (\hat{x}_t - x_t)$$

Wenn die gesamte (kumulative) Überschätzung im untersuchten Zeitraum von Interesse ist, bietet sich der kumulative Überschätzungsfehler (*KÜF*) als Beurteilungsmaßstab für Prognosen an.

¹⁰

Vgl. Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf (1978), S. 263-264; Schwarze, Jochen (1980), S. 328; Khosrawi-Rad, Mohammad Dj. (1991), S. 219.

¹¹

Schwarze betrachtet dagegen ausschließlich die abschnittswise kumulativen Abweichungen. Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 324-325.

3.2 Kumulativer Unterschätzungsfehler

$$KUF = \sum_{\substack{t=1 \\ (\hat{x}_t - x_t) \leq 0}}^T (\hat{x}_t - x_t)$$

Wenn die gesamte (kumulative) Unterschätzung im untersuchten Zeitraum erfaßt werden soll, bietet sich der kumulative Unterschätzungsfehler (*KUF*) als Beurteilungsmaßstab für Prognosen an.

3.3 Kumulativer absoluter Fehler

$$KAF = \sum_{t=1}^T |\hat{x}_t - x_t|$$

Fallen für eine Fragestellung Abweichungen der Prognose von den tatsächlichen Werten nach oben wie nach unten gleichermaßen ins Gewicht, und soll die gesamte (kumulierte) Abweichung des betrachteten Zeitraums erfaßt werden, so ist dies mit Hilfe des kumulierten absoluten Prognosefehlers (*KAF*) möglich.

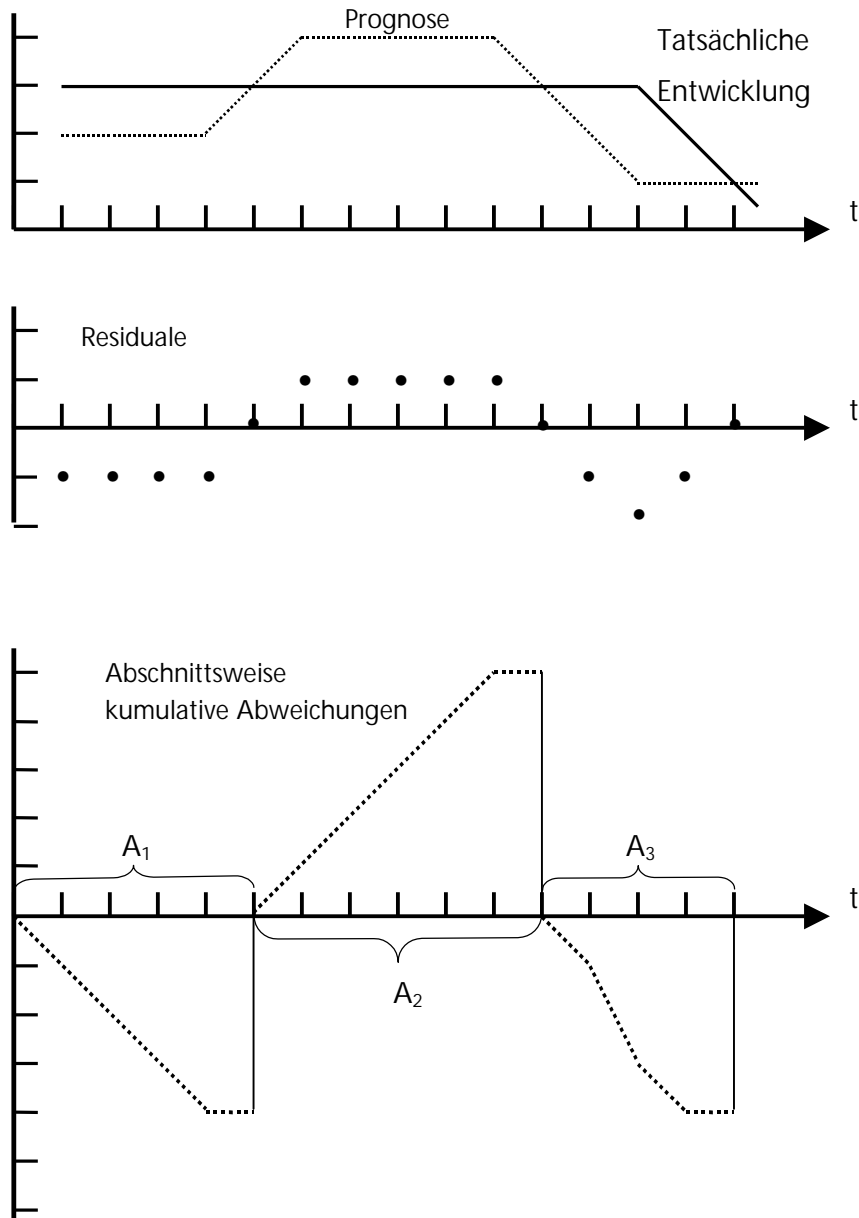
4 Abschnittsweise kumulative Prognosefehlermaße

Positive und negative Abweichungen der Prognose vom zu schätzenden Parameter lassen sich in Abschnitte A_i ($i = 1, \dots, I$) einteilen. Abschnitte mehrerer aufeinanderfolgender Überschätzungen (Unterschätzungen) können separat kumuliert werden. Beim Wechsel von der Über- zur Unterschätzung (und umgekehrt) endet der betrachtete Abschnitt. Innerhalb dieses Abschnitts werden die Abweichungen kumuliert. Damit läßt sich darstellen, welches Ausmaß der Fehlschätzung erreicht wird, bis eine überschießende Annäherung an die eigentliche Entwicklung erreicht ist.¹²

¹²

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 324-325.

Abbildung 1: Schemadarstellung abschnittsweise kumulativer Abweichungen



Quelle: In Anlehnung an *Schwarze, Jochen* (1980), S. 324

Die Abschnitte A_i ($i = 1, \dots, I$) sind folgendermaßen definiert:

Die Abschnitte sind durch einen Vorzeichenwechsel der Residuale von $(\hat{x}_t - x_t)$ nach $(\hat{x}_{t+1} - x_{t+1})$ begrenzt.

Dadurch ergibt sich:

$I - 1 =$ Anzahl der Vorzeichenwechsel der $(\hat{x}_t - x_t)$ für $t = 1, \dots, T$.

Die einzelnen Beobachtungen innerhalb eines Abschnittes erhalten den Index $t(A_i)$ ($t(A_i) = 1, \dots, T(A_i)$).

Daher gilt:

$$\sum_{i=1}^I T(A_i) = T$$

4.1

Abschnittsweiser kumulativer Überschätzungsfehler

$$KÜF(A_i) = \sum_{\substack{t(A_i)=1 \\ \hat{x}_{t(A_i)} - x_{t(A_i)} \geq 0}}^{T(A_i)} (\hat{x}_{t(A_i)} - x_{t(A_i)})$$

Der abschnittsweise kumulative Überschätzungsfehler $(KÜF(A_i))^{13}$ ist in solchen Fällen ein geeignetes Prognosegütemaß, in denen es von Interesse ist, wie stark sich die Abweichungen der Prognose von den tatsächlichen Ereignissen aufsummieren, bevor ein Abschnitt der Überschätzung in eine Phase der Unterschätzung umschlägt.

13

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 325.

4.2

Abschnittsweiser kumulativer Unterschätzungsfehler

$$KUF(A_i) = \sum_{\substack{t(A_i)=1 \\ \hat{x}_{t(A_i)} - x_{t(A_i)} \leq 0}}^{T(A_i)} (\hat{x}_{t(A_i)} - x_{t(A_i)})$$

Der abschnittsweise kumulative Unterschätzungsfehler ($KUF(A_i)$)¹⁴ ist in den Fällen ein geeignetes Prognosegütemaß, in denen ermittelt werden soll, wie stark sich die Abweichungen der Prognose von den tatsächlichen Beobachtungen aufsummieren, bevor ein Abschnitt der Unterschätzung in eine Phase der Überschätzung umschlägt.

4.3

Abschnittsweiser absoluter kumulativer Fehler

$$KAF(A_i) = \sum_{t(A_i)=1}^{T(A_i)} \left| \hat{x}_{t(A_i)} - x_{t(A_i)} \right|$$

Bei dem abschnittweisen absoluten kumulativen Fehler ($KAF(A_i)$)¹⁵ werden die abschnittweisen kumulierten Abweichungen unabhängig davon erfaßt, ob es sich um Unter- oder Überschätzungen handelt.

Aus diesen drei abschnittweisen kumulativen Prognosefehlermaßen lassen sich weitere abschnittsweise kumulative Fehlermaße ableiten:

4.4

Größter positiver kumulativer Fehler

$$GPKF = \max_i (KUF(A_i))$$

Der größte positive kumulative Fehler ($GPKF$)¹⁶ ist in den Fällen ein geeignetes Prognosegütemaß, in denen es von Interesse ist, wie stark sich die positi-

¹⁴

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 325.

¹⁵

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 325-326.

¹⁶

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 335.

ven Abweichungen der Prognose von den tatsächlichen Ereignissen maximal aufsummieren, bevor ein Abschnitt der Überschätzung in eine Phase der Unterschätzung umschlägt.

4.5 Größter negativer kumulativer Fehler

$$GNKF = \max_i(KUF(A_i))$$

Der größte negative kumulative Fehler ($GNKF$)¹⁷ ist in den Fällen ein geeignetes Prognosegütemaß, in denen erfaßt werden soll, wie stark sich die negativen Abweichungen der Prognose von den tatsächlichen Ereignissen maximal aufsummieren, bevor ein Abschnitt der Unterschätzung in eine Phase der Überschätzung umschlägt.

4.6 Größter absoluter kumulativer Fehler

$$GAKF = \max_i(KAF(A_i))$$

Der größte absolute kumulative Fehler ($GAKF$)¹⁸ ist in den Fällen ein geeignetes Prognosegütemaß, in denen ermittelt werden soll, zu welchen kumulativen Beträgen sich negative oder positive Abweichungen der Prognose von den tatsächlichen Werten innerhalb eines Abschnittes maximal aufsummieren.

4.7 Mittlerer positiver kumulativer Fehler

$$MPKF = \frac{1}{I^{pos}} KÜF$$

I^{pos} bezeichnet hierbei die Anzahl der Abschnitte von Überschätzungen.

¹⁷

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 335.

¹⁸

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 335.

Der mittlere positive kumulierte Fehler ($MPKF$)¹⁹ zeigt, wie groß die abschnittweisen kumulierten Überschätzungsfehler ($KÜF(A_i)$) im Mittel der gesamten Prognose gewesen sind.

4.8 Mittlerer negativer kumulativer Fehler

$$MNKF = \frac{1}{I^{neg}} KUF$$

I^{neg} bezeichnet hierbei die Anzahl der Abschnitte von Unterschätzungen.

Der mittlere negative kumulierte Fehler ($MNKF$)²⁰ erfaßt, wie groß die abschnittweisen kumulierten Unterschätzungsfehler ($KUF(A_i)$) im Mittel der gesamten Prognose gewesen sind.

4.9 Mittlerer absoluter kumulativer Fehler

$$MAKF = \frac{1}{I} KAF$$

Der mittlere absolute kumulierte Fehler ($MAKF$)²¹ weist aus, wie groß die abschnittweisen kumulierten absoluten Abweichungen ($KAF(A_i)$) im Mittel der gesamten Prognose gewesen sind.

19

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 335.

20

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 335.

21

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 335.

5

Mittlere relative Prognosefehlermaße

Betrachtet man beispielweise eine Anleihenmarktprognose, so kann diese sich auf die Zinssatz- oder auf die Kursentwicklung beziehen. Soll in diesem Zusammenhang eine Kursprognose mit einer Zinssatzprognose verglichen werden, ist eine Normierung wichtig, da die nominal höheren Werte der Kursprognose das Ergebnis verzerren würden. Eine solche Normierung kann auf unterschiedlichen Wegen erfolgen.

Die hier betrachteten mittleren relativen Fehlermaße weisen alle eine Form der Normierung auf. Diese Normierung soll Prognosen, die sich auf unterschiedliche Prognosevariablen beziehen, vergleichbar machen.²²

5.1

Mittlerer relativer Prognosefehler

$$MRP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(\hat{x}_t - x_t)}{x_t}$$

Der mittlere relative Prognosefehler (*MRP*)²³ ist dadurch gekennzeichnet, daß die Abweichungen von Prognose und tatsächlichen Werten durch die jeweilige Beobachtung geteilt und damit bezüglich der Prognosevariable normiert wird.

Üblicherweise wird der tatsächliche Wert vom prognostizierten Wert subtrahiert und die Normierung bezieht sich auf den tatsächlichen Variablenwert. Aber auch Subtraktionen des Prognosewertes vom tatsächlichen Wert und Relativierungen mit dem Prognosewert sind grundsätzlich möglich. Somit ergeben sich vier verschiedene Varianten: mittlerer relativer Fehler (deduktiv), mittlerer relativer Fehler (induktiv), mittlerer relativer Fehler bezogen auf den Prognosewert, mittlerer relativer Fehler bezogen auf den Beobachtungswert.²⁴

²²

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1973), S. 551.

²³

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 328-329.

²⁴

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 219-220.

Im Gegensatz zum (nicht-normierten) mittleren Prognosefehler (*MP*) können mit Hilfe des mittleren relativen Prognosefehlers (*MRP*) verschiedene Prognosemodelle auch für unterschiedliche betrachtete Variablen miteinander verglichen werden, beispielsweise Rentenmarktprognosen auf Kurs- beziehungsweise auf Zinssatzbasis.

Bei der Multiplikation mit dem Wert 100 läßt er sich als mittlere prozentuale Abweichung vom zu schätzenden Parameter interpretieren.

5.2

Mittlerer relativer symmetrischer Prognosefehler

$$MRSP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(\hat{x}_t - x_t)}{\frac{1}{2}(\hat{x}_t + x_t)}$$

Eine Spielart des mittleren relativen Prognosefehlers ist der mittlere relative symmetrische Prognosefehler (*MRSP*)²⁵. Hierbei erfolgt die Relativierung durch das Mittel von x_t und \hat{x}_t , das heißt von Beobachtungs- und Prognosewert. Allerdings wird kritisiert, daß dieses Maß sachlich schwer zu interpretieren ist.²⁶ Weiterhin muß kritisch angemerkt werden, daß die Berücksichtigung des Prognosewertes als Summand im Nenner dazu führt, daß Überschätzungen zu einer relativ besseren Bewertung führen als Unterschätzungen gleichen Betrages.

²⁵

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 329.

²⁶

Vgl. Khosravi-Rad, Mohammad Dj. (1991), S. 221.

5.3 Mittlerer relativer gewichteter Prognosefehler

$$MRGP = \frac{\sum_{t=1}^T x_t \left(\frac{\hat{x}_t - x_t}{x_t} \right)}{\sum_{t=1}^T x_t} = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{x}_t - x_t)}{\sum_{t=1}^T x_t}$$

Beim mittleren relativen gewichteten Prognosefehler (*MRGP*)²⁷ werden die relativen Fehler mit der Ausprägung der Beobachtung gewichtet.

5.4 Mittlerer relativer gewichteter Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose

$$MRPnP = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{x}_t - x_t)}{\sum_{t=1}^T (x_{t-h} - x_t)}$$

Hat man überhaupt keine Vorstellung davon, was in Zukunft passieren wird, spricht ebensoviel für steigende wie für fallende Werte. In diesem Fall ist es rational, von unveränderten Werten auszugehen (naive Prognose²⁸). Somit stellt die naive Prognose den Nullpunkt der Prognosequalität dar. Weist eine Prognose keine signifikant bessere Qualität auf als die entsprechende naive Prognose, spiegelt sich darin eine völlige Unkenntnis der prognostizierten Zusammenhänge wider.²⁹ Deshalb ist auch eine Relativierung des mittleren relativen Prognosefehlers mit der naiven Prognose (*MRPnP*)³⁰ von Interesse. Bei

²⁷

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 222.

²⁸

Vgl. *Poddig, Thorsten* (1999), S. 455-456.

²⁹

Vgl. *Andres, Peter; Spiwoks, Markus* (1999), S.524.

³⁰

Anders bei *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 223.

Berücksichtigung der naiven Prognose muß der Prognosehorizont h mit einbezogen werden.³¹

Nimmt dieses Maß den Wert Eins an, so entspricht die durchschnittliche Über- bzw. Unterschätzung der Prognose der der entsprechenden naiven Prognose. Je nach Vorzeichen des Nenners und des Zählers müssen Ergebnisse von > 1 bzw. < 1 unterschiedlich bewertet werden. Eine Eindeutigkeit der Ergebnisse ist damit in der Regel nicht gewährleistet.

5.5 Mittlerer relativer absoluter Prognosefehler

$$MRAP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{\hat{x}_t - x_t}{x_t} \right|$$

Der mittlere relative absolute Prognosefehler ($MRAP$)³² ist das relative Äquivalent zum mittleren absoluten Prognosefehler (MAP).

Durch die Normierung der jeweiligen Entfernungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichem Wert sind die Fehler unterschiedlicher Prognosemodelle auch bezüglich unterschiedlicher Prognosevariablen vergleichbar.

Nach Multiplikation mit 100 kann er als durchschnittliche prozentuale Entfernung des Schätzers vom zu schätzenden Parameter interpretiert werden.

31

Rudolph, Andreas (1998), S. 10-15, unterscheidet zwischen einstufigen und mehrstufigen Prognosefehlern. Bei einstufigen Prognosefehlern umfaßt dabei der Prognosehorizont grundsätzlich eine Periode, während er bei den mehrstufigen Prognosefehlern variabel ist. Uns erscheint diese explizite Unterteilung nicht notwendig, da wir grundsätzlich von einem variablen Prognosehorizont h ausgehen, der den Spezialfall $h = 1$ mit einschließt.

32

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 220; *Schwarze, Jochen* (1980), S. 329; *Schwarze, Jochen* (1973), S. 551; *Brooks, Chris* (1997), S. 134.

5.6

Mittlerer relativer absoluter symmetrischer Prognosefehler

$$MRASP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|\hat{x}_t - x_t|}{\frac{1}{2}(\hat{x}_t + x_t)}$$

Eine Spielart des mittleren relativen absoluten Prognosefehlers (*MRAP*) ist der mittlere relative absolute symmetrische Prognosefehler (*MRASP*)³³. Auch hier wird kritisiert, daß dieses Maß sachlich schwer zu interpretieren ist.³⁴ Ebenso wie beim mittleren relativen symmetrischen Prognosefehler (*MRSP*) führt die Berücksichtigung des Prognosewertes als Summand im Nenner zu einer relativ besseren Bewertung von Überschätzungen gegenüber Unterschätzungen gleichen Betrages.

5.7

Mittlerer relativer absoluter gewichteter Prognosefehler

$$MRAGP = \frac{\sum_{t=1}^T x_t \left| \frac{\hat{x}_t - x_t}{x_t} \right|}{\sum_{t=1}^T x_t}$$

Beim mittleren relativen absoluten gewichteten Prognosefehler (*MRAGP*)³⁵ werden die Beträge der relativen Fehler mit der Ausprägung der Beobachtung gewichtet.

33

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 221; *Schwarze, Jochen* (1980), S. 329.

34

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 221.

35

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 222.

5.8

Mittlerer relativer absoluter gewichteter Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose

$$MRAPnP = \frac{\sum_{t=1}^T |\hat{x}_t - x_t|}{\sum_{t=1}^T |x_{t-h} - x_t|}$$

Der mittlere relative absolute gewichtete Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose (*MRAPnP*) ist das absolute Äquivalent zum mittleren relativen gewichteten Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose (*MRPnP*).

Die absolute Betrachtung vermeidet die gegenseitige Aufhebung von Über- und Unterschätzungen im Zähler und auch im Nenner. Damit gehen die Strecken der Abweichungen von Prognose bzw. naiver Prognose und tatsächlichen Werten in das Maß ein.

Nimmt dieses Maß den Wert 1 an, ist die Prognose ebenso gut bzw. schlecht wie die entsprechende naive Prognose. Bei > 1 (< 1) ist die betrachtete Prognose schlechter (besser) als die entsprechende naive Prognose. Die Ergebnisse sind damit leicht und eindeutig zu interpretieren. Der mittlere relative absolute gewichtete Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose (*MRAPnP*) zählt damit zu den interessantesten nicht-quadratischen Prognosegütemaßen.

5.9

Durchschnittlicher Genauigkeitsquotient

Der durchschnittliche Genauigkeitsquotient (*DGQ*)³⁶ ist dem mittleren relativen absoluten Prognosefehler (*MRAP*) ähnlich.³⁷

$$DGQ = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T GQ_t$$

mit

³⁶

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 241.

³⁷

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 241.

$$GQ_t = \begin{cases} \frac{x_t}{\hat{x}_t} & \text{für } x_t \geq \hat{x}_t \\ \frac{\hat{x}_t}{x_t} & \text{für } x_t < \hat{x}_t \end{cases}$$

Auch hier werden die mittleren Wegstrecken zwischen den Prognosewerten und den tatsächlichen Ausprägungen aufsummiert und durch die Anzahl der Beobachtungen geteilt.

6

Quadratische Prognosefehlermaße

Die Entfernungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichem Wert werden bei quadratischen Prognosefehlern quadriert. Hierdurch erfolgt eine stärkere Gewichtung von großen Prognosefehlern, das heißt die Verteilung der Fehler fließt so in die quadratischen Prognosefehlermaße ein, daß größere Abweichungen eine überproportionale Gewichtung erhalten.³⁸

6.1

Mittlerer quadratischer Prognosefehler

$$MPQ = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{x}_t - x_t)^2$$

Der mittlere quadratische Prognosefehler (*MPQ*)³⁹ ist die einfachste Form der quadratischen Prognosefehlermaße. Dabei werden die Abweichungen von Prognose und tatsächlichen Ereignissen quadriert, aufsummiert und schließlich durch die Anzahl der Beobachtungen geteilt. Damit wird vermieden, daß sich positive und negative Abweichungen gegenseitig aufheben. Außerdem erfolgt eine überproportionale Gewichtung großer gegenüber kleiner Abweichungen.

38

Vgl. *Theil, Henri; Boot, John C. G.; Kloek, Teun* (1971), S. 124.

39

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 223-224; *Schwarze, Jochen* (1980), S. 329; *Schwarze, Jochen* (1973), S. 540; *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 264; *Stewart, Thomas R.; Lusk, Cynthia M.* (1994), S. 580; *Schröder, Dominik* (1997), S. 69; *Masters, Timothy* (1998), S. 281; *Thompson, Patrick A.* (1990), S. 220.

6.2 Mittlerer relativer quadratischer Prognosefehler

$$MRPQ = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\frac{\hat{x}_t - x_t}{x_t} \right]^2$$

Der mittlere relative quadratische Prognosefehler ($MRPQ$)⁴⁰ ist das relative Äquivalent zum mittleren quadratischen Prognosefehler (MPQ). Die Normierung mit den tatsächlichen Beobachtungen ermöglicht den Vergleich von Prognosen, die sich auf unterschiedliche Prognosevariablen beziehen (beispielsweise Rentenkurs- und Zinssatzprognosen).⁴¹

6.3 Wurzel des mittleren relativen quadratischen Prognosefehlers

$$WMRQP = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\hat{x}_t - x_t}{x_t} \right)^2}$$

Grundsätzlich sind alle quadratischen Prognosefehlermaße auch als ihre Wurzel darstellbar. Die Wurzel des mittleren relativen quadratischen Prognosefehlers ($WMRQP$)⁴² wird hier hervorgehoben, da dieses Maß insbesondere in der angelsächsischen Literatur (Root-Mean-Square-Error) häufige Verwendung findet.⁴³

40

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 323 u. 333; *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 231.

41

Vgl. den Abschnitt 5 (mittlere relative Prognosefehlermaße).

42

Vgl. *Heilemann, Ullrich* (1981), S.245. Zur Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 329; *Schwarze, Jochen* (1973), S. 540.

43

Vgl. bspw. *Mulhern, Francis J.; Caprara, Robert J.* (1994), S. 200; *Ash, J. C. K.; Smyth, D. J.; Heravi, S. M.* (1990), S. 381; *Arora, Harjit K.; Smyth, David J.* (1990), S. 394.

6.4

Mittlerer relativer quadratischer gewichteter Prognosefehler

$$MRQGP = \frac{\sum_{t=1}^T x_t^2 \left(\frac{\hat{x}_t - x_t}{x_t} \right)^2}{\sum_{t=1}^T x_t^2} = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{x}_t - x_t)^2}{\sum_{t=1}^T x_t^2}$$

Beim mittleren relativen quadratischen gewichteten Prognosefehler ($MRQGP$)⁴⁴ werden die quadrierten relativen Fehler mit der quadrierten Ausprägung der Beobachtung gewichtet.

6.5

Variationskoeffizient

$$VK = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{x}_t - x_t)^2}}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t}$$

Beim Variationskoeffizienten (VK)⁴⁵ wird die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers durch die durchschnittliche tatsächliche Beobachtung geteilt. Dementsprechend kann man den Variationskoeffizienten als relative Ungenauigkeit interpretieren.

44

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 232.

45

Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 232-233; *Schwarze, Jochen* (1980), S. 333; *Heilemann, Ulrich* (1981), S. 245. Statt der Verwendung der Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers wird der Variationskoeffizient häufig auch mit dem mittleren Fehler gebildet.

6.6 Prozentuale Genauigkeit

$$PG = \left(1 - \left[\frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{x}_t - x_t)^2}}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t} \right] \right) \cdot 100$$

Die relative Genauigkeit bezieht sich unmittelbar auf den Variationskoeffizienten (VK). Durch Subtraktion des Variationskoeffizienten von eins ergibt sich das Komplementär der relativen Ungenauigkeit, nämlich die relative Genauigkeit. Durch Multiplikation mit 100 erhält man die prozentuale Genauigkeit (PG).⁴⁶

6.7 Der Januskoeffizient

Der Januskoeffizient (J)⁴⁷ ist ein Prognosefehlermaß, das zwischen einer Stützperiode (*in sample*) und einer Prognoseperiode (*out of sample*) unterscheidet. Durch die Berücksichtigung dieser beiden Perioden gibt er Auskunft über die Zeitstabilität der Prognose.

$$J = \frac{\sqrt{\frac{1}{m} \sum_{t=n+1}^{n+m} (\hat{x}_t - x_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{x}_t - x_t)^2}}$$

Prognoseperiode: $t = n + 1, \dots, n + m$

Stützperiode: $t = 1, \dots, n$

Der Januskoeffizient errechnet sich als der Quotient aus der Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers während der Prognoseperiode und der

⁴⁶

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 332-333.

⁴⁷

Vgl. Gadd, A; Wold, Herman O. (1964), S. 229 – 235; Schwarze, Jochen (1980), S. 340; Schwarze, Jochen (1973), S. 555; Khosravi-Rad, Mohammad Dj. (1991), S. 245-246; Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf (1978), S. 267.

Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers während der Stützperiode.

Für etwa gleich große Prognosefehler in der Prognose- und in der Stützperiode pendelt das Maß um den Wert Eins. Steigt der Prognosefehler im Zeitverlauf deutlich, nimmt der Januskoeffizient erheblich größere Werte als eins an. Im umgekehrten Fall gilt $J < 1$.

Die prinzipielle Struktur des Januskoeffizienten läßt sich auf beliebig definierte Prognosefehler übertragen. Die grundsätzlichen Aussagen bleiben dabei unverändert. Der Januskoeffizient wird insbesondere als Kontrollinstrument beim Bau von Prognosemodellen eingesetzt.

7

Qualitative Kontrolle der Prognosegüte

Bei der qualitativen Kontrolle der Prognosegüte werden bestimmte Charakteristika einer Prognose (teils grafisch, teils formal) ermittelt, um auf diese Weise zu einer Beurteilung der Prognosegüte vorzudringen. Dabei werden durchaus auch quantitative Elemente einbezogen. Aber eine inhaltliche Bewertung der beobachteten Charakteristika dominiert die quantitativen Elemente.

7.1

Prognose-Realisations-Diagramm

Ein einfaches Diagramm der Daten gibt eine erste Vorstellung von der Güte des verwendeten Prognoseverfahrens. Durch die fehlende Normierung der Daten ist dieser Eindruck jedoch recht unbestimmt und kann die Prognosegüte in aller Regel nicht gut vermitteln.

Einen sehr viel höheren Informationsgehalt besitzt das von Theil entwickelte Prognose-Realisations-Diagramm⁴⁸. Im Mittelpunkt steht die relative Betrachtungsweise der Daten.

48

Vgl. Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf (1978), S. 259; Rothschild, Kurt W. (1974), S. 582; Dichtl, Erwin; Issing, Otmar (Hrsg.) (1993), S. 1732; Schröder, Dominik (1997), S. 68.

Die relativen prognostizierten Änderungen der Variablen

$$P_t = \frac{\hat{x}_t - x_{t-h}}{x_{t-h}}$$

beziehungsweise die relativen realisierten Änderungen der Variablen

$$A_t = \frac{x_t - x_{t-h}}{x_{t-h}}$$

werden im Prognose-Realisations-Diagramm auf der Ordinate bzw. Abszisse abgetragen.⁴⁹

Dabei bezeichnen wie bisher:

- \hat{x}_t : Prognostizierter Wert für Periode t
- x_t : Tatsächlicher Wert in Periode t
- x_{t-h} : Tatsächlicher Wert in Periode $t - h$, das heißt der Wert zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung

Ebenso ist die Linie der perfekten Prognose eingezeichnet.⁵⁰ Diese Linie und die Koordinatenachsen teilen das Diagramm in verschiedene Bereiche auf. Die Lage der Punkte in den entsprechenden Bereichen vermittelt einen Eindruck von der Größe und der Art des Fehlers, geordnet nach Überschätzungs-, Unterschätzungs- und Wendepunktfehlern.

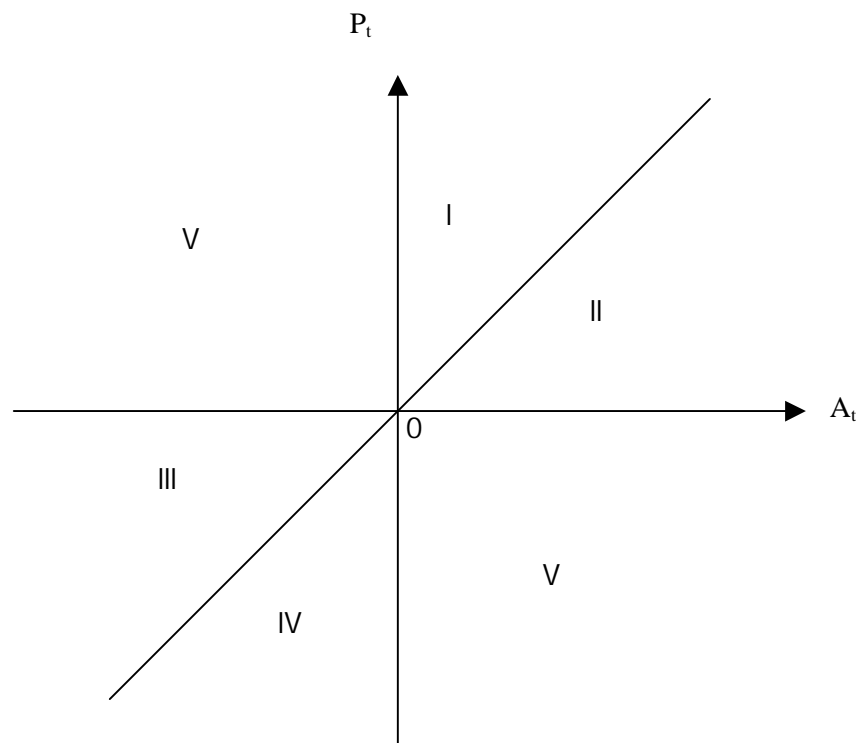
49

Diese beiden relativen Änderungen finden sich auch in den Theilschen Ungleichheitskoeffizienten wieder. Vgl. Abschnitt 10 (Theilsche Prognosefehlermaße).

50

Bei gleicher Skalierung von Abszisse und Ordinate entspricht diese Linie der Winkelhalbierenden.

Abbildung 2: Prognose-Realisations-Diagramm



Quelle: In Anlehnung an *Schwarze, Jochen* (1980), S. 322.

Im einzelnen zeigen die Bereiche Folgendes an:

- I : Bereich der Überschätzung des Wachstumsprozesses
- II : Bereich der Unterschätzung des Wachstumsprozesses
- III : Bereich der Unterschätzung des Schrumpfungsprozesses
- IV : Bereich der Überschätzung des Schrumpfungsprozesses
- V : Bereiche der Wendepunktfehler

Bei allen in den Bereichen I-IV liegenden Punkten wurde die Richtung der Entwicklung korrekt prognostiziert. Die Entfernung der Punkte zur Linie der perfekten Prognose veranschaulicht die Größe der Abweichungen. Bei den in den beiden Bereichen V befindlichen Punkten wurde die Richtung der Entwicklung falsch eingeschätzt. Es liegt ein sogenannter Wendepunktfehler vor.

Insgesamt gibt die Lage der Punktwolke einen Aufschluß über die Leistungsfähigkeit des Prognoseverfahrens. Je dichter die Punkte an der Linie der per-

fechten Prognose liegen, desto besser ist die verwendete Methode. Zu einer ersten Abschätzung der Treffergenauigkeit ist dieses Verfahren gut geeignet.

7.2

Lamberts/Schüssler-Maß

Lamberts und Schüssler⁵¹ haben ein Maß entwickelt, anhand dessen die - im Prognose-Realisations-Diagramm aufgezeigten - Prognosefehler für einen bestimmten Zeitpunkt t abgelesen werden können.

Das Lamberts/Schüssler-Maß (Q_t)⁵² zielt auf die korrekte Tendenzfassung ab und lautet:

$$Q_t = \frac{P_t - A_{t-1}}{A_t - A_{t-1}}.$$

Für Q_t gilt:

- $Q_t > 1$: Überschätzung der Veränderungsrate
- $0 \leq Q_t < 1$: Unterschätzung der Veränderungsrate
- $Q_t < 0$: Wendepunktfehler
- $Q_t = 1$: Übereinstimmung

Für $A_t = A_{t-1}$ ist das Maß nicht definiert.

Das Maß gibt Auskunft über den Prognosefehler zu einem bestimmten Zeitpunkt, macht aber keine Aussage über die Güte des verwendeten Verfahrens insgesamt.

51

Vgl. Lamberts, Willi; Schüssler, L. (1967), S. 286.

52

Vgl. Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf (1978), S. 263.

8

Wendepunktfehlermaße

Ein Wendepunkt ist die Änderung der Entwicklungstendenz einer Zeitreihe (fallend in steigend oder umgekehrt).⁵³

Ein Wendepunktfehler liegt vor, wenn sich die Entwicklungstendenz ändert, dies aber nicht prognostiziert wurde (Wendepunktfehler 2. Art), oder wenn eine Änderung der Entwicklungstendenz prognostiziert wurde, dann jedoch nicht eintritt (Wendepunktfehler 1. Art).⁵⁴

Wendepunktfehlermaße schließen sich konzeptionell der qualitativen Kontrolle der Prognosegüte an. Allerdings zielen sie auf eine Quantifizierung der qualitativen Beurteilungsmerkmale ab. Wendepunktfehlermaße sind damit im Hinblick auf die intersubjektive Betrachtung robuster, das heißt eindeutiger zu interpretieren.

Für die hier dargestellten Wendepunktfehlermaße werden folgende Symbole verwendet:

<i>WP</i>	=	Anzahl der prognostizierten Wendepunkte
<i>W</i>	=	Anzahl der eingetretenen Wendepunkte
<i>FWP</i>	=	Anzahl der Wendepunktfehler 1. Art (Wendepunkt wird prognostiziert, tritt aber nicht ein ⁵⁵)
<i>NWP</i>	=	Anzahl der Wendepunktfehler 2. Art (Wendepunkt wird nicht prognostiziert, tritt aber ein ⁵⁶)

53

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 321; *Schröder, Dominik* (1997), S. 67.

54

Vgl. *Rothschild, Kurt W.* (1974), S. 578.

55

Vgl. *Rothschild, Kurt W.* (1974), S. 578.

56

Vgl. *Rothschild, Kurt W.* (1974), S. 578.

8.1 Wendepunktfehlerquote 1. Art

$$WPF1 = \frac{FWP}{WP}$$

Die Wendepunktfehlerquote 1. Art ($WPF1$)⁵⁷ zeigt, wieviel der prognostizierten Wendepunkte in Wirklichkeit nicht eingetreten sind. Wurden 10 Wendepunkte prognostiziert, von denen 2 nicht eintrafen, nimmt $WPF1$ den Wert 0,2 an.

8.2 Wendepunktfehlerquote 2. Art

$$WPF2 = \frac{NWP}{W}$$

Die Wendepunktfehlerquote 2. Art ($WPF2$)⁵⁸ zeigt, wieviel der tatsächlichen Wendepunkte zuvor prognostiziert wurden. Wurden 10 Wendepunkte zutreffend prognostiziert, es gab jedoch in Wirklichkeit 10 weitere, nimmt $WPF2$ den Wert 0,5 an.

8.3 Allgemeine Wendepunktfehlerquote

$$AWPF = \frac{FWP + NWP}{W}$$

Die allgemeine Wendepunktfehlerquote ($AWPF$)⁵⁹ faßt Wendepunktfehler 1. und 2. Art zusammen und stellt sie ins Verhältnis zu allen tatsächlich aufgetretenen Wendepunkten.

57

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 327.

58

Vgl. Schwarze, Jochen (1980), S. 327.

59

Anders bei Schwarze, Jochen (1980), S. 327.

8.4 Trefferquote

$$TQ = 1 - \frac{1}{T}(FWP + NWP)$$

Die Trefferquote $(TQ)^{60}$ entspricht dem Anteil der richtig erfaßten Entwicklungstendenzen (steigend oder fallend) an allen Prognosen.⁶¹

9 Gütemaße der Regressionsanalyse

Bei den beiden nachfolgenden, auf der Regressionsanalyse beruhenden Gütemaßen wird getestet, ob ein linearer Zusammenhang zwischen den tatsächlich eingetretenen Werten $x_t (t = 1, \dots, T)$ und den prognostizierten Werten $\hat{x}_t (t = 1, \dots, T)$ vorliegt.

Hierfür wird unterstellt, daß ein linearer Zusammenhang der Form

$$x_t = \alpha + \beta \hat{x}_t + \varepsilon_t$$

zwischen x und \hat{x} besteht. α, β sind dabei unbekannte zu schätzende Parameter. Bei den ε_t handelt es sich um unbekannte Störterme mit dem Erwartungswert Null und der Varianz $\sigma^2 (\sigma^2 > 0)$.⁶²

Aus der vorliegenden Stichprobe schätzt man nun die unbekannt Parameter mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate.⁶³ Hierbei werden die $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$

so geschätzt, daß $\sum_{t=1}^T (x_t - \hat{x}_t)^2$ minimiert wird.

60

Vgl. *Schwarze, Jochen* (1980), S. 327.

61

Vgl. *Poddig, Thorsten* (1999), S. 465.

62

Ausführliche Informationen zu den Modellannahmen und zum Regressionsmodell finden sich bspw. bei *Schneeweiß, Hans* (1990), S. 29-37.

Als Ergebnis erhält man die geschätzte Regressionsgerade \tilde{x} :

$$\tilde{x}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \hat{x}_i$$

Aufbauend auf den so definierten Größen lassen sich das Bestimmtheitsmaß und der Korrelationskoeffizient leicht darstellen.

9.1

Bestimmtheitsmaß

$$R^2 = \frac{\text{Var}(\tilde{x})}{\text{Var}(x)}$$

Das Bestimmtheitsmaß (R^2)⁶⁴ ist das Verhältnis von durch die Regression (zwischen x und \hat{x}) erklärter und gesamter Varianz.⁶⁵

Das Bestimmtheitsmaß bewegt sich zwischen null und eins. Nimmt es den Wert Eins an, so liegt eine perfekte Prognose vor. Bei einem R^2 von 0,8 werden 80% der gesamten Varianz der tatsächlichen Entwicklung durch die Prognose erfaßt.⁶⁶

63

Zur Methode der kleinsten Quadrate vgl. bspw. *Eckey, Hans-Friedrich; Kosfeld, Reinhold; Dreger, Christian* (1995), S. 23-39; *Frohn, Joachim* (1995), S. 31-41; *Schips, Bernd* (1990), S. 54-64; *Singer, Hermann* (1999), S. 275-279; *Schaich, Eberhard; Brachinger, Hans Wolfgang* (1990), S. 23-24; *Linhart, Heinz; Zucchini, Walter* (1982), S. 19-24; *Kreyszig, Erwin* (1965), S. 258-261; *Schneeweiß, Hans* (1990), S. 41-51.

64

Vgl. zum Bestimmtheitsmaß bspw. *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 253-256; *Poddig, Thorsten; Dichtl, Hubert; Petersmeier, Kerstin* (2000), S. 57-58; *Frohn, Joachim* (1995), S. 50-54; *Eckey, Hans-Friedrich; Kosfeld, Reinhold; Dreger, Christian* (1995), S. 51-56; *Schaich, Eberhard; Brachinger, Hans Wolfgang* (1990), S. 24.

65

Vgl. *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 253.

66

Vgl. *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 255.

Das Bestimmtheitsmaß läßt sich auch ohne Rückgriff auf die Varianz, direkt aus den Daten ermitteln.

Es gilt dann:⁶⁷

$$R^2 = \frac{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\hat{x}_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \right) \left(x_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \right) \right]^2}{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\hat{x}_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{x}_t \right)^2 \right] \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(x_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \right)^2 \right]} = \frac{\text{Cov}(\hat{x}, x)}{\sqrt{\text{Var}(\hat{x})} \sqrt{\text{Var}(x)}}$$

9.2 Korrelationskoeffizient

$$Kor = \sqrt{R^2}$$

Der Korrelationskoeffizient (*Kor*)⁶⁸ ist lediglich die Quadratwurzel des Bestimmtheitsmaßes. Der Korrelationskoeffizient bewegt sich zwischen -1 und 1 . Der Wert Eins bezeichnet hierbei eine vollkommene Korrelation zwischen der tatsächlichen und der prognostizierten Entwicklung. Ein Korrelationskoeffizient von -1 zeigt hingegen eine vollkommen inverse Korrelation zwischen der tatsächlichen und der prognostizierten Entwicklung. Der Wert Null kennzeichnet hingegen das Nicht-Vorhandensein einer Korrelation von Prognose und wirklicher Entwicklung.

⁶⁷

Vgl. bspw. Schneeweiß, Hans (1990), S. 48.

⁶⁸

Vgl. bspw. Poddig, Thorsten; Dichtl, Hubert; Petersmeier, Kerstin (2000), S. 55-57.

10

Theilsche Prognosefehlermaße

Viele der bisher vorgestellten Prognosefehlermaße lassen anhand ihrer Ergebnisse nicht erkennen, ob eine betrachtete Prognose gut oder schlecht ist. Oft ist ein gesonderter Vergleich zur naiven Prognose⁶⁹ erforderlich.⁷⁰ Die dann zu beobachtenden Abweichungen sind häufig nicht eindeutig zu interpretieren. Daher wurden Fehlermaße entwickelt, die einen impliziten Vergleich mit der naiven Prognose beinhalten. Der wichtigste Impuls auf diesem Gebiet ging von Theil⁷¹ aus. Er entwickelte unter anderem den Projektionskoeffizienten und die Ungleichheitskoeffizienten. Diese Maße basieren auf der Überlegung, daß der Prognoseaufwand dann mit Sicherheit nicht zu rechtfertigen ist, wenn das Prognoseverfahren schlechtere Ergebnisse als die naive Prognose erzielt.

Der relevante Bereich der Theilschen Fehlermaße bewegt sich grundsätzlich von null bis eins. Die exakte, fehlerlose Prognose wird durch den Wert Null charakterisiert. Die naive Prognose führt zum Wert Eins.

69

Zum Begriff der „naiven Prognose“ vgl. bspw. *Poddig, Thorsten* (1999), S. 455-456.

70

Ausnahmen sind der mittlere relative gewichtete Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose (5.4) und der mittlere relative absolute gewichtete Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose (5.8).

71

Ein guter Überblick über die Theilschen Prognosefehlermaße findet sich bei *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 264-267.

10.1 Theilscher Projektionskoeffizient

Der Theilsche Projektionskoeffizient (φ)⁷² wird folgendermaßen berechnet:

$$\varphi = \sqrt{\frac{f_1}{f_2}}$$

mit

$$f_1 = \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (\hat{x}_t - x_t)^2 \quad \text{und} \quad f_2 = \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (x_t - x_{t-h})^2$$

wobei h den Prognosehorizont bezeichnet.

Im Zähler ist der mittlere quadratische Fehler (f_1) abgetragen, der durch die mittlere quadratische Änderung der realisierten Werte (f_2) im Nenner relativiert wird. Da in Zähler und Nenner die gleichen Maßeinheiten verwendet werden, ist der Gesamtausdruck dimensionslos. Für eine gute Prognose sollte er deutlich kleiner als eins sein.

Die Summation darf erst im Zeitpunkt $t = h + 1$ und nicht in $t = 1$ beginnen, da vor $t = 1$ keine Daten zur Verfügung stehen. Für alle $h > 0$ würde ansonsten der Fall auftreten, daß $t-h$ in der Summe von f_2 zu Beginn einen kleineren Wert als die Eins annehmen würde. Insgesamt stehen $T - h$ Werte im Betrachtungszeitraum zur Verfügung. Um mittlere Werte zu erhalten, muß daher in f_1 und f_2 durch $T - h$ und nicht durch T dividiert werden.

Der Nenner ist ein Maß für die Verteilung der jeweils aufeinanderfolgenden Beobachtungen und soll den Schwierigkeitsgrad der Prognose erfassen. Die Probleme bei der Verwendung von Prognoseverfahren hängen in der Regel aber nicht von der Höhe der Veränderungen ab, sondern die Regelmäßigkeiten beziehungsweise Unregelmäßigkeiten (Vorzeichenwechsel der Veränderungen) im Lebenszyklus des Prozesses bestimmen beziehungsweise begrenzen in der Regel die Prognosegüte.⁷³ Für den Fall, daß starke durchschnittliche Schwankungen verhältnismäßig gleichmäßig auftreten, vermittelt f_2 eine falsche Vorstellung von der Schwierigkeit der Prognose.

⁷²

Vgl. *Theil, Henri* (1955), S. 194 – 199; *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 234; *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 264.

⁷³

Vgl. *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 264 - 265.

Nach der Publikation des Projektionskoeffizienten entwickelte Theil daher das Konzept weiter und schlug zusätzliche Prüfgrößen zum Testen der Prognosegüte vor.

10.2

Theilscher Ungleichheitskoeffizient "alter Art" / ursprüngliche Fassung

Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient „alter Art“ (U_1)⁷⁴ berechnet sich wie folgt:

$$U_1 = \frac{\sqrt{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t)^2 + \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (A_t)^2}}$$

mit den bereits eingeführten

$$P_t = \frac{\hat{x}_t - x_{t-h}}{x_{t-h}} \quad \text{und} \quad A_t = \frac{x_t - x_{t-h}}{x_{t-h}}.$$

Bei vollkommener Übereinstimmung von Prognose und tatsächlichem Wert wird U_1 gleich Null. Maximal nimmt der Ungleichheitskoeffizient den Wert Eins an.⁷⁵

Auch für Prognoseverfahren, die schlechter als die naive Prognose (Fortschreibung der Werte aus Periode t in die Periode $t + h$) sind, ist dieser Ungleichheitskoeffizient kleiner als eins. Daher sind die Ergebnisse nicht eindeutig zu interpretieren und somit zum Vergleich von Prognosemethoden nur eingeschränkt geeignet.

74

Vgl. *Theil, Henri* (1966), S. 28; *Schwarze, Jochen* (1980), S. 333; *Schwarze, Jochen* (1973), S. 553; *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 264-265. Bei *Khosravi-Rad* wird die Formel fehlerhaft dargestellt. Es fehlt jeweils die Quadrierung im Nenner. Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad Dj.* (1991), S. 235.

75

Theil schätzt, daß der Ungleichheitskoeffizient für eine brauchbare Prognose nicht höher als 0,3 bis 0,4 liegen darf. Vgl. *Theil, Henri* (1961), S. 32; *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 265.

10.3 Theilscher Ungleichheitskoeffizient "neuer Art"

Diese Variante des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten wird im allgemeinen als *der* Theilsche Ungleichheitskoeffizient (U_2)⁷⁶ bezeichnet und lautet wie folgt:⁷⁷

$$U_2 = \frac{\sqrt{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (A_t)^2}}$$

Für perfekte Prognosen nimmt U_2 (ebenso wie U_1) den Wert Null an. Er ist allerdings nicht auf den maximalen Wert Eins begrenzt. Die Eins signalisiert hier, daß die Prognosemethode im Durchschnitt kein besseres Resultat liefert als die naive Prognose. Für $U_2 > 1$ ist das verwendete Prognoseverfahren schlechter als eine naive Prognose und damit ebensowenig zur Prognose geeignet. Die Normierung von $U_2 = 1$ läßt eine einfache Ergebnisinterpretation zu und hat dazu beigetragen, daß sich dieses Prognosefehlermaß in der Praxis durchgesetzt hat.⁷⁸

Alle wesentlichen Anforderungen an ein gutes Prognosefehlermaß werden von diesem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten erfüllt:

- Es findet ein impliziter Vergleich mit der naiven Prognose statt.
- Die positiven und negativen Abweichungen des Schätzers vom zu schätzenden Parameter heben sich nicht gegenseitig auf.
- Große Fehler werden überproportional gewichtet.

76

Vgl. *Theil, Henri* (1971), S. 28; *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 265.

77

Vgl. *Niederhübner, Norbert* (1994), S. 209; *Schwarze, Jochen* (1980), S. 333-335; *Hansmann, Karl-Werner* (1995), S. 271. Bei Khosravi-Rad wird der Nenner fehlerhaft dargestellt. Es fehlt die Summation. Vgl. *Khosravi-Rad, Mohammad, Dj.* (1991), S. 236.

78

Vgl. *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978), S. 265. Henschel bezeichnet den Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ bereits 1979 als „das wohl bekannteste Prüfmaß der Prognosebewertung“. Vgl. *Henschel, Helmut* (1979), S. 139. Bock und Dietl nennen ihn einen „klassischen Güteparameter für die Ex-Post-Prognosegüte“. Vgl. *Bock, Robert; Dietl, Wolfgang* (1996), S. 184.

- Durch die Normierung werden Prognosen mit unterschiedlichen Prognosevariablen miteinander vergleichbar.

10.4

Aufspaltung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ in einzelne Fehlerkomponenten

Ein weiterer wesentlicher Grund für die hohe Akzeptanz des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ in der Praxis ist die Möglichkeit einer Interpretation der Fehlerquellen mittels der Zerlegung des Prognosefehlers. Damit wird eine differenzierte Betrachtung der einzelnen Fehlerkomponenten möglich und es kann auf die Art des Fehlers geschlossen werden.⁷⁹

Der quadrierte Zähler beider Ungleichheitskoeffizienten kann dazu folgendermaßen zerlegt werden:⁸⁰

$$\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (s_P - s_A)^2 + 2(1 - r_{PA})s_P - s_A$$

mit:

\bar{P}, \bar{A} : Durchschnittswerte der P_t und A_t

s_P, s_A : Standardabweichung von P_t bzw. A_t

r_{PA} : Korrelationskoeffizient zwischen P_t und A_t

Weiterhin gilt:

$$\frac{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2}{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2} = 1 = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2 + (s_P - s_A)^2 + 2(1 - r_{PA})s_P - s_A}{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2} = MF + VF + ZF$$

mit

79

Vgl. *Frerichs, Walter; Kübler, Knut* (1980), S. 247; *Wallmeier, Martin* (1997), S. 164; *Heilemann, Ullrich* (1981), S. 245-246.

80

Vgl. *Theil, Henri* (1966), S. 29. Die Standardabweichungen beziehen sich bei *Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf* (1978) fälschlicherweise nicht auf die relativen prognostizierten bzw. realisierten Veränderungen der Variablen, sondern auf die Prognose und die Realisation selbst.

$$MF = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2}, \quad VF = \frac{(s_P - s_A)^2}{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2},$$

$$ZF = \frac{2(1 - r_{PA})s_P - s_A}{\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T (P_t - A_t)^2}$$

- MF*: Systematische Fehlschätzung des Niveaus (Mittelwertfehler)
VF: Systematische Fehlschätzung der Schwankungen (Varianzfehler)
ZF: Zufällige, nichtsystematische Fehlerkomponente (Zufallsfehler)

Die drei Fehlerkomponenten sind von unterschiedlicher Bedeutung für die Prognosegüte. Ein hoher Mittelwertfehler ist als folgenschwer anzusehen, da die zentrale Entwicklung der Variablen im Modell nicht richtig erfaßt wird. Eine Fehlschätzung der Varianz der Entwicklung und damit ein hoher Varianzfehler schränkt die Prognosegüte des verwendeten Modells ebenso ein, ist im allgemeinen aber nicht so schwerwiegend wie ein Mittelwertfehler in gleicher Höhe. Für einen gegebenen Gesamtfehler sollten daher *MF* und *VF* möglichst klein sein. Insgesamt sollte der Gesamtfehler damit fast ausschließlich auf *ZF* zurückzuführen sein (*MF*, *VF* → 0 und *ZF* → 1).

In der Literatur wurden verschiedenste Modifikationen des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten eingeführt, bei denen nichts an der grundsätzlichen Berechnungsmethode geändert wurde. Sie sind sehr spezifischen Problemstellungen angepaßt und sollen daher nicht weiter betrachtet werden.⁸¹

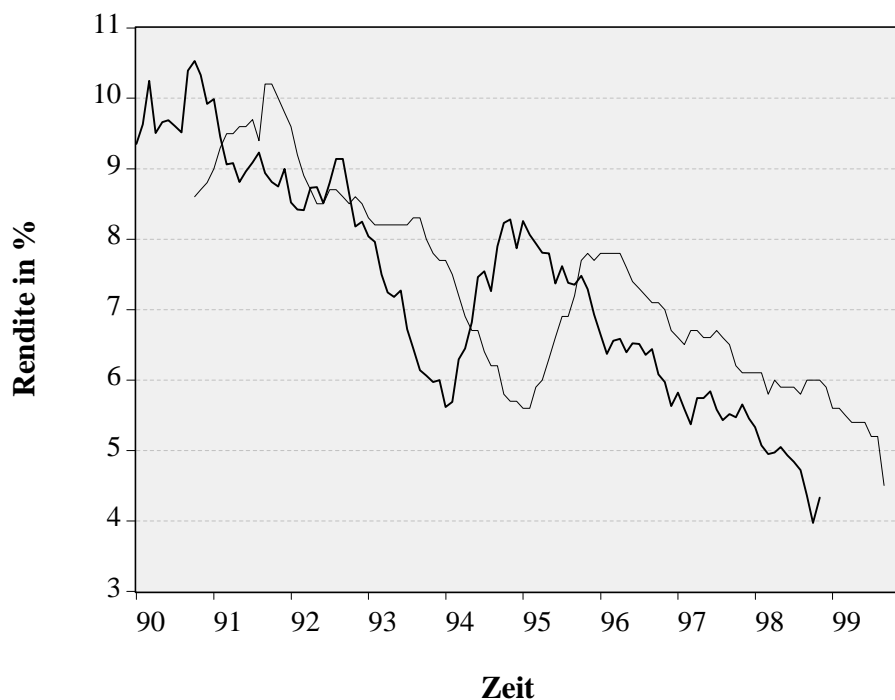
81

Sowohl *Theil, Henri* (1971), S. 59, als auch zahlreiche weitere Autoren haben spezielle Varianten der Theilschen Ungleichheitskoeffizienten entwickelt. Beispielsweise normiert *Albeck, Hermann* (1970), S. 38, den Zähler von U_1 mit der Standardabweichung vom arithmetischen Mittel und nicht von null. Er erhofft sich hierdurch, auch sehr unterschiedliche Verläufe von Wirtschaftsprozessen vergleichbar zu machen. Eine Berücksichtigung der dynamisierten Gewichtung des Prognosefehlers findet sich bei *Bednar, Leopold; Hasenauer, Rainer* (1977), S. 421-422.

11 GOVA-Koeffizient

Das folgende Beispiel einer 12-Monats-Konsens-Prognose⁸² der Renditen französischer Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit zeigt ein Phänomen, das insbesondere bei Kapitalmarktprognosen häufig zu beobachten ist.

Abbildung 3: Rendite französischer Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und entsprechende 12-Monats-Konsens-Prognose (dünne Linie) von Jan. 1990 bis Dez. 1999



Quelle: Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 515.

Es ist gut erkennbar, daß die 12-Monats-Renditeprognose der tatsächlichen Marktentwicklung um rund 12 Monate nachläuft. Insbesondere anhand der lokalen Maxima und Minima wird deutlich, daß die Prognose keine enge Kor-

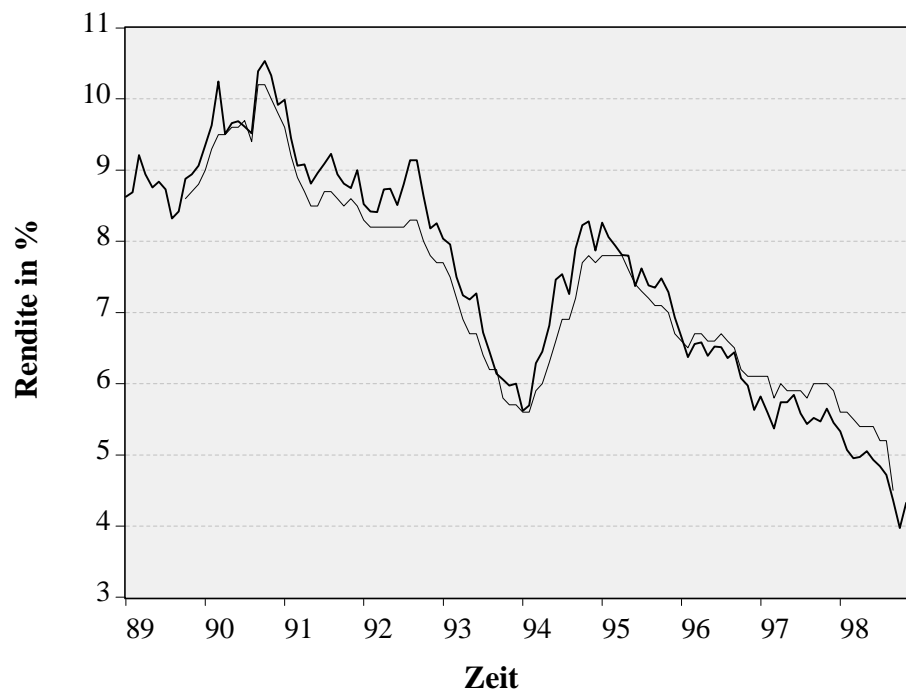
82

In dieser Konsens-Prognose werden monatlich die Prognosen von 15 bis 20 der bedeutendsten französischen Bankhäuser (z.B. Societe Generale, Banque Paribas, BNP, Credit Lyonnais, Credit Agricole, Credit National, Banque Indosuez) zusammengefaßt. Vgl. *Consensus Forecast*, Jg. 1989 bis 1998.

relation mit der später eintreffenden, tatsächlichen Entwicklung aufweist. Sie reflektiert lediglich die Vergangenheit.

Offenbar wurden die Prognostiker von der jeweiligen aktuellen Marktentwicklung stark in ihrer Zukunftseinschätzung beeinflusst. Besonders gut erkennbar wird dies, wenn man die 12-Monats-Prognose um 12 Monate nach links verschiebt (Abb. 4). In diesem Fall werden die Prognosedaten ihrem jeweiligen Entstehungszeitpunkt zugeordnet und nicht mehr - wie zuvor - dem jeweils prognostizierten Zeitpunkt.

Abbildung 4: Rendite französischer Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und um 12 Monate nach links verschobene 12-Monats-Konsens-Prognose (dünne Linie) von Jan. 1989 bis Dez. 1998



Quelle: Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 516.

Im Zeitpunkt ihrer Entstehung ähnelt die 12-Monatsprognose der jeweiligen Marktlage beziehungsweise der unmittelbar zurückliegenden Marktentwicklung. Im eigentlich zu prognostizierenden Zeitfenster ist hingegen kaum eine Übereinstimmung von Prognose und tatsächlicher Marktentwicklung festzustellen (Abb. 3).

Bei einer 12-Monats-Prognose sollten neue Informationen im Hinblick auf ihre Wirkung in zwölf Monaten reflektiert werden. Im hier dargestellten Beispiel wird jedoch die Kursentwicklung zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung unzulässig auf den Prognosehorizont übertragen. Diese Charakteristik wird als gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung (GOVA) von Prognosen bezeichnet.⁸³

Herkömmliche Prognosegütemaße (beispielsweise der Theilsche Ungleichheitskoeffizient "neuer Art") weisen diese Prognose als unbrauchbar aus. Eine andere Prognose, die von 1990 bis 1999 konstant 7,0% angenommen hätte, würde lediglich zu demselben Ergebnis führen. Eine Differenzierung zwischen den beiden Prognosen wäre nicht möglich. Wertvolle Informationen über die möglichen Ursachen der mangelnden Prognosegüte blieben ungenutzt. Das Erkennen einer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung kann hinsichtlich des Bemühens um eine Verbesserung der Prognosequalität entscheidend sein.

Prognosen, die fortlaufend an die aktuelle Entwicklung angepaßt werden, können im ungünstigsten Fall ihren zukunftsorientierten Charakter völlig verlieren. Insofern ist es von besonderem Interesse, ob eine Prognose durch eine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung geprägt ist. Es liegt inzwischen ein statistisches Prüfmaß vor, um diese Charakteristik trennscharf ermitteln zu können. Mit Hilfe des GOVA-Koeffizienten läßt sich eine etwaige gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung (GOVA) feststellen.

Nimmt der GOVA-Koeffizient einen Wert kleiner Eins an, muß von einer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung der Prognose ausgegangen werden.

11.1 Berechnung des GOVA-Koeffizienten

Zur Berechnung des GOVA-Koeffizienten muß zunächst das Bestimmtheitsmaß der Korrelation zwischen Prognose und tatsächlichen Ereignissen (Abb. 3) berechnet werden. Danach wird das Bestimmtheitsmaß der Korrelation zwischen der Prognose und den tatsächlichen Ereignissen im jeweiligen Entstehungszeitpunkt der Prognose (Abb. 4) berechnet.

Zum Nachweis der gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung einer Prognose gilt die Bedingung.⁸⁴

83

Vgl. *Andres, Peter; Spiwoks, Markus* (1999), S. 514-516.

84

Vgl. *Andres, Peter; Spiwoks, Markus* (1999), S. 531-532.

$$\text{GOVA - Koeffizient} = \frac{R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite}}}{R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite - } h}} \stackrel{!}{<} 1$$

Hierbei gilt:

$$R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite}} = \frac{\left[\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \left(\hat{x}_t - \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \hat{x}_t \right) \left(x_t - \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T x_t \right) \right]^2}{\left[\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \left(\hat{x}_t - \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \hat{x}_t \right)^2 \right] \left[\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \left(x_t - \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T x_t \right)^2 \right]}$$

Damit läßt sich $R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite}}$ auch als Quotient aus der quadrierten Kovarianz (Cov) zwischen prognostizierter (\hat{x}) und tatsächlicher Rendite (x) und dem Produkt der Varianzen (Var) der prognostizierten und tatsächlichen Rendite interpretieren, das heißt:⁸⁵

$$R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite}} = \frac{Cov(\hat{x}; x)^2}{Var(\hat{x})Var(x)}$$

Weiterhin gilt:

$$R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite - } h} = \frac{\left[\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \left(\hat{x}_t - \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \hat{x}_t \right) \left(x_{t-h} - \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T x_{t-h} \right) \right]^2}{\left[\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \left(\hat{x}_t - \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \hat{x}_t \right)^2 \right] \left[\frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T \left(x_{t-h} - \frac{1}{T-h} \sum_{t=h+1}^T x_{t-h} \right)^2 \right]}$$

Auch dieses R^2 läßt sich weitergehend interpretieren:⁸⁶ Im Zähler steht die quadrierte Kovarianz (Cov) zwischen den prognostizierten (\hat{x}) und den tatsächlichen Werten im Entstehungszeitpunkt der Prognose ($x_{(-h)}$). Im Nenner findet sich das Produkt der Varianzen (Var) der jeweiligen Werte:

⁸⁵

In der ausführlichen Formelschreibweise ist allerdings sofort zu erkennen, daß die Anzahl der in die Berechnung eingehenden Werte beachtet werden muß.

⁸⁶

In der ausführlichen Formelschreibweise ist allerdings sofort zu erkennen, daß die Anzahl der in die Berechnung eingehenden Werte beachtet werden muß.

$$R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite}-h} = \frac{\text{Cov}(\hat{x}; x_{(-h)})^2}{\text{Var}(\hat{x})\text{Var}(x_{(-h)})}$$

Sowohl im Zähler als auch im Nenner des GOVA-Koeffizienten geht die gleiche Anzahl an Beobachtungen ($T - h$ Werte) in die Berechnung der jeweiligen Bestimmtheitsmaße ein. Im Zähler wird die $(h + 1)$ -te Beobachtung als erster Wert berücksichtigt, da zu diesem Zeitpunkt (der Prognosehorizont ist h) der erste Prognosewert zur Verfügung steht. Im Nenner werden die gleichen Prognosen zur Berechnung des Bestimmtheitsmaßes herangezogen. Allerdings wird hier die Prognose mit der tatsächlichen Rendite im Entstehungszeitpunkt dieser Prognose verglichen. Deshalb wird der Prognose zum Zeitpunkt $t = (h + 1)$ die Rendite zum Zeitpunkt $t = 1$ gegenübergestellt. Allgemein geht die Prognose zum Zeitpunkt t und der tatsächliche Wert zum Zeitpunkt $t - h$ in die Berechnung ein.⁸⁷

Für alle Werte des GOVA-Koeffizienten < 1 besitzt die in ihren jeweiligen Entstehungszeitpunkt verschobene Prognose eine höhere Korrelation mit den tatsächlichen Renditen als die eigentliche Prognose: Es liegt eine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung der Prognose vor.

87

Vgl. Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 532-533.

11.2

Ausschluß einer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung

Der GOVA-Koeffizient kann einen Wert von > 1 annehmen, obwohl eine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung vorliegt. Dies ist dann zu befürchten, wenn nur ein kurzer

Beobachtungszeitraum zugrundegelegt wird und/oder sowohl die Prognose als auch der tatsächliche Verlauf einen starken, ungebrochenen Trend aufweisen, so daß im Betrachtungszeitraum keine nennenswerten lokalen Maxima bzw. Minima auftreten. In diesem Fall unterscheiden sich die beiden zu ermittelnden Bestimmtheitsmaße nur so unwesentlich, daß es bei der Quotientenbildung rein zufallsbedingt zu einem Wert von knapp über 1 kommen kann. Darin ist der Grund dafür zu sehen, daß die Bedingung "GOVA-Koeffizient > 1 " nur als notwendige, nicht jedoch als hinreichende Bedingung zum Ausschluß einer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung verstanden werden kann. Erreicht der GOVA-Koeffizient einen Wert von > 1 , kann eine kritische Würdigung des Datenmaterials weiterhelfen:

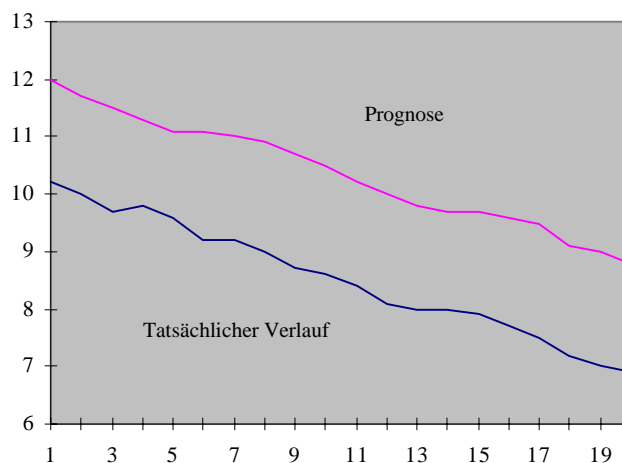


Abbildung 5: Beispiel für eine Konstellation, die trotz gegenwartsorientierter Verlaufsanpassung einen GOVA-Koeffizienten von wenig größer als eins aufweisen kann.

Quelle: Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 533.

Gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung kann bei einer Prognose plausibel ausgeschlossen werden, wenn

- der GOVA-Koeffizient > 1 ist und
- die Datenmenge so umfangreich ist, daß die Zeitreihen einige nennenswerte lokale Maxima bzw. Minima aufweisen.⁸⁸

88

Vgl. Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 534.

Bei der Analyse von Prognosen müssen also zunächst die zugrunde liegenden Zeitreihen näher betrachtet werden. Weisen diese per se einen langfristigen Trend auf (beispielsweise Aktienindizes), empfiehlt es sich, die Zeitreihen in stationäre Prozesse zu transformieren, um Verzerrungen durch Kointegrationen zu vermeiden. Beispielsweise können Aktienmarktentwicklungen beziehungsweise -prognosen von der üblichen Indexpunktbasis in Steigerungsraten transformiert und zur Analyse herangezogen werden.⁸⁹

12

Prognosequalitätsmatrix

Mit Hilfe des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten "neuer Art" und dem GOVA-Koeffizienten können nun vier verschiedene Prognosequalitäten in der Prognosequalitätsmatrix unterschieden werden. Dabei wird einerseits berücksichtigt, ob die Prognose besser oder schlechter als die entsprechende naive Prognose ist. Andererseits wird das Vorhandensein beziehungsweise Ausbleiben von gegenwartsorientierten Verlaufsanpassungen separiert. Werden diese beiden Unterscheidungsmerkmale zusammengeführt, ergibt sich die folgende Prognosequalitätsmatrix (Abb. 6).

Dabei lassen sich vier verschiedene Kategorien der Prognosegüte unterscheiden:

89

Vgl. Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 534.

Abbildung 6: Prognosequalitätsmatrix

		GOVA-Koeffizient	
		< 1	> 1
Theilscher Ungleichheitskoeffizient	> 1	<p style="text-align: center;">Quasi-naive Prognose</p> <p>Die Prognose weist eine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung auf und liefert keine besseren Ergebnisse als die naive Prognose</p>	<p style="text-align: center;">Fehlprognose</p> <p>Die Prognose weist keine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung auf, liefert jedoch keine besseren Ergebnisse als die naive Prognose</p>
	< 1	<p style="text-align: center;">Richtungsprognose</p> <p>Die Prognose baut auf der aktuellen Situation auf, erfaßt allerdings die Tendenz (steigend oder fallend) besser als die entsprechende naive Prognose</p>	<p style="text-align: center;">Zukunftserfassende Prognose</p> <p>Die Prognose weist keine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung auf und liefert bessere Ergebnisse als die naive Prognose</p>

Quelle: Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 535-536.

- Die quasi-naive Prognose:
Die Prognosegüte ist schlechter als die der naiven Prognose. Als weiteres wesentliches Charakteristikum sticht ihre gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung hervor. Der Prognostiker hat keine Vorstellung davon gewonnen, was in der Zukunft eintreten wird. Statt dessen hat er sich eng an der Entwicklung der zu prognostizierenden Variablen zum jeweiligen Zeitpunkt der Prognoseerstellung orientiert. Ausgehend von der aktuellen Datenlage hat er nicht besser als im Fall der naiven Prognose die Entwicklungstendenz (steigend oder fallend) erfaßt.
- Die Richtungsprognose:
Diese Prognose weist zwar eine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung auf. Allerdings trifft die Prognose - ausgehend von dem

jeweils aktuellen Wert - die Entwicklungstendenz besser als die entsprechende naive Prognose.⁹⁰ Gelegentlich ist es von großer Bedeutung, das Ausmaß der erwarteten Veränderung abzuschätzen. Dazu liefert diese Prognose keine verwertbaren Informationen. Für einige Fragestellungen kann es aber bereits sehr hilfreich sein, häufiger die richtige Entwicklungstendenz zu erfahren.

- Die Fehlprognose:
In diesem Fall hat der Versuch, die Zukunft zu erfassen, ohne die aktuelle Entwicklung als dominierenden Faktor zuzulassen, nicht zum Erfolg geführt. Zwar weist diese Prognose keine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung auf. Doch ist die Prognosegüte nicht besser als die der naiven Prognose.
- Zukunftserfassende Prognose:
Diese Prognose weist eine erkennbar bessere Güte als die naive Prognose auf und ist darüber hinaus frei von dem Phänomen der gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung. Der Prognostiker hat die Gegebenheiten der künftigen Entwicklung erfaßt, ohne sich von der aktuellen Entwicklung zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung über Gebühr beeinflussen zu lassen.

Die Unterscheidung von Fehlprognose und quasi-naiver Prognose ist insbesondere hilfreich zur Beurteilung der Prognostiker und zum Aufzeigen von Verbesserungsmöglichkeiten. Es kann ein wichtiger Anhaltspunkt sein zu wissen, ob in erster Linie eine unangemessen starke Anlehnung an das tatsächliche Geschehen zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung zu beheben ist, oder ob die der Prognose zugrundeliegende Modellwelt der Wirklichkeit nicht gerecht wird.⁹¹

90

Eine Ausnahmerecheinung wird durch diese Einteilung nicht zutreffend erfaßt: Wenn eine Prognose in mehr als 50% aller Fälle die richtige Entwicklungsrichtung erfaßt hat, die tatsächlich eingetretenen Werte allerdings um einen größeren Betrag als die Veränderung der tatsächlichen Ereignisse im Prognosehorizont hinausgeschossen sind, dann kann diese Prognose aufgrund der Tatsache, daß sie gegebenenfalls schlechter als die entsprechende naive Prognose ausfällt, als quasi-naive Prognose ausgewiesen werden, obwohl es sich unter Umständen um eine Richtungsprognose handelt. Diese Ausnahmerecheinung kann deshalb weitgehend vernachlässigt werden, weil die Erfahrung insbesondere mit Kapitalmarktprognosen zeigt, daß sich die Marktentwicklungen in den Prognosen in aller Regel deutlich zu gering widerspiegeln. Prognosen, die mehr als 200% der dann tatsächlich eintretenden Bewegung vorzeichnen, sind punktuell auftretende, krasse Ausnahmen. Zu einer Fehl kategorisierung könnte es nur dann kommen, wenn es bei einer Prognosereihe zu einer starken Häufung solch signifikanter Überschätzungen der Entwicklungstendenz käme. Vgl. *Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 535.*

91

Vgl. *Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 537.*

Die Differenzierung von Richtungsprognose und zukunftserschaffender Prognose ist im Hinblick auf die Verwendbarkeit der Prognose von Interesse. Bei Entscheidungen, für die das Ausmaß der künftigen Bewegung von Bedeutung ist, reicht eine Richtungsprognose nicht aus.⁹²

13

Fazit

Es liegt eine kaum zu überschauende Vielfalt an Gütemaßen zur statistischen Ex-post-Beurteilung von Prognosen vor. In dem vorliegenden Band wurden die 50 bedeutendsten Prognosegütemaße vorgestellt. In der Literatur finden sich etliche weitere Varianten und Abwandlungen.

Nur wenige der hier dargestellten Prognosegütemaße sind als weitgehend unbrauchbar anzusehen. Der mittlere relative symmetrische Prognosefehler (5.2) und der mittlere relative absolute symmetrische Prognosefehler (5.6) sind sicherlich entbehrlich. Außerdem erscheinen der Theilsche Projektionskoeffizient (10.1) und der Theilsche Ungleichheitskoeffizient „alter Art“ (10.2) vor dem Hintergrund des erheblich leistungsfähigeren Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ (10.3) als überholt und damit verzichtbar.

Damit verbleibt jedoch immer noch eine sehr breite Palette von statistischen Prognosegütemaßen. Die Frage, welche davon besonders aussagekräftig beziehungsweise leistungsfähig sind, kann immer nur im Hinblick auf das konkrete Untersuchungsziel beantwortet werden. Eine Prognose ist ein komplexes Gebilde mit vielen Eigenschaften. Für ein bestimmtes Erkenntnisinteresse sind oft nur eine oder wenige dieser Eigenschaften relevant. Dann gilt es, genau das Untersuchungsinstrumentarium (Prognosegütemaß) auszuwählen, das die relevanten Eigenschaften zu beschreiben im Stande ist. Das Nebeneinander vieler verschiedener Prognosegütemaße ist also Ausdruck eines notwendigen methodischen Pluralismus.

Hervorzuheben ist allenfalls der Theilsche Ungleichheitskoeffizient „neuer Art“. Wie in Abschnitt 10.3 dargelegt, vereinigt er eine ganze Reihe wesentlicher Vorteile auf sich. Deshalb wird er häufig als „Goldstandard“ der Prognosegütemessung betrachtet. Für viele Fragestellungen ist diese Einschätzung sicher richtig.

Insbesondere bei der Beurteilung von Kapitalmarktprognosen sollten auch die neueren Konzepte des GOVA-Koeffizienten (11) und der Prognosequalitätsmatrix (12) nicht außer Acht gelassen werden.

92

Vgl. Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999), S. 537.

Literatur

- Albeck, Hermann (1970): Ein Vergleich der Treffsicherheit deutscher und niederländischer Konjunkturprognosen, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 184, S. 31-59.
- Andres, Peter; Spiwoks, Markus (1999): Prognosequalitätsmatrix, Ein methodologischer Beitrag zur Beurteilung der Güte von Kapitalmarktprognosen, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 219, H. 5+6, S. 513-542.
- Arora, H. A.; Smyth, D. J. (1990): Forecasting the developing world, An accuracy analysis of the IMF's forecasts, in: *International Journal of Forecasting*, Bd. 6, 1990, S. 393-400.
- Ash, J. C. K.; Smyth, D. J.; Heravi, S. M. (1990): The accuracy of OECD Forecasts of the international economy, in: *International Journal of Forecasting*, Bd. 6, 1990, S. 379-392.
- Bednar, Leopold; Hasenauer, Rainer (1977): Adaptive und nichtadaptive Prognosemodelle, in: Hasenauer, Rainer (Hrsg.): *Modelle der computergestützten Marketingplanung*, Meisenheim.
- Bock, Robert; Dietl, Wolfgang (1996): Eine Analyse der Zuverlässigkeit des Saisonverfahrens von Winters im Zusammenhang mit klassischen Maßen der Prognosegüte, in: *GfK – Jahrbuch der Absatz- und Verbrauchsforschung*, H. 2, S. 184-196.
- Bouthevillain, Karine; Mathis, Alexandre (1995): Prévisions: mesures, erreurs et principaux résultats, in: *Économie et Statistique*, No. 285-286, 1995 – 5/6, S. 89-100.
- Breckling, Jens; Hillmer, Matthias (1996): Verschiedene Verfahren zur Zinsprognose: Ein methodischer Prognosegütevergleich, in: Bol, Georg; Nakhaeizadeh, Gholamreza; Vollmer, Karl-Heinz (Hrsg.): *Finanzmarktanalyse und –prognose mit innovativen quantitativen Verfahren: Ergebnisse des 5. Karlsruher Ökonometrie-Workshops*, Heidelberg, S. 299-307.
- Brooks, Chris (1997): Linear and Non-linear (Non-)Forecastability of High-frequency Exchange Rates, in: *Journal of Forecasting*, Bd. 16, 1997, S. 125-145.
- Consensus Forecast, Jahrgänge 1989 bis 1998.
- Dichtl, Erwin; Issing, Otmar (Hrsg.) (1993): *Vahlens Großes Wirtschaftslexikon*, 2. überarb. u. erw. Aufl., München.
- Eckey, Hans-Friedrich; Kosfeld, Reinhold; Dreger, Christian (1995): *Ökonometrie, Grundlagen – Methoden – Beispiele*, Wiesbaden.
- Franke, Günter; Hax, Herbert (1995): *Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt*, 3. neu bearb. Aufl., Berlin u.a.
- Frerichs, Walter; Kübler, Knut (1980): *Gesamtwirtschaftliche Prognoseverfahren*, München.
- Frohn, Joachim (1995): *Grundausbildung in Ökonometrie*, 2. Neubearb. Aufl., Berlin u.a.
- Gadd, A.; Wold, Herman O. (1964): The Janus Quotient, A measure for the accuracy of prediction, in: Wold, Herman O. (Hrsg.): *Econometric Model Building*, Amsterdam, S. 229-235.

- Galler, Heinz P. (1977): Maße der Prognosegüte zum Vergleich von Modellen mit unterschiedlichem Variablensatz, in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 61, H. 2, S. 178-189.
- Goodwin, Paul; Wright, George (1993): Improving judgmental time series forecasting: A review of the guidance provided by research, in: Journal of Forecasting, Vol. 9, No. 2, S. 147-161.
- Hansmann, Karl-Werner (1995): Prognose und Prognoseverfahren, in: BFuP – Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, H. 3, S. 269-286.
- Heilemann, Ullrich (1981): Zur Prognoseleistung ökonometrischer Konjunkturmodelle für die Bundesrepublik Deutschland, Berlin.
- Henschel, Helmut (1979): Wirtschaftsprognosen, München.
- Hujer, Reinhard; Cremer, Rolf (1978): Methoden der empirischen Wirtschaftsforschung, München.
- Khosrawi-Rad, Mohammad Dj. (1991): Probleme und Möglichkeiten bei der Definition, Klassifikation, Interpretation und Operationalisierung von Prognose, Prognosemodell, Prognosefehler und Prognosefehlermaße, Hamburg.
- Kreyszig, Erwin (1965): Statistische Methoden und ihre Anwendung, Göttingen.
- Lamberts, Willi; Schüssler, L. (1967): Zur Treffsicherheit von Konjunkturprognosen der Wirtschaftsinstitute, in: Mitteilungen des RWI, Heft e.
- Levin, Frank (1993): Zinsprognosemodelle auf dem Prüfstand, in: Die Bank, H. 11, S. 651-657.
- Linhardt, Heinz; Zucchini, Walter (1982): Statistik Zwei, Basel u.a.
- Masters, Timothy (1998): Just what we are optimizing, anyway?, in: International Journal of Forecasting, Bd. 14, 1998, S. 277-290.
- Mathews, Brian P.; Diamantopoulos, Adamantios (1994): Towards a Taxonomy of Forecast Error Measures, in: Journal of Forecasting, Vol. 13, No. 4, S. 409-416.
- Mills, Terence C.; Pepper, Gordon P. (1997): Assessing the forecasters: An analysis of the forecasting records of the Treasury, the LBS and the National Institute, Economic Research Paper Loughborough University, No. 97/9.
- Mulhern, Francis J.; Caprara, Robert J. (1984): A nearest neighbor model for forecasting market response, in: International Journal of Forecasting, H. 10, 1994, S. 191-207.
- Ng, Tim (1996): What techniques should we use to evaluate our out-of-sample forecasting performance? In: Research Note Series 95, Research Note N95/12, S. 14-23.
- Niederhübner, Norbert (1994): Indikatorprognosen, in: Mertens, Peter (Hrsg): Prognoserechnung, 5. Aufl., Heidelberg.
- Poddig, Thorsten (1996): Analyse und Prognose von Finanzmärkten, Bad Soden.
- Poddig, Thorsten (1999): Handbuch Kursprognose, Quantitative Methoden im Asset Management, Bad Soden.
- Poddig, Thorsten; Dichtl, Hubert; Petersmeier, Kerstin (2000): Statistik, Ökonometrie, Optimierung, Methoden und ihre praktische Anwendung in Finanzanalyse und Portfoliomanagement, Bad Soden a. Ts.

- Rothschild, Kurt W. (1974): Zur Frage der Erfolgsbeurteilung ökonomischer Prognosen, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 130, S. 577-586.
- Rudolph, Andreas (1998): Prognoseverfahren in der Praxis, Heidelberg.
- Schaich, Eberhard; Brachinger, Hans Wolfgang (1990): Studienbuch Ökonometrie, Berlin u.a.
- Schips, Bernd (1990): Empirische Wirtschaftsforschung, Methoden, Probleme und Praxisbeispiele, Wiesbaden.
- Schneeweiß, Hans (1990): Ökonometrie, Heidelberg.
- Schröder, Dominik (1997): Ein empirischer Vergleich von 2 Verfahren zur Prognose der Kosten und Erlösgrößen eines Dienstleistungsunternehmens, Münster.
- Schwarze, Jochen (1973): Probleme der Fehlermessung bei quantitativen ökonomischen Prognosen, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 129, H. 3, S. 535-558.
- Schwarze, Jochen (1980): Statistische Kenngrößen zur Ex-post-Beurteilung von Prognosen (Prognosefehlermaße), in: Schwarze, Jochen (Hrsg.): Angewandte Prognoseverfahren, Herne/Berlin.
- Singer, Hermann (1999): Finanzmarktökonomie, Zeitstetige Systeme und ihre Anwendung in Ökonometrie und empirischer Kapitalmarktforschung, Berlin u.a.
- Stewart, Thomas R.; Lusk, Cynthia M. (1994): Seven Components of Judgmental Forecasting Skill: Implications for Research and the Improvement of Forecasts, In: Journal of Forecasting, Vol. 13, No. 7, S. 579-599.
- Theil, Henri (1955): "Who forecasts best?", International Economic Papers, No. 5.
- Theil, Henri (1961): Economic Forecasting and Policy, Amsterdam.
- Theil, Henri (1966): Applied Economic Forecasting, Amsterdam.
- Theil, Henri (1971): Principles of Econometrics, New York.
- Theil, Henri; Boot, John C. G.; Kloek, Teun (1971): Prognosen und Entscheidungen, Opladen.
- Thompson, Patrick A. (1990): An MSE statistic for comparing accuracy across series, in: International Journal of Forecasting, Bd. 6, S. 219-227.
- Wallmeier, Martin (1997): Prognose von Aktienrenditen und -risiken mit Mehrfaktorenmodellen, Eine empirische Untersuchung von erwarteten Renditen und Renditekorrelationen in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung von Bilanzinformationen und Renditeanomalien, Bad Soden a. Ts.
- Wiedemann, Raimund (1990): EDV-gestützte Prognoseerstellung für univariate Zeitreihen, Frankfurt/M u.a.

Verzeichnis der Sofia-Diskussionsbeiträge und Sofia-Studien

Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse (ISSN 1437-126X)

Die Beiträge sind gegen Rechnung (20 DM) per e-mail [bizer@fbsuk.fh-darmstadt.de] oder per Post erhältlich [Sofia, Haardtring 100, 64295 Darmstadt]. Die meisten Diskussionsbeiträge sind auch auf der Internetseite von Sofia als pdf-Datei verfügbar.

2000

Martin Führ: Ökonomisches Prinzip und juristische Rationalität - Ein Beitrag zu den Grundlagen interdisziplinärer Verständigung, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 00-1.

Kilian Bizer/Martin Führ: Die Verhältnismäßigkeit emissionsmindernder Maßnahmen für organische Lösemittel in Farben und Lacken, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 00-2.

Martin Führ: Grundlagen juristischer Institutionenanalyse - Das ökonomische Modell menschlichen Verhaltens aus der Perspektive des Rechts, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 00-3.

Martin Führ: Gefahrguttransporte - Schnittstellen zu Anlagensicherheit und Arbeitsschutz, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 00-4.

Cornelia Becker: Steuerhinterziehung und Habitus, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Nr. 00-5.

1999

Kilian Bizer: Die Ökonomik der Verhältnismäßigkeitsprüfung, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 99-1.

Cornelia Becker: Kinder- und Jugendschutz in der Werbung - eine Analyse von 100 Kinderzeitschriften, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 99-2.

Markus Riehl: Rechtliche Rahmenbedingungen der Integration Schwerbehinderter in die Arbeitswelt, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 99-3.

Martin Führ: Ökonomisches Prinzip und Verfassungsrecht - Eine juristische Sicht Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 99-4.

Cornelia Nicklas: Die Verwendung von Lösemitteln als Lackbestandteile und in Druckereien, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 99-5.

Kilian Bizer: Anreizstrukturen der Akteure beim Kinder- und Jugendschutz in der Werbung, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 99-6.

Markus Spiwoks (Hrsg.): Venture Capital (mit Beiträgen von Oliver Hein, John P. McDonough und Markus Spiwoks, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 99-7.

1998

Martin Führ: Das Gebot gegenseitiger Rücksichtnahme – Renaissance eines Rechtsprinzips?, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 98-1.

Martin Führ: Rationale Gesetzgebung - Systematisierung der Anforderungen und exemplarische Anwendung, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 98-2.

Kilian Bizer: Individuelles Verhalten, Institutionen und Responsives Recht, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 98-3.

Markus Spiwoks: Intermediationstheorie der Vermögensverwaltung – Verstärkte Kundenbindung durch Berücksichtigung individueller Transaktionskosten, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 98-4.

Kilian Bizer: Voluntary Agreements - cost-effective or just flexible to fail?, Sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Darmstadt, Nr. 98-5.

Sofia-Studien zur Institutionenanalyse (ISSN 1439-6874)

Die Studien sind gegen Rechnung (40 DM) per e-mail [bizer@fbsuk.fh-darmstadt.de] oder per Post erhältlich [Sofia, Haardtring 100, 64295 Darmstadt]. Zusammenfassungen in deutscher und englischer (z.T. auch in französischer) Sprache finden sich auf der Internetseite von sofia.

Martin Führ unter Mitarbeit von Kilian Bizer, Betty Gebers, Gerhard Roller: Institutionelle Bedingungen zur Förderung proaktiver Strategien - Vergleichende Analyse internationaler Ansätze im Bereich des Umweltverhaltens von Unternehmen, Sofia-Studien zur Institutionenanalyse Nr. 99-1, Darmstadt 1999, 191 S. (ISBN 3-933795-15-X).

Martin Führ unter Mitarbeit von Uwe Brendle, Betty Gebers, Gerhard Roller: Produktbezogene Normen in Europa zwischen Binnenmarkt und Umweltschutz - Reformbedarf aus der Sicht des Verfassungs- und des Europarechts, Sofia-Studien zur Institutionenanalyse Nr. 99-2, Darmstadt 1999, 146 S. (ISBN 3-933795-14-1).

Peter Andres und Markus Spiwoks: Prognosegütemaße, State of the Art der statistischen Ex-post-Beurteilung von Prognosen, Sofia-Studien zur Institutionenanalyse Nr. 00-1, Darmstadt 2000, 57 S. (ISBN 3-933795-22-2).

Sonderforschungsgruppe Institutionenanalyse (sofia), Haardtring 100,
64295 Darmstadt, Fon +49 6151 168735, Fax +49 6151 168925
e-mail: bizer@fbsuk.fh-darmstadt.de; <http://www.fbsuk.fh-darmstadt.de/sofia>