

# Qualität der Zinsprognosen deutscher Banken

– Eine empirische Analyse –

Von Markus Spiwoкс\*, Wolfsburg

## I. Problemstellung

Die Erstellung von Zinsprognosen ist eine grundlegende Aufgabe für verschiedene Bereiche des Bankgeschäftes. So hängt es beispielsweise von der erwarteten Zinsentwicklung ab, in welcher Ausgestaltung und in welchem Umfang Fristentransformationen durchgeführt werden.<sup>1</sup> Zinsprognosen sind außerdem Voraussetzung für aktive Anlagestrategien an den Anleihenmärkten.<sup>2</sup> Sowohl der Eigenhandel einer Bank als auch die Vermögensverwaltungsabteilung sind dementsprechend auf Zinsprognosen angewiesen. Ferner basieren fundamentale Aktienmarkt- und Währungsprognosen in aller Regel unter anderem auf Annahmen bezüglich der künftigen Zinsentwicklung.<sup>3</sup> Die Research-Abteilung erarbeitet daher Zinsprognosen auch, um sie als Input für weitere Finanzmarktprognosen verwenden zu können.

Vor dem Hintergrund der bedeutenden Rolle von Zinsprognosen für verschiedene Aufgabenbereiche eines Bankbetriebes ist es von besonderem Interesse, ob und gegebenenfalls in welchem Umfang es deutschen

---

\* Für kritische Anmerkungen und wertvolle Anregungen bedanke ich mich bei meinem hochverehrten akademischen Lehrer Peter Rütger Wossidlo, bei meinem geschätzten Kollegen Frieder Meyer-Bullerdiek und last but not least bei einem anonymen Gutachter.

<sup>1</sup> Das Verhältnis von prognostizierter zu aktueller Zinsstruktur bestimmt, welche Form der Fristentransformation sinnvoll ist. Sofern es gelingt, zuverlässige Zinsprognosen zu erstellen, reduziert sich das mit Fristentransformationen verbundene Zinsänderungsrisiko auf eine beherrschbare Restgröße. Vgl. dazu bspw. *Spiwoкс* (1993), S. 14.

<sup>2</sup> Der Erfolg aktiver Anlagestrategien hängt stets davon ab, dass die künftigen Finanzmarktentwicklungen zumindest weitgehend zutreffend prognostiziert werden. Vgl. dazu bspw. *Spiwoкс* (2001), S. 14; *Grinold/Kahn* (1995), S. 217; *Tobler* (1998), S. 4; *Balocchi* (1998), S. 23; *Schröder* (1994), S. 48; *Rudolph* (1995), S. 39; *Rudolph* (1993), S. 23.

<sup>3</sup> Vgl. *Spiwoкс* (2002), S. 306–309 u. 345.

Kreditinstituten gelingt, diese Prognoseaufgabe zu bewältigen. Die vorliegende Studie wendet sich daher der Auswertung realer Zinsprognose-daten zu, die 19 deutsche Bankhäuser von Oktober 1989 bis Dezember 1999 im monatlichen Rhythmus abgegeben haben (Kapitel III.). Zuvor ist es jedoch erforderlich, einige Grundlagen der statistischen Prognosegütemessung zu erörtern (Kapitel II.). Abschließend werden die Untersuchungsergebnisse zusammengefasst und Schlussfolgerungen gezogen (Kapitel IV.).

## II. Grundlagen der Prognosegütemessung

Unter Prognosegüte wird das Ausmaß der Übereinstimmung zwischen prognostizierten und realisierten Werten der zu prognostizierenden Variable verstanden.<sup>4</sup> Abschließende Aussagen über die Güte einer Prognose können dementsprechend nur nach dem Eintreffen der tatsächlichen Ausprägung der zuvor prognostizierten Werte (ex post) getroffen werden.<sup>5</sup>

Es liegt eine Fülle von statistischen Prognosegütemaßen<sup>6</sup> vor.<sup>7</sup> Häufig finden sehr einfache Ansätze, wie beispielsweise mittlerer Prognosefehler, mittlerer absoluter Prognosefehler oder mittlerer quadratischer Prognosefehler, Anwendung. Eine zeitgemäße Überprüfung der Qualität von Finanzmarktprognosen sollte jedoch folgenden Anforderungen genügen.<sup>8</sup> 1. Eine gegenseitige Aufhebung von positiven und negativen Abweichungen sollte ausgeschlossen sein. 2. Der Vergleich unterschiedlicher Prognosen sollte durch eine Normierung des Beurteilungsmaßstabes erleichtert werden. 3. Starke Abweichungen sollten überproportional gewichtet werden. 4. Der erforderliche Vergleich zum Fall der naiven Prognose<sup>9</sup>

<sup>4</sup> Vgl. Franke/Hax (1995), S. 245.

<sup>5</sup> Vgl. Dichtl/Issing (1993), S. 1732; Grundmann (1989), S. 112.

<sup>6</sup> Die Begriffe „Prognosegütemaß“ und „Prognosefehlermaß“ werden in der Literatur synonym verwendet. Auch in der hier vorliegenden Untersuchung werden diese beiden Begriffe als inhaltlich übereinstimmend verstanden.

<sup>7</sup> Detaillierte Darstellungen wichtiger Prognosegütemaße finden sich bei Schwarze (1973), S. 535–558; Schwarze (1980), S. 317–344; Hujer/Cremer (1978), S. 249–288; Khosrawi-Rad (1991), S. 218–254; Spiwoks (2002), S. 150–179; Andres/Spiwoks (2000), S. 10–54; Andres/Spiwoks (1999), S. 523–537.

<sup>8</sup> Eine detaillierte Begründung für diesen Anforderungskatalog an ein geeignetes Prognosegütemaß für die Beurteilung von Kapitalmarktprognosen, die in Form quantitativer Daten und als Zeitreihen vorliegen, findet sich bei Spiwoks (2002), S. 150–179.

<sup>9</sup> Eine naive Prognose besteht in einer unkritischen, mechanistischen Übertragung der gegenwärtigen Variablenausprägung auf den Prognosehorizont. Vgl.

sollte im Beurteilungsmaßstab implizit erfolgen. 5. Etwaige gegenwartsorientierte Verlaufsanpassungen der Prognosezeitreihe sollten erfasst werden. 6. Die Ergebnisse sollten einfach und eindeutig zu interpretieren sein. Diesem Anforderungskatalog hält nur die Prognosequalitätsmatrix stand, die ihrerseits auf dem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ ( $U_2$ ) sowie dem GOVA-Koeffizienten beruht.<sup>10</sup>

Mit Hilfe des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ ( $U_2$ ) lässt sich zuverlässig ermitteln, wie eine Prognosezeitreihe im Vergleich zur naiven Prognose („Alles bleibt, wie es ist.“) abschneidet.<sup>11</sup>

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

$$(2) \quad P_t = \frac{\hat{x}_t - x_{t-h}}{x_{t-h}}$$

$$(3) \quad A_t = \frac{x_t - x_{t-h}}{x_{t-h}}$$

Dabei bezeichnet  $T$  die Gesamtzahl der vorliegenden Beobachtungen,  $t$  den laufenden Index der Zeitachse,  $h$  den Prognosehorizont,  $x_t$  die eingetretene Beobachtung zum Zeitpunkt  $t$ ,  $x_{t-h}$  den tatsächlichen Wert der Variablen  $x$  in Periode  $t-h$  (also zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung) und  $\hat{x}_t$  den für den Zeitpunkt  $t$  prognostizierten Wert.

Der Vergleich zur naiven Prognose hat herausragende Bedeutung: Wenn man überhaupt keine Vorstellung davon hat, was in Zukunft passieren wird, spricht ebenso viel für einen steigenden wie für einen fallenden Verlauf. In diesem Fall ist es rational, von einer unveränderten Situation in der Zukunft auszugehen<sup>12</sup> (naive Prognose). Somit stellt die

---

*Poddig* (1999), S. 455–456. *Hüttner* nimmt eine Unterscheidung zwischen der sogenannten No-Change-Naiven-Prognose und der Same-Change-Naiven-Prognose vor. Vgl. *Hüttner* (1982), S. 75–78. Im üblichen wissenschaftlichen Sprachgebrauch wird unter einer naiven Prognose stets die No-Change-Variante verstanden. Bezieht man sich auf die Same-Change-Variante, ist dies gesondert kenntlich zu machen. In der hier vorliegenden Untersuchung wird der Begriff der naiven Prognose ausschließlich im Sinne der No-Change-Variante verwendet.

<sup>10</sup> Vgl. *Spiwoks* (2002), S. 177–179.

<sup>11</sup> Vgl. *Theil* (1971), S. 28.

naive Prognose den Nullpunkt der Prognosequalität dar.<sup>13</sup> Weist eine Prognosezeitreihe keine deutlich bessere Qualität auf als die entsprechende Zeitreihe naiver Prognosen, spiegelt sich darin die völlige Unkenntnis der prognostizierten Zusammenhänge wider.<sup>14</sup>

Für perfekte Prognosen nimmt  $U_2$  den Wert Null an. 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 sogar noch schlechter als eine naive Prognose und damit ebenso wenig als Entscheidungsgrundlage geeignet.<sup>15</sup> Die Normierung von  $U_2 = 1$  lässt eine einfache Ergebnisinterpretation zu und hat dazu beigetragen, dass sich dieses Prognosefehlermaß in der Praxis weitgehend durchgesetzt hat.<sup>16</sup>

Werden Prognosen vor allem von der aktuellen Entwicklung der zu prognostizierenden Variable geprägt, sodass die Prognosen stärker mit den Daten der jeweiligen Entstehungszeitpunkte als mit den Daten der jeweiligen Geltungszeitpunkte korrespondieren, so spricht man von einer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung (GOVA) der Prognosen.<sup>17</sup> Kapitalmarktprognosen, die fortlaufend an die aktuelle Marktentwicklung 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. Mit Hilfe des GOVA-Koeffizienten kann diese Charakteristik ermittelt werden.<sup>18</sup> Zur Berechnung des GOVA-Koeffizienten muss zunächst das Bestimmtheitsmaß<sup>19</sup> ( $R^2$ ) der Prognosedaten und der tatsächlichen Ereignisse berechnet werden. Danach wird das Bestimm-

<sup>12</sup> Diese Überlegung entspricht dem so genannten Prinzip des unzureichenden Grundes, das auf Laplace (1814) zurückgeht.

<sup>13</sup> Vgl. Andres/Spiwoks (1999), S. 524.

<sup>14</sup> Vgl. Andres/Spiwoks (1999), S. 524.

<sup>15</sup> Vgl. Khosrawi-Rad (1991), S. 238.

<sup>16</sup> Vgl. Hujer/Cremer (1978), S. 265. Henschel bezeichnet den Theilschen Ungleichheitskoeffizienten bereits 1979 als „das wohl bekannteste Prüfmaß der Prognosebewertung“. Vgl. Henschel (1979), S. 139. Bock und Dietl nennen ihn einen „klassischen Güteparameter für die Ex-Post-Prognosegüte“. Vgl. Bock/Dietl (1996), S. 184.

<sup>17</sup> Vgl. Andres/Spiwoks (1999), S. 514–516 u. 531; Andres/Spiwoks (2000), S. 45–47.

<sup>18</sup> Zum Konzept und zur Berechnungsweise des GOVA-Koeffizienten vgl. Andres/Spiwoks (1999), S. 531–534; Andres/Spiwoks (2000), S. 47–49.

<sup>19</sup> Vgl. zum Bestimmtheitsmaß bspw. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2000), S. 57–58; Frohn (1995), S. 50–54; Eckey/Kosfeld/Dreger (1995), S. 51–56; Hübler (1989), S. 51–56.

heitsmaß der in den Entstehungszeitraum zurückverlegten Prognose-daten und der tatsächlichen Ereignisse berechnet.<sup>20</sup> Zum Nachweis der gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung einer Prognose gilt die Bedingung:<sup>21</sup>

$$(4) \quad \text{GOVA-Koeffizient} = \frac{R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite}}}{R^2_{\text{Prognose; tatsächliche Rendite} - h}} \stackrel{!}{<} 1$$

Nimmt der GOVA-Koeffizient einen Wert  $< 1$  an, muss von einer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung der Prognose ausgegangen werden.<sup>22</sup> In diesem Fall besitzt nämlich die in ihren jeweiligen Entstehungszeitpunkt verschobene Prognose eine höhere Korrelation mit den tatsächlichen Werten als die Prognose in ihrem Geltungsbereich mit den tatsächlichen Werten.<sup>23</sup>

Mit Hilfe des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ und dem GOVA-Koeffizienten können nun vier verschiedene Prognosequalitäten in der Prognosequalitätsmatrix unterschieden werden.<sup>24</sup>

Dabei wird einerseits berücksichtigt, ob die Prognose besser oder schlechter als die entsprechende naive Prognose ist. Andererseits wird nach dem Vorhandensein beziehungsweise Ausbleiben von gegenwartsorientierten Verlaufsanpassungen separiert. Werden diese beiden Unterscheidungsmerkmale zusammengeführt, ergibt sich die Prognosequalitätsmatrix (siehe auch Abb. 7), bei der sich die folgenden vier Kategorien von Prognosen bilden lassen:

1. Die quasi-naive Prognose ( $U_2 > 1$ ; GOVA  $< 1$ ): 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 geschehen wird. Stattdessen 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. Eine solche Prognose ist als Entscheidungsgrundlage definitiv ungeeignet.<sup>25</sup>

<sup>20</sup> Vgl. *Andres/Spiwoks* (1999), S. 531; *Andres/Spiwoks* (2000), S. 47–48.

<sup>21</sup> Vgl. *Andres/Spiwoks* (1999), S. 531; *Andres/Spiwoks* (2000), S. 48.

<sup>22</sup> Vgl. *Andres/Spiwoks* (2000), S. 49; *Andres/Spiwoks* (1999), S. 533.

<sup>23</sup> Dabei gilt es zu beachten, dass der GOVA-Koeffizient nur für den Fall positiver Korrelationskoeffizienten definiert ist.

<sup>24</sup> Vgl. *Andres/Spiwoks* (1999), S. 535–536; *Andres/Spiwoks* (2000), S. 51.

<sup>25</sup> Vgl. *Andres/Spiwoks* (1999), S. 535; *Andres/Spiwoks* (2000), S. 52.

2. Die Richtungsprognose ( $U_2 < 1$ ;  $GOVA < 1$ ): 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. Für viele Entscheidungen ist es von großer Bedeutung, das Ausmaß der erwarteten Veränderung abzuschätzen. Dazu liefert dieser Prognosetyp keine verwertbaren Informationen. Für einige Fragestellungen kann es aber bereits sehr hilfreich sein, häufiger die richtige Entwicklungstendenz zu erfahren. Die Richtungsprognose ist dementsprechend als Entscheidungsgrundlage eingeschränkt verwertbar.<sup>26</sup>

3. Die Fehlprognose ( $U_2 > 1$ ;  $GOVA > 1$ ): In diesem Fall hat der Versuch, die Zukunft zu erfassen, ohne die aktuelle Marktentwicklung 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. Damit bildet auch diese Prognosekategorie keine brauchbare Basis für Entscheidungen im Bankbetrieb.<sup>27</sup>

4. Die zukunftserschaffende Prognose ( $U_2 < 1$ ;  $GOVA > 1$ ): Diese Prognose weist eine erkennbar bessere Güte als die naive Prognose auf und wird nicht von dem Phänomen der gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung dominiert. Der Prognostiker hat die Gegebenheiten der künftigen Entwicklung erfasst, ohne sich von der Marktentwicklung zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung über Gebühr beeinflussen zu lassen. Diese Prognosekategorie ist zweifellos am besten als Entscheidungsgrundlage geeignet.<sup>28</sup>

### III. Auswertung der Prognosezeitreihen

Für die empirische Analyse der Zinsprognosen deutscher Bankhäuser werden Prognosedaten herangezogen, die in der internationalen Fachzeitschrift zum ökonomischen Prognosewesen, *Consensus Forecasts*, veröffentlicht worden sind. In dieser Monatsschrift werden kontinuierlich für die wichtigsten Volkswirtschaften der Welt unter anderem auch Prognosen zur Zinsentwicklung veröffentlicht.<sup>29</sup> Das Konzept von *Consensus Forecasts* ist sehr einfach. In jeder betrachteten Volkswirtschaft liefern

<sup>26</sup> Vgl. *Andres/Spiwoks* (1999), S. 535; *Andres/Spiwoks* (2000), S. 52–53.

<sup>27</sup> Vgl. *Andres/Spiwoks* (1999), S. 536; *Andres/Spiwoks* (2000), S. 53.

<sup>28</sup> Vgl. *Andres/Spiwoks* (1999), S. 536; *Andres/Spiwoks* (2000), S. 53.

<sup>29</sup> Vgl. *Consensus Forecasts*, Jg. 1989–1999.

ortsansässige Bankhäuser ihre Prognosen für ihr jeweiliges Land an Consensus Forecasts. Hier werden sie dann monatlich veröffentlicht und ergänzend zu einer Konsensprognose zusammengefasst.

In der vorliegenden Studie werden Prognosezeitreihen von 19 Banken<sup>29</sup> untersucht. Die Prognosezeitreihen liegen auf Monatsdatenbasis vor und umfassen den Zeitraum von Oktober 1989 bis Dezember 1999. Prognostiziert wurde die Zinsentwicklung von DM-Staatsanleihen mit 10 Jahren Restlaufzeit. Jedes Institut hat in jedem Monat eine Prognose auf Sicht von drei Monaten und eine Prognose auf Sicht von zwölf Monaten abgegeben. Somit liegen insgesamt 38 Prognosezeitreihen mit jeweils rund 120 Beobachtungen vor. Für jedes Institut wird also je eine Prognosezeitreihe mit einem dreimonatigen und eine mit einem zwölfmonatigen Prognosehorizont betrachtet.

Folgende Institute sind mit ihren Prognosezeitreihen vertreten: Deutsche Bank AG, Dresdner Bank AG, Commerzbank AG, Bayerische Vereinsbank AG<sup>30</sup>, Bayerische Hypotheken- und Wechselbank AG<sup>31</sup> (Hypo-Bank), Bank für Gemeinwirtschaft AG<sup>32</sup> (BfG), Bank in Liechtenstein Deutschland (BiL)/Invesco Bank Deutschland OHG, Bankgesellschaft Berlin AG, Delbrück & Co. Privatbankiers KG, M. M. Warburg & Co. KGaA, Sal. Oppenheim jr. & Cie. KGaA, Schröder Münchmeyer Hengst & Co. KG<sup>33</sup> (SMH), HSBC Trinkaus & Burkhardt KGaA, Westdeutsche Landesbank (WestLB), Bayerische Landesbank (BayernLB), Landesbank Hessen/Thüringen (Helaba), Deutsche Girozentrale (DGZ)/Deka-Bank/Deutsche Kommunalbank, Deutsche Genossenschaftsbank AG<sup>34</sup> (DG-Bank) und Westdeutsche Genossenschaftszentralbank e. G. (WGZ-Bank).<sup>35</sup>

---

<sup>30</sup> Inzwischen durch Fusion mit der Hypo-Bank in der Bayerischen HypoVereinsbank AG (HVB) aufgegangen.

<sup>31</sup> Inzwischen durch Fusion mit der Bayerischen Vereinsbank in der Bayerischen HypoVereinsbank AG (HVB) aufgegangen.

<sup>32</sup> Inzwischen vom schwedischen Bankkonzern Skandinaviska Enskilda Banken (SEB) übernommen.

<sup>33</sup> Inzwischen vom Schweizerischen Bankverein (UBS) übernommen.

<sup>34</sup> Firmiert inzwischen als DZ-Bank.

<sup>35</sup> Abgesehen von folgenden zwei Ausnahmen haben sich die betrachteten Institute während des gesamten Betrachtungszeitraumes an der Veröffentlichung der Prognosedaten in Consensus Forecasts beteiligt: M. M. Warburg (erst ab 1993) und SMH (nur bis 1998). Im Consensus Forecasts sind die Prognosezeitreihen der einzelnen prognosegebenden Institute nicht lückenlos dokumentiert. In einigen Fällen fehlen einzelne Daten einzelner prognosegebender Institute, weil es zu keiner oder keiner fristgerechten Meldung der Prognosen bei Consensus Forecasts gekommen ist. Diese fehlenden Daten wurden durch Kontaktaufnahme mit den betreffenden Instituten nachrecherchiert und damit die Prognosezeitreihen vervollständigt. In

Zunächst sei die Prognosezeitreihe der Deutschen Bank mit dem zwölfmonatigen Prognosehorizont betrachtet (Abb. 1). Es zeigt sich, dass die Prognose die tatsächlich eintretende Zinsentwicklung ungenügend erfasst. Beispielsweise sieht die Prognose für Ende 1994 ein Zinstief vor, während in Wirklichkeit ein Zinshoch eintritt. Für Ende 1995 wird hingegen ein Zinshoch prognostiziert, während tatsächlich ein Zinstief zu beobachten ist. Allerdings zeigt sich, dass die Prognosezeitreihe mit der tatsächlichen Zinsentwicklung in bestimmter Weise korrespondiert: Die Prognosezeitreihe scheint ein zeitverzögertes Abbild der tatsächlichen Zinsentwicklung zu sein. Die Prognose hinkt der Wirklichkeit also hinterher. Dies wird besonders deutlich, wenn die Prognosedaten jeweils um den Prognosehorizont (12 Monate) nach links verschoben werden, sodass die Prognosedaten nicht mehr ihrem jeweiligen Geltungszeitpunkt, sondern ihrem jeweiligen Entstehungszeitpunkt zugeordnet sind (Abb. 2). Bei dieser Darstellungsweise wird deutlich, dass die Prognostiker sich bei der Prognoseerstellung sehr stark von der jeweils aktuellen Marktsituation zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung haben beeinflussen lassen. Zugespitzt könnte man feststellen: Nicht die Zukunft, sondern lediglich die Gegenwart wird „prognostiziert“. Es liegt also offenbar eine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung bei der Prognosezeitreihe vor.

Die statistischen Prognosegütemaße bestätigen diesen ersten Eindruck in vollem Umfang: Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient „neuer Art“  $U_2$  nimmt den Wert 1,249 an. Die betrachtete Prognosezeitreihe der Deutschen Bank schneidet somit deutlich schlechter ab als die entsprechende Zeitreihe der naiven Prognosen. Hätte die Deutsche Bank ihre Prognosebemühungen eingestellt und stets das aktuelle Zinsniveau als Prognosewert herangezogen (naive Prognose), so hätte sie in den gesamten 1990er-Jahren bessere (wenn auch nicht gute!) Zinsprognosen generieren können. Der GOVA-Koeffizient nimmt den Wert 0,441 an. Es liegt also – wie bereits vermutet – eine starke gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung der Prognosezeitreihe vor. Nimmt man anhand dieser beiden statistischen Kennzahlen eine Einordnung in der Prognosequalitätsmatrix vor, so muss die betrachtete Prognosezeitreihe als quasi-naive Prognose eingestuft werden. Quasi-naive Prognosen sind jedoch als Entscheidungsgrundlage vollkommen ungeeignet.

In nahezu übereinstimmender Weise stellen sich auch die Prognosezeitreihen der Dresdner Bank (Abb. 3 und 4), der Commerzbank (Abb. 5 und 6)

---

wenigen Ausnahmefällen, in denen gar kein Prognosewert erstellt wurde, sodass auch die Nachrecherche zu keiner Datenergänzung führen konnte, wurde der Prognosewert des Vormonats fortgeschrieben.





Abbildung 1: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und entsprechende 12-Monats-Prognose der Deutschen Bank (dünne Linie) von Oktober 1989 bis Dezember 2000

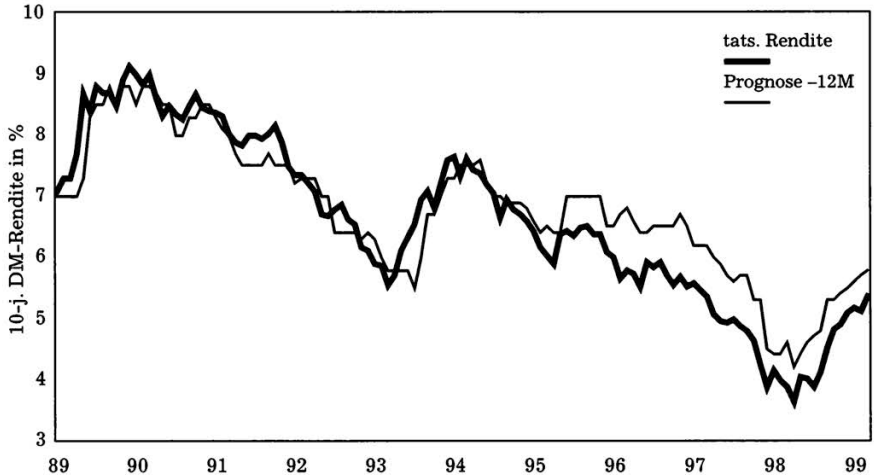


Abbildung 2: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und um 12 Monate nach links verschobene 12-Monats-Prognose der Deutschen Bank (dünne Linie) von Oktober 1989 bis Dezember 1999



Abbildung 3: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und entsprechende 12-Monats-Prognose der Dresdner Bank (dünne Linie) von Oktober 1989 bis Dezember 2000

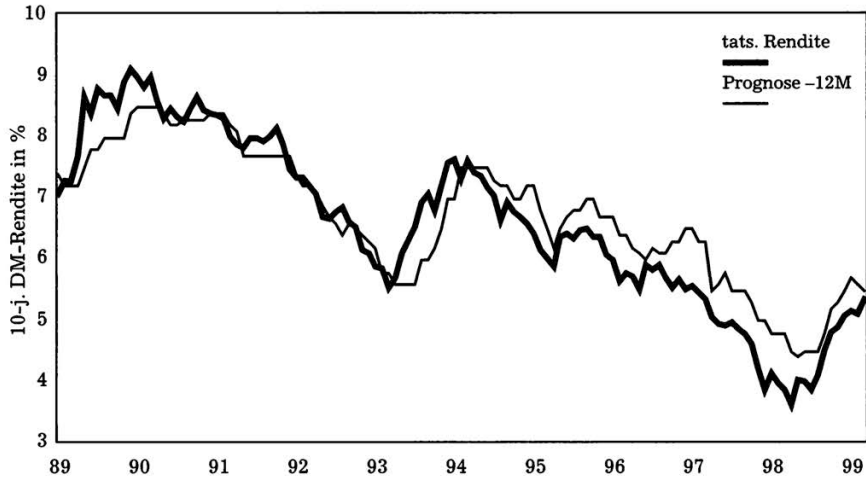


Abbildung 4: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und um 12 Monate nach links verschobene 12-Monats-Prognose der Dresdner Bank (dünne Linie) von Oktober 1989 bis Dezember 1999



Abbildung 5: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und entsprechende 12-Monats-Prognose der Commerzbank (dünne Linie) von Oktober 1989 bis Dezember 2000



Abbildung 6: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und um 12 Monate nach links verschobene 12-Monats-Prognose der Commerzbank (dünne Linie) von Oktober 1989 bis Dezember 1999

und aller übrigen betrachteten Institute (Tab. 1) dar: Alle 19 Kreditinstitute schneiden mit ihren Prognosezeitreihen schlechter ab, als es selbst bei Anwendung der naiven Prognose der Fall gewesen wäre, das heißt, in allen Fällen liegt  $U_2 > 1$  vor. Ebenso weisen die Prognosezeitreihen aller 19 Institute klare gegenwartsorientierte Verlaufsanpassungen auf, das heißt, der GOVA-Koeffizient ist in allen Fällen  $< 1$ . Es handelt sich somit bei allen betrachteten Prognosezeitreihen mit zwölfmonatigem Prognosehorizont um quasi-naive Prognosen. Sie sind ausnahmslos als Entscheidungsgrundlage ungeeignet.

Dieses sehr ernüchternde Ergebnis wird durch die Betrachtung der Prognosezeitreihen mit dreimonatigem Prognosehorizont unterstrichen (Tab. 2). Auch diese Prognosezeitreihen sind ausnahmslos schlechter als die entsprechende Zeitreihe der naiven Prognosen ( $U_2 > 1$ ) und weisen eine klare gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung auf ( $GOVA < 1$ ). Die Prognosezeitreihen mit drei Monaten Prognosehorizont sind dementsprechend ebenfalls ohne Ausnahme der Kategorie der quasi-naiven Prognose zuzuordnen und somit als Entscheidungsgrundlage ungeeignet.

*Tabelle 1*  
**Ergebniszusammenfassung der Berechnungen des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ ( $U_2$ ), des GOVA-Koeffizienten und der Einordnung in die Prognosequalitätsmatrix für die Zinsprognose-Zeitreihen mit zwölfmonatigem Prognosehorizont**

Prognoseerstellende Einheit	Theilscher Ungleichheitskoeffizient „neuer Art“ ( $U_2$ )	GOVA-Koeffizient	Prognosestatus in der Prognosequalitätsmatrix
Deutsche Bank	1,249	0,441	Quasi-naive Prognose
Dresdner Bank	1,195	0,452	Quasi-naive Prognose
Commerzbank	1,218	0,459	Quasi-naive Prognose
Bayerische Vereinsbank	1,050	0,602	Quasi-naive Prognose
Hypo-Bank	1,200	0,565	Quasi-naive Prognose
BfG	1,267	0,474	Quasi-naive Prognose
BiL/Invesco	1,334	0,361	Quasi-naive Prognose
Bankgesellschaft Berlin	1,202	0,516	Quasi-naive Prognose
Delbrück	1,358	0,394	Quasi-naive Prognose
Sal. Oppenheim	1,276	0,370	Quasi-naive Prognose
Trinkaus & Burkhardt	1,184	0,513	Quasi-naive Prognose
M. M. Warburg	1,450	0,051	Quasi-naive Prognose
SMH	1,389	0,458	Quasi-naive Prognose
WestLB	1,295	0,448	Quasi-naive Prognose
BayernLB	1,126	0,540	Quasi-naive Prognose
Helaba	1,189	0,593	Quasi-naive Prognose
DGZ/Deka	1,324	0,375	Quasi-naive Prognose
WZZ-Bank	1,284	0,381	Quasi-naive Prognose
DG-Bank	1,337	0,377	Quasi-naive Prognose
Consensus Forecasts	1,213	0,480	Quasi-naive Prognose

*Tabelle 2*  
**Ergebniszusammenfassung der Berechnungen des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ ( $U_2$ ), des GOVA-Koeffizienten und der Einordnung in die Prognosequalitätsmatrix für die Zinsprognose-Zeitreihen mit dreimonatigem Prognosehorizont**

Prognoseerstellende Einheit	Theilscher Ungleichheitskoeffizient „neuer Art“ ( $U_2$ )	GOVA-Koeffizient	Prognosestatus in der Prognosequalitätsmatrix
Deutsche Bank	1,313	0,863	Quasi-naive Prognose
Dresdner Bank	1,365	0,859	Quasi-naive Prognose
Commerzbank	1,413	0,860	Quasi-naive Prognose
Bayerische Vereinsbank	1,279	0,887	Quasi-naive Prognose
Hypo-Bank	1,343	0,874	Quasi-naive Prognose
BfG	1,338	0,869	Quasi-naive Prognose
BiL/Invesco	1,432	0,861	Quasi-naive Prognose
Bankgesellschaft Berlin	1,333	0,884	Quasi-naive Prognose
Delbrück	1,504	0,863	Quasi-naive Prognose
Sal. Oppenheim	1,349	0,873	Quasi-naive Prognose
Trinkaus & Burkhardt	1,311	0,879	Quasi-naive Prognose
M. M. Warburg	1,602	0,684	Quasi-naive Prognose
SMH	1,477	0,804	Quasi-naive Prognose
WestLB	1,403	0,861	Quasi-naive Prognose
BayernLB	1,170	0,900	Quasi-naive Prognose
Helaba	1,307	0,868	Quasi-naive Prognose
DGZ/Deka	1,378	0,869	Quasi-naive Prognose
WGZ-Bank	1,354	0,862	Quasi-naive Prognose
DG-Bank	1,520	0,847	Quasi-naive Prognose
Consensus Forecasts	1,313	0,869	Quasi-naive Prognose

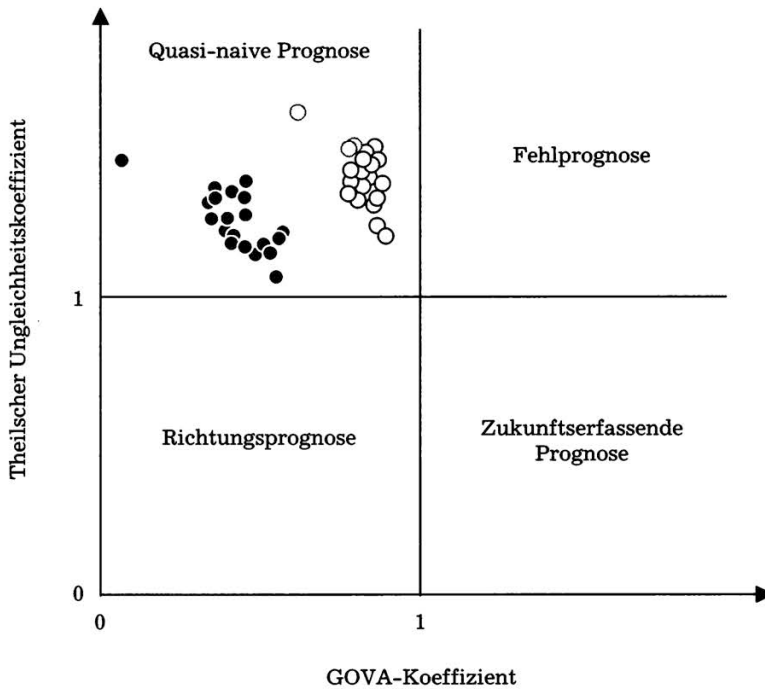


Abbildung 7: Einordnung der Prognosezeitreihen mit zwölfmonatigem Prognosehorizont (schwarze Punkte) und der Prognosezeitreihen mit dreimonatigem Prognosehorizont (weiße Punkte) in die Prognosequalitätsmatrix

#### IV. Untersuchungsergebnisse und Schlussfolgerungen

Zusammenfassend muss festgestellt werden, dass bei der Auswertung von 38 Zinsprognose-Zeitreihen (Oktober 1989 bis Dezember 1999) keine Hinweise darauf gefunden werden konnten, dass eines oder mehrere der betrachteten 19 Bankhäuser in der Lage waren, Prognosen zu erstellen, die als verlässliche Entscheidungsgrundlage angesehen werden können.

Dieses Untersuchungsergebnis muss aus zwei Gründen als besonders schwerwiegend betrachtet werden: 1. Sowohl die Großbanken und renommierte Privatbanken als auch Spitzeninstitute des Sparkassen- und des Genossenschaftssektors werden betrachtet. Es handelt sich somit durchaus um einen Querschnitt durch die deutsche Bankenlandschaft. Dass kein einziges der betrachteten Institute befriedigende Prognoseer-

gebnisse erzielen konnte, legt den Verdacht nahe, dass die vorliegenden Ergebnisse charakteristisch für die gesamte Branche sind. 2. Die betrachteten Prognosedaten erstrecken sich über einen Zeitraum von mehr als 10 Jahren. Es kann daher ausgeschlossen werden, dass die schlechten Prognoseergebnisse lediglich auf einen ungünstigen Zeitausschnitt zurückzuführen sind.

Die Konsequenzen, die aus dem Befund der unbefriedigenden Qualität der Zinsprognosen erwachsen, sind weitreichend:

Eine zuverlässige Prognose der künftigen Zinsstruktur erscheint angesichts der hier ermittelten Schwächen bei der Prognose des marktbestimmenden 10-Jahres-Zinses im Regelfall nicht gewährleistet. Die Beherrschung des Zinsänderungsrisikos bei der Durchführung von Fristentransformationen ist dementsprechend allein mit Hilfe der Zinsprognose nicht möglich. Eine kritische Überprüfung des Fristentransformationsvolumens sowie ein konsequenter Einsatz der bekannten Verfahren der Risikomessung und Risikobegrenzung<sup>36</sup> erscheint vor dem Hintergrund der vorliegenden Untersuchungsergebnisse dringend geboten.

Aktive Anlagestrategien am Anleihenmarkt können ohne die erforderliche Zuverlässigkeit der Zinsprognosen nicht zu dem gewünschten Erfolg, nämlich der Erzielung systematischer Überrenditen,<sup>37</sup> führen. Weil aktive Anlagestrategien außerdem vergleichsweise teuer sind,<sup>38</sup> sollte eine klare Ausrichtung auf passive Anlagestrategien vorgenommen werden.<sup>39</sup>

Da fundamentale Aktienmarkt- und Wechselkursprognosen in aller Regel auch auf Annahmen bezüglich der künftigen Zinsentwicklung beruhen,<sup>40</sup> sollten vor dem Hintergrund der hier ermittelten geringen Zu-

---

<sup>36</sup> Vgl. dazu bspw. *Klanke* (2002), S. 224–272; *Bellarz* (2002), S. 523–546; *Schulte/Horsch* (2002), S. 165–279; *Weinzirl* (2002), S. 86–100.

<sup>37</sup> Eine systematische Überrendite ist „eine über der Marktrendite liegende Verzinsung (Extragewinn) der Kapitalanlage“, die „auch nachhaltig erzielbar ist und nicht auf reinen Zufälligkeiten beruht“. Vgl. *Rehkugler* (1995), S. 384.

<sup>38</sup> Aktive Anlagestrategien sind in aller Regel deutlich teurer als ihr passives Pendant, weil in höherem Maße Transaktionskosten für Wertpapierumschichtungen entstehen und weil Researcher unterhalten werden müssen, die die erforderlichen Finanzmarktprognosen erarbeiten. Vgl. dazu *Braun* (1990), S. 534–535; *Blümel* (1999), S. 37; *Steiner/Tebroke* (1995), S. 315; *Schmidt* (1978), S. 19.

<sup>39</sup> Dies ist insbesondere für den Bereich „Vermögensverwaltung für vermögende Privatkunden“ hervorzuheben. Die hier betrachteten Kreditinstitute bieten in diesem Bereich bisher nämlich ausschließlich aktive Anlagestrategien an. Vgl. *Spiwoks* (2002), S. 182–281.

<sup>40</sup> Vgl. *Spiwoks* (2002), S. 306–309.



verlässigkeit der Zinsprognosen auch andere Finanzmarktprognosen kritisch auf ihre Treffgenauigkeit hin überprüft werden. Alle Research-Ergebnisse sollten einem umfassenden systematischen Controlling unterworfen werden, um Fehleinschätzungen bezüglich der eigenen Prognosekompetenz zu vermeiden.<sup>41</sup>

### Literatur

*Andres, P./Spiwoks, M.* (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. – *Andres, P./Spiwoks, M.* (2000): Prognosegütemaße, State of the Art der statistischen Ex-post-Bewertung von Prognosen, *Sofia-Studien zur Institutionenanalyse*, Bd. 00-1, Darmstadt. – *Balocchi, G.* (1998): Die statistische Evaluation von Finanzmarktprognosen, in: *Kutscher, C./Schwarz, G.* (Hrsg.), *Aktives Portfolio Management, Der Anlageentscheidungsprozeß von der Prognose bis zum Portfolio*, Zürich, S. 23–49. – *Bellarz, S.* (2002): Strategien im Zinsbuch, in: *Eller, R./Gruber, W./Reif, M.* (Hrsg.), *Risikomanagement und Risikocontrolling im modernen Treasury-Management*, Stuttgart, S. 521–546. – *Blümel, R.* (1999): Aktienindizes als Basisinstrumente für das passive Portfolio-Management, 2. Aufl., Stuttgart. – *Bock, R./Dietl, W.* (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. – *Braun, R.* (1990): Internationales Indexmanagement für Aktien, in: *Österreichisches Bankarchiv*, H. 7, S. 528–535. – *Consensus Forecasts*, Jg. 1989–1999. – *Dichtl, E./Issing, O.* (Hrsg.) (1993): *Vahlens Großes Wirtschaftslexikon*, 2. überarb. u. erw. Aufl., München. – *Eckey, H.-F./Kosfeld, R./Dreger, C.* (1995): *Ökonometrie, Grundlagen – Methoden – Beispiele*, Wiesbaden. – *Franke, G./Hax, H.* (1995): *Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt*, 3. neu bearb. Aufl., Berlin u. a. – *Frohn, J.* (1995): *Grundausbildung in Ökonometrie*, 2. neubearb. Aufl., Berlin u. a. – *Grinold, R. C./Kahn, R. N.* (1995): *Active Portfolio Management*, Chicago. – *Grundmann, T.* (1989): *Prognose der voraussichtlichen Entwicklung einer Kapitalgesellschaft*, Berlin. – *Henschel, H.* (1979): *Wirtschaftsprognosen*, München. – *Hübler, O.* (1989): *Ökonometrie*, Stuttgart. – *Hujer, R./Cremer, R.* (1978): *Methoden der empirischen Wirtschaftsforschung*, München. – *Hüttner, M.* (1982): *Markt- und Absatzprognosen*, Stuttgart. – *Khosrawi-Rad, M. D.* (1991): *Probleme und Möglichkeiten bei der Definition, Klassifikation, Interpretation und Operationalisierung von Prognose, Prognosemodell, Prognosefehler und Prognosefehlermaße*, Hamburg. – *Klanke, R.* (2002): *Value at Risk – Anleitung zur quantitativen Risikoanalyse*, in: *Eller, R./Gruber, W./Reif, M.* (Hrsg.), *Risikomanagement und Risikocontrolling im modernen Treasury-Management*, Stuttgart, S. 222–273. – *Laplace, P. S.* (1814): *Essai philosophique sur les probabilités*, Paris. – *Poddig, T.* (1999): *Handbuch Kursprognose, Quantitative Methoden im Asset Management*, Bad Soden/Ts. – *Poddig, T./Dichtl, H./Petersmeier, K.* (2000): *Statistik, Ökonometrie, Optimierung, Methoden und ihre praktische Anwendung in Finanzanalyse und Portfoliomanagement*, Bad Soden/Ts. –

<sup>41</sup> Vgl. *Spiwoks* (2002), S. 329.

*Rehkugler, H.* (1995): Kurs- und Renditeprognosesysteme, in: *Cramer, J./Rudolph, B.* (Hrsg.), Handbuch für Anlageberatung und Vermögensverwaltung, Methoden und Instrumente des Portfoliomanagements, Frankfurt/M, S. 384–393. – *Rudolph, B.* (1993): Wahl zwischen aktivem und passivem Management, in: Handelsblatt, 12.08.1993, S. 23. – *Rudolph, B.* (1995): Theoretische Ansätze und Umsetzung der Anlageplanung, in: *Cramer, J./Rudolph, B.* (Hrsg.), Handbuch für Anlageberatung und Vermögensverwaltung, Methoden und Instrumente des Portfoliomanagements, Frankfurt/M, S. 25–42. – *Schmidt, Reinhard H.* (1978): Grundprobleme der Wertpapieranalyse und der Anlageplanung, in: Beiträge zur Aktienanalyse, H. 17, S. 5–23. – *Schröder, M.* (1994): Prognose von Rentenmarkt-Renditen aus makroökonomischer Sicht, in: Risk & Reward – Methodik, Frankfurt/M, S. 46–50. – *Schulte, M./Horsch, A.* (2002): Wertorientierte Banksteuerung II: Risikomanagement, Frankfurt/M. – *Schwarze, J.* (1973): Probleme der Fehlermessung bei quantitativen ökonomischen Prognosen, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 129, H. 3, S. 535–558. – *Schwarze, J.* (1980): Statistische Kenngrößen zur Ex-post-Beurteilung von Prognosen, in: *Schwarze, J.* (Hrsg.), Angewandte Prognoseverfahren, Herne/Berlin, S. 317–344. – *Spiwoks, M.* (1993): Bestimmungsgründe der Kapitalmarktzinsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland von 1973 bis 1989, Eine theoretische und empirische Untersuchung, Schriften zur monetären Ökonomie, Bd. 35, Baden-Baden. – *Spiwoks, M.* (2001): Aktives versus passives Portfoliomanagement, Prognosekompetenz als wichtigste Determinante der Auswahlentscheidung, SOFIA-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, Nr. 01-2, Darmstadt. – *Spiwoks, M.* (2002): Vermögensverwaltung und Kapitalmarktprognose, Überprüfung der Prognosekompetenz ausgewählter deutscher Vermögensverwalter, Reihe Bank- und Finanzwirtschaft, Bd. 1, Frankfurt/M. – *Steiner, M./Tebroke, H.-J.* (1995): Entwicklung von Anlagestrategien, in: *Cramer, J./Rudolph, B.* (Hrsg.), Handbuch für Anlageberatung und Vermögensverwaltung, Methoden und Instrumente des Portfoliomanagements, Frankfurt/M, S. 306–324. – *Theil, H.* (1971): Principles of Econometrics, New York. – *Tobler, J.* (1998): Wie sich das Prognoserisiko minimieren läßt, in: Finanz und Wirtschaft, 13.05.1998, S. 4. – *Weinzirl, V.* (2002): Implementierung einer barwertigen Zinsbuchsteuerung, in: *Eller, R./Gruber, W./Reif, M.* (Hrsg.), Risikomanagement und Risikocontrolling im modernen Treasury-Management, Stuttgart, S. 84–101.

## Zusammenfassung

### Qualität der Zinsprognosen deutscher Banken – Eine empirische Analyse –

Zinsprognosen spielen eine bedeutende Rolle für verschiedene Bereiche des Bankgeschäftes. Die Auswertung von historischen Prognosezeitreihen von 19 prominenten deutschen Bankhäusern nährt allerdings erhebliche Zweifel daran, dass die Anstrengungen zur Prognose der künftigen Zinsentwicklung erfolgreich sind. Es werden Prognosen der Rendite von DM-Staatsanleihen mit 10 Jahren Restlaufzeit im Zeitraum von Oktober 1989 bis Dezember 1999 untersucht. Als Prognosegütemaß wird die Prognosequalitätsmatrix herangezogen, die ihrerseits auf dem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „neuer Art“ ( $U_2$ ) und dem GOVA-Koeffizienten beruht. Es zeigt sich, dass sowohl alle 19 Prognosezeitreihen mit zwölfmonatigem als auch alle 19 Prognosezeitreihen mit dreimonatigem Prognosehorizont in die Kategorie der quasi-naiven Prognosen fallen und somit als Entscheidungsgrundlage ungeeignet sind. (JEL E47, G21, G12)

## Summary

### Quality of Interest Rate Forecasts by German Banks – An Empirical Analysis –

Interest rate forecasts play an important role for many segments of the banking business. However, an evaluation of historical time series of interest rate forecasts done by 19 prominent German banks nurtures substantial doubts about the success of the efforts made for forecasting future interest rate trends. This article analyses the yield forecasts of DM-denominated government bonds with a ten-year residual lifetime between October 1989 and December 1999. To measure the forecasting quality, this article uses the forecasting quality matrix based on Theil's ("new") inequality coefficient ( $U_2$ ) and the topical oriented trend adjustment coefficient. It has turned out that the 19 time series of twelve-month and the 19 time series of three-month interest rate forecasts ought to be subsumed under the category of quasi-naive forecasts and that they are thus inappropriate as a basis for decision-making.

## Résumé

### Qualité des prévisions d'intérêts des banques allemandes – Une analyse empirique –

Les prévisions d'intérêts jouent un rôle important dans différents domaines de l'activité bancaire. L'évaluation de séries chronologiques historiques de prévisions de 19 institutions bancaires allemandes éminentes fait surgir cependant de grands doutes sur l'efficacité des prévisions de l'évolution future des intérêts. L'auteur analyse les prévisions des rendements d'emprunts d'Etat en DM avec une durée

restante de 10 ans pour la période d'octobre 1989 à décembre 1999. Il utilise la matrice de qualité de prévisions, qui se base sur les coefficients d'inégalité «de nouveau type» de Theil ( $U_2$ ) et sur les coefficients GOVA. On voit que, autant les 19 séries chronologiques de prévision avec un horizon de 12 mois que toutes celles avec un horizon de 3 mois, tombent dans la catégorie des prévisions quasi naïves et sont donc inadéquates comme base de décision.