

Qualität und Effizienz der Gewinnprognosen von Analysten

Eine empirische Untersuchung für den deutschen Kapitalmarkt*

Von Wolfgang Bessler und Matthias Stanzel, Gießen

I. Einführung

Finanzanalysten übernehmen die wichtigen Aufgaben der Informationssammlung, Informationsverarbeitung und Informationsverbreitung. Sie haben damit in ihrer Funktion als Informationsintermediäre eine zentrale Stellung auf den Kapitalmärkten. Zudem sollte ein funktionierender Wettbewerb einer genügend großen Anzahl von alerten Analysten grundsätzlich dazu beitragen, die Informationseffizienz der Kapitalmärkte zu erhöhen, sodass die effiziente Allokation des Kapitals in die besten Verwendungsmöglichkeiten sichergestellt ist.¹ Eine effiziente Allokation setzt allerdings voraus, dass die rechtlichen Rahmenbedingungen, Steuern und Handelsverfahren diesen Prozess unterstützen und dass die Finanzanalyse möglichst frei von Interessenkonflikten ist. Trotz dieser offensichtlichen Bedeutung des Aktienresearchs ist in den letzten Jahren Kritik an der Arbeit der Finanzanalysten geübt worden. Insbesondere ergaben sich erhebliche Zweifel daran, ob das Aktienresearch überhaupt dazu geeignet ist, die Effizienz der Kapitalmärkte zu erhöhen. So wurde der ausgeprägte Kursrückgang ab März 2000 beispielsweise von anhaltenden Kaufempfehlungen und optimistischen Gewinnprognosen begleitet.² Schließlich führten auch die Untersuchungen der SEC und der New Yorker Staatsanwaltschaft über die Verstrickungen von Investmentbanken und ihren Analysten in die Firmenpleiten von Enron und Worldcom³ sowie etliche Skandale wegen irreführender Anlageempfehlungen insbesondere bei Neuemissionen zu einem Vertrauensverlust in das Aktienresearch und damit in die Tätigkeit der Finanzanalysten. Um

* Wir bedanken uns bei einem anonymen Gutachter sowie Martin Wallmeier für wertvolle Hinweise und Anregungen.

¹ Siehe Schmidt (1977), Tinic/West (1979), Caccese (1997).

² Siehe Financial Services Authority (2002).

³ Siehe Utzig (2002).

einerseits das Vertrauen in die Finanzanalyse wieder herzustellen und andererseits die immer wieder angeführten Interessenkonflikte in der Finanzanalyse zu reduzieren, reagierten die nationalen Gesetzgeber sowie die standesrechtlichen Vereinigungen, indem eine Reihe von neuen Regelungen zur Finanzanalyse diskutiert und realisiert wurden (z.B. §34b WpHG, FinAnV und DVFA (2003, 2006) in Deutschland oder NASD-Rule 2711, NYSE-Rule 472 in den USA).

Trotz der potenziellen Interessenkonflikte sind die Gewinnprognosen der Analysten weiterhin eine wichtige Information für die Bewertungs- und Entscheidungsmodelle der Investoren am Kapitalmarkt. In der akademischen Literatur existieren einerseits Untersuchungen, die eine Überlegenheit der Analystenprognosen gegenüber quantitativen Zeitreihenmodellen unterstützen.⁴ Andererseits sind sowohl die Vermeidung negativer Prognosen als auch systematisch positiv verzerrte Prognosen von Finanzanalysten in einer Vielzahl von empirischen Studien, die sich vor allem auf den US-amerikanischen Kapitalmarkt beziehen, zu beobachten.⁵ Für den deutschen Kapitalmarkt existieren bisher nur vereinzelt Studien zu Gewinnprognosen von Analysten, z.B. *Capstaff/Paudyal/Rees* (1998), *Hüfner/Möller* (2002), *Henze* (2004) und *Wallmeier* (2005a, 2005b). Vor dem Hintergrund dieser aktuellen Forschungsergebnisse ergeben sich folgende interessante Fragestellungen für den deutschen Kapitalmarkt:

- Inwieweit unterscheidet sich die Prognosequalität für deutsche Unternehmen von der Vielzahl der US-amerikanischen Studien zur Qualität der Gewinnprognosen von Finanzanalysten?
- In welcher Beziehung stehen die Prognosen der Analysten zu den stark ansteigenden Aktienkursen in den Jahren 1997 bis 2000: Waren die Prognosen in diesen Jahren wirklich außergewöhnlich optimistisch und positiv verzerrt und haben die Analysten so zu den teilweise irrationalen Übertreibungen am deutschen Aktienmarkt beigetragen? Oder ist möglicherweise in den Zeiten stark volatiler Aktienmärkte die von irrationalen Einflüssen freie naive Random-Walk-Prognose vorzuziehen?
- Verarbeiten die Finanzanalysten sämtliche in der naiven Prognose enthaltenen Informationen? Oder wird selbst diese einfachste Informationsquelle nicht effizient genutzt?

⁴ Siehe *Chatfield/Moyer/Sisneros* (1989), *Kross/Ro/Schroeder* (1990), *Capstaff/Paudyal/Rees* (1995), *Capstaff/Paudyal/Rees* (1998).

⁵ Siehe *DeBondt/Thaler* (1990), *Abarbanell/Bernhard* (1992), *McNichols/O'Brien* (1997), *Easterwood/Nutt* (1999).

Im Folgenden wird die Qualität sowie die Effizienz der Gewinnprognosen der Finanzanalysten am deutschen Aktienmarkt für den Zeitraum von 1995 bis 2004 untersucht. Die Ergebnisse zeigen, dass das Aktienresearch nur bedingt bessere Prognosen als die einfache naive Prognose liefert. Allerdings existieren durchaus signifikante Unterschiede zwischen den verschiedenen Prognosehorizonten, den Kalenderjahren, den Fiskaljahren, den Industriesektoren sowie der Gewinnentwicklung der Unternehmen. Insgesamt sind die Prognosen der Finanzanalysten jedoch ungenau und positiv verzerrt. Finanzanalysten des deutschen Kapitalmarktes unterliegen einem Überoptimismus und einer Überreaktion auf neue Informationen. Obwohl die Analystenprognosen zumindest für kurzfristige Prognosehorizonte eine höhere Qualität als die naiven Prognosen aufweisen, sind sie nicht bedingt effizient, denn die Vorhersagen der Analysten berücksichtigen überraschenderweise nicht alle Informationen, die in der naiven Prognose enthalten sind.

Die weiteren Ausführungen sind wie folgt strukturiert. In Kapitel II wird ein Überblick über die Literatur zur Qualität der Gewinnprognosen von Finanzanalysten gegeben. Kapitel III beschreibt die zugrunde liegende Datenbasis der empirischen Untersuchung. Anschließend werden in Kapitel IV und Kapitel V die Ergebnisse zur Genauigkeit und Verzerrung der Analystenprognosen am deutschen Kapitalmarkt dargestellt. In Kapitel VI wird im Rahmen des Forecast Encompassing die Effizienz der Gewinnschätzungen der Analystenprognosen relativ zur Random-Walk-Prognose überprüft. Eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse schließt diesen Beitrag ab.

II. Literaturüberblick

Die Gewinnprognosen der Finanzanalysten haben für die Anleger an den Kapitalmärkten eine wichtige Bedeutung und stehen demzufolge im Mittelpunkt einer Vielzahl von Untersuchungen im Rahmen der empirischen Kapitalmarktforschung.⁶ Neben der Genauigkeit und Verzerrung der Prognosen sowie ihrer Qualität relativ zu konkurrierenden quantitativen Prognosemodellen ist die Identifikation der Faktoren, welche die Qualität bestimmen, von besonderem Interesse. So kommt die wissenschaftliche Forschung zur Qualität von Gewinnprognosen von Finanzanalysten mehrheitlich zu dem Ergebnis, dass Analystenprognosen zur Gewinnschätzung den einfachen Zeitreihenmodellen überlegen sind. Ins-

⁶ Siehe *Womack* (1996).

besondere die Studien von *Chatfield/Moyer/Sisneros* (1989), *Brown* (1993) und *Wild/Kwon* (1994) für den US-amerikanischen Kapitalmarkt deuten darauf hin, dass Finanzanalysten qualitativ bessere Prognosen liefern als Prognosemodelle, die auf Gewinnzeitreihen basieren. *Capstaff/Paudyal/Rees* (1995, 1998) und *Wallmeier* (2005b) bestätigen diese Erkenntnis für Großbritannien bzw. den deutschen Kapitalmarkt. Ein Grund für die Überlegenheit der Analystenprognosen gegenüber einfachen Zeitreihenmodellen liegt in erster Linie im Informationsprozess der Analysten begründet.⁷

Interessanterweise deuten die verschiedenen Studien auch darauf hin, dass die Prognosen trotz ihrer vermeintlichen Überlegenheit im Durchschnitt einerseits ungenau und andererseits deutlich positiv verzerrt sind.⁸ Diese Ergebnisse haben *DeBondt/Thaler* (1990) und *Capstaff/Paudyal/Rees* (1995, 1998, 2001) auch für die prognostizierten Gewinnveränderungen beobachtet. Diese Persistenz der positiven Verzerrungen von Gewinnprognosen im Zeitablauf ist zunächst überraschend und nur schwer zu erklären. Denn diese positive Verzerrung ist bekannt und sollte durch Lerneffekte im Rahmen des Researchprozesses ausgenutzt und dadurch eliminiert werden. Allerdings kommt *Brown* (2001) zu dem Ergebnis, dass die Gewinnprognosen in den USA sich von „zu optimistischen Prognosen“ (1984 bis 1990) hin zu „zu pessimistischen Prognosen“ (1994 bis 1999) verändert haben. *Chopra* (1998) weist jedoch darauf hin, dass Analystenprognosen in den Jahren des konjunkturellen Aufschwungs weniger verzerrt sind als in Phasen der Rezession. Dies steht in Einklang mit den Ergebnissen in den Untersuchungen von *Ali/Klein/Rosenfeld* (1992), *Das/Levine/Sivaramakrishnan* (1998) und *Butler/Saraoglu* (1999), die beobachten, dass die positive Verzerrung vor allem bei einer negativen Gewinnentwicklung auftritt. Im Falle steigender Unternehmensgewinne liefern die Analysten hingegen relativ zufriedenstellende Ergebnisse.

Für die Persistenz der Ungenauigkeit und der positiven Verzerrung existiert eine Vielzahl von Erklärungsfaktoren, deren Identifizierung allerdings nicht Gegenstand dieser Studie ist. Dennoch soll an dieser Stelle ein kurzer Überblick gegeben werden. So spielen zunächst Publizitäts- und Rechnungslegungsvorschriften eine gewisse Rolle, da durch sie in einem bestimmten Maß die Qualität und Quantität des Informationssets des Analysten bestimmt wird.⁹ So zeigen *Lang/Lundholm* (1996,

⁷ Siehe *Kross/Ro/Schroeder* (1990).

⁸ Siehe *O'Brien* (1988), *Butler/Lang* (1991), *Dreman/Berry* (1995).

1993), dass Unternehmen mit einer vergleichsweise schlechten Publizität qualitativ schlechtere Analystenprognosen aufweisen und nur von einer geringen Anzahl von Analysten begleitet werden. Auch *Capstaff/Paudyal/Rees* (1995, 1998, 2001) führen die Unterschiede in den durchschnittlichen Prognosefehlern der Analysten auf Unterschiede in den Rechnungslegungs- und Publizitätsvorschriften zurück. Gerade im Hinblick der Veränderung der Rechnungslegung von HGB auf IAS oder US-GAAP spielt dieser Aspekt für deutsche Unternehmen eine Rolle, denn durch den Wechsel zu den internationalen Rechnungslegungsgrundsätzen könnte eine höhere Prognosequalität erzielt werden. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass das oft zu beobachtende Earnings Management¹⁰ der Unternehmen, die unzureichende Einhaltung der neuen Rechnungslegungsgrundsätze¹¹ als auch die starke Zunahme immaterieller Vermögensgegenstände den Informationsgehalt und die Wertrelevanz von Rechnungslegungsinformationen durchaus einschränken.¹²

Darüber hinaus sind es vor allem analysten- und brokerspezifische Faktoren, welche die Qualität der Gewinnprognosen beeinflussen. So spielen beispielsweise Erfahrung und Reputation sowie die Größe des Arbeitgebers des Analysten eine nicht zu vernachlässigende Rolle.¹³ Aber auch verhaltenswissenschaftliche Aspekte beeinflussen die Genauigkeit und Verzerrung von Prognosen. So stellen *Easterwood/Nutt* (1999) beispielsweise fest, dass Analysten auf positive Nachrichten überreagieren und auf negative Nachrichten dagegen unterreagieren. Ebenso neigen Analysten oftmals zu Herdenverhalten, das zu einer Erhöhung der Prognosefehler führt.¹⁴ Nicht zuletzt spielen Interessenkonflikte in der Aktienanalyse eine bedeutende Rolle für die Qualität der Researchleistungen. Der Anreiz des Analysten, Beziehungen zum Management des Unternehmens aufzubauen und zu pflegen,¹⁵ wirkt sich ebenso negativ auf die Prognosequalität aus, wie die Beziehung des Analysten zu seinem Arbeitgeber. Bietet dieser zusätzliche Investmentbanking- oder Corporate-Fi-

⁹ Siehe *Baldwin* (1984), *Elliott/Philbrick* (1990).

¹⁰ Siehe *Healy/Wahlen* (1999), *Degeorge/Patel/Zeckhauser* (1999), *Matsumoto* (2002).

¹¹ Siehe *Glaum/Street* (2002).

¹² Siehe *Harris/Lang/Möller* (1994), *Lev/Zarovin* (1999), *Lo/Lys* (2000), *Hüfner/Möller* (1997, 2002).

¹³ Siehe *Graham* (1999), *Hong/Kubik/Solomon* (2000), *Stickel* (1995), *Clement* (1999).

¹⁴ Siehe *Olsen* (1996), *Welch* (2000).

¹⁵ Siehe *Francis/Philbrick* (1993), *Lim* (2001), *Chan/Kerceski/Lakonishok* (2003).

nance-Dienstleistungen an oder besitzt verbundene Kapitalanlagegesellschaften, so besteht immer die Gefahr, dass der Analyst und die Analystenprognosen und Empfehlungen genutzt werden, um neue Mandate im Investmentbanking zu generieren oder um den Kurs von im Bestand befindlichen Titeln zu pflegen, indem vermehrt positives Research veröffentlicht wird.¹⁶ Auch lassen sich durch optimistische Gewinnprognosen und Aktienempfehlungen grundsätzlich höhere Erträge im Brokerage generieren.¹⁷

In der folgenden empirischen Untersuchung wird zunächst geklärt, ob die Prognosen für Unternehmen des deutschen Kapitalmarktes die charakteristischen Eigenschaften aufweisen, die für den amerikanischen Kapitalmarkt beobachtet wurden. Dazu wird als erstes die allgemeine Prognosequalität, d.h. Prognosegenauigkeit und Prognoseverzerrung, untersucht. Anschließend erfolgt die detaillierte Untersuchung der positiven Verzerrung im Hinblick auf einen vorhandenen Optimismus sowie die Überreaktion auf Informationen. Schließlich wird die Effizienz der Gewinnprognosen der Analysten im Rahmen des Forecast Encompassing überprüft.

III. Daten

Der empirischen Untersuchung zur Qualität von Gewinnprognosen liegen individuelle Vorhersagen von Finanzanalysten zugrunde. Die Stichprobe umfasst Prognosen für Unternehmen des deutschen Kapitalmarktes für den Zeitraum von Januar 1995 bis März 2004.¹⁸ Dabei sind auch Unternehmen in der Stichprobe enthalten, die zwischenzeitlich die Notierung an einer deutschen Börse eingestellt haben. Somit unterliegt

¹⁶ Siehe Bessler/Stanzel (2006b, 2006c), McNichols/O'Brien (1997), Irvine/Nathan/Simko (1998), Michaely/Womack (1999).

¹⁷ Siehe Jackson (2005), Carleton/Chen/Steiner (1998), Irvine (2001).

¹⁸ Sämtliche Analystenprognosen, Aktienkurse als auch fundamentale Daten wurden freundlicherweise von FactSet auf Basis der JCF 5.0-Anwendung zur Verfügung gestellt. Der Informationsdienstleister FactSet vertreibt weltweit Kapitalmarktdaten in Form von Finanzdatenbanken und Analysetools. JCF 5.0 enthält die FactSet JCF Consensus and Detail Estimate Database. Diese Datenbank umfasst aktuelle und historische individuelle Gewinnprognosen als auch Konsensus-Gewinnprognosen für über 19.000 Unternehmen in 55 verschiedenen Ländern. JCF 5.0 ist eine öffentlich verfügbare Datenquelle. Die Autoren bedanken sich für die hervorragende Unterstützung der wissenschaftlichen Forschung. Da sämtliche verwendeten Analysten- und Unternehmensdaten aus einer Datenbank stammen, sind Fehler aufgrund der Inkonsistenz der Daten nicht zu erwarten. Siehe hierzu auch Richter (2005, 2006).

Tabelle 1
Deskriptive Statistik der Stichprobe

Jahr	# Prognosen	# Broker	# Analysten	# Unternehmen
1995	5.131	36	167	100
1996	11.892	38	273	108
1997	21.662	46	320	199
1998	25.141	62	511	224
1999	19.335	74	745	315
2000	23.563	82	1.039	394
2001	30.317	108	1.242	396
2002	25.563	112	1.286	344
2003	11.352	103	1.062	295
2004	1.215	75	516	180
1995–2004	175.171	190	2.446	557

die Untersuchung keinem Survivorship-Bias. Die Ursprungsstichprobe besteht aus 177.626 individuellen Analystenprognosen zur Kennzahl jährlicher „Gewinn je Aktie“. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die jährliche Anzahl sowie die Gesamtanzahl der in der ursprünglichen Stichprobe enthaltenen Prognosen, Analysten, Brokerhäuser und Unternehmen.¹⁹ Die Datenbasis der vorliegenden Studie unterscheidet sich von der Anzahl der untersuchten Researchleistungen vergleichbarer Studien für den deutschen Kapitalmarkt. Die Untersuchung von *Capstaff/Paudyal/Rees* (1998) basiert auf 72.648 Prognosen für den Zeitraum von 1987 bis 1995. *Pietzsch* (2004) verwendet in ihrer Untersuchung der Bestimmungsfaktoren des Analystencoverage eine Stichprobe von 490 Aktienempfehlungen des Jahres 2001. Die Studie von *Wallmeier* (2005a) basiert auf ca. 13.000 Konsensus-Prognosen. Dagegen weist die Arbeit von *Henze* (2004) mit 230.332 individuellen Gewinnprognosen im Ursprungssample für den Zeitraum von 1987 bis 2002 eine vergleichbare Stich-

¹⁹ Die sehr geringe Anzahl an Prognosen und den zugehörigen Analysten, Brokerhäusern und Unternehmen im Jahr 2004 kommt dadurch zustande, dass nur Prognosen bis zum Fiskaljahr 2003 in der Stichprobe enthalten sind, d.h., dass im Kalenderjahr 2004 nur noch die sehr kurzfristigen Gewinnprognosen betrachtet werden, die in den Monaten Januar 2004 bis März 2004 für das abgelaufene Fiskaljahr 2003 abgegeben wurden. Auch für die Kalenderjahre 2001 bis 2003 sind nur Prognosen bis zum Fiskaljahr 2003 enthalten. Dies führt zu einer Abnahme der Häufigkeiten in diesen Jahren.

probengröße auf. Allerdings werden in ihrer Studie nur Prognosen mit einem Prognosehorizont von 180 bis 240 Kalendertagen untersucht, was die Stichprobengröße erheblich verringert.

Für 2.455 Prognosen stehen keine adäquaten naiven Prognosen oder Aktienkurse zur Verfügung. Dies führt zu einer Reduktion der Stichprobe auf 175.171 Gewinnprognosen. Da Ausreißer in der Stichprobe die Ergebnisse grundsätzlich verzerren können, werden aus dem Ursprungssample sämtliche Prognosen, die einen relativen Fehler größer als 100 % aufweisen, eliminiert.²⁰ Dies führt zu einer Reduktion der Untersuchungsstichprobe um nochmals 3.890 auf letztendlich 171.281 Prognosen. Die Berechnung der Prognosefehler erfolgt in der Weise, dass jeder Prognose der entsprechende Unternehmensgewinn gegenübergestellt wird. Im Unterschied zu anderen Studien zur Qualität von Gewinnprognosen wird in der vorliegenden Untersuchung eine alternative Definition des ausgewiesenen Unternehmensgewinns verwendet. Als Unternehmensgewinn wird nicht der im Jahresabschluss eines Unternehmens ausgewiesene Jahresgewinn genutzt, sondern der sogenannte Convergence Consensus, der von FactSet zur Verfügung gestellt wird. Der Convergence Consensus ist die Konsensus-Prognose, welche nach Veröffentlichung der Unternehmensgewinne berechnet wird. Die Nutzung dieser Variablen bietet eine Reihe von Vorteilen. Zum einen gibt es in Deutschland keine Pflicht zum Ausweis von standardisierten Gewinnen je Aktie. Zum anderen werden unterschiedliche Methoden in der Gewinnberechnung zwischen Analyst und Unternehmen vermieden.²¹ Die Analysten passen

²⁰ Wir folgen damit einer der gängigsten Methoden zur Behandlung von Ausreißern bei der Analyse von Gewinnprognosen (siehe beispielsweise *Brown (1993)* und *Capstaff/Paudyal/Rees (1998)*). Obwohl Ausreißer keine Datenfehler im engeren Sinne darstellen, können sie jedoch Effekte bedingen, die eine zusammenfassende Aussage über die Qualität von Analystenprognosen nicht zulassen.

²¹ Ein Vergleich der Prognose und der Realisation zur Kennzahl „Gewinn je Aktie“ ist nur dann eindeutig vorzunehmen, wenn man unterstellt, dass sämtliche Marktteilnehmer eine identische Gewinndefinition verwenden. Nur bei der Verwendung eines einheitlichen Berechnungsschemas ist ein Vergleich von prognostiziertem Gewinn je Aktie mit dem von den Unternehmen ausgewiesenen Wert unproblematisch. Dies ist in Deutschland in der Realität aber nicht der Fall. Neben unterschiedlichen Rechnungslegungsstandards sind es vor allem die in der Praxis bestehenden Wahlrechte, die Interpretationsspielräume zulassen und von den Unternehmen nach eigenem Ermessen ausgenutzt werden können. Selbst wenn die Marktteilnehmer den Gewinn nach dem gleichen Rechnungslegungsstandard ermitteln, muss dies daher nicht zwangsläufig zum gleichen Ergebnis führen. Sogar wenn alle Analysten dem DVFA/SG-Standard folgen, bietet dieser dennoch eine Vielzahl von Ermessens- und Bewertungsspielräumen, sodass auch dieser Standard durch ein hohes Maß an Subjektivität gekennzeichnet ist. Auch unterliegt

nach Veröffentlichung der Unternehmenszahlen auf Basis ihrer Methode nochmals die Prognose an, bevor das Coverage für das betroffene Fiskaljahr geschlossen wird. Der Convergence Consensus ist somit ein sehr gutes alternatives Maß zur Messung der Prognosequalität, da die prognostizierte und realisierte Größe den gleichen Bewertungsmethoden unterliegen.²²

IV. Empirische Untersuchung der allgemeinen Prognosequalität

1. Methodik

Zur Analyse der quantitativen Prognosegenauigkeit und Prognoseverzerrung von Gewinnprognosen steht ein umfassendes Instrumentarium von Fehlermaßen zur Verfügung. Dabei werden in dieser Studie die beiden relativen Fehlermaße des mittleren relativen absoluten Prognosefehlers (MRAF) und des mittleren relativen Prognosefehlers (MRF) verwendet, wie dies in den meisten Untersuchungen zu Gewinnprognosen von Finanzanalysten erfolgt. Bei beiden Fehlermaßen ist eine Relativierung erforderlich, da durch die Unterschiede in der absoluten Höhe der prognostizierten und der realisierten Variablen Verzerrungen auftreten können. Die anzuwendende Methode zur Relativierung der Prognosefehler ist in der finanzwirtschaftlichen Literatur keineswegs eindeutig. Eine Relativierung anhand der realisierten Variablen ist mit dem Nachteil verbunden, dass ausgewiesene Gewinne einen Wert von null oder nahe null annehmen können. Im ersten Fall ist eine Relativierung nicht möglich, im zweiten Fall sind hohe relative Prognosefehler die Folge. Diese Fälle

das DVFA-SG-Ergebnis nicht den handelsrechtlichen Abschlussprüfungen (*Hüfner/Möller* (1997), *Löffler* (1998), *Hüfner/Möller* (2002)). Diese Punkte führen dazu, dass Analysten zu unterschiedlichen Ergebnissen zur Erfolgsgröße „Gewinn je Aktie“ kommen, die rein auf der subjektiven Anwendung der nicht standardisierten Methoden und ihrer subjektiven Ermessensspielräume basiert. Durch die Verwendung des Convergence Consensus wird die Problematik der unterschiedlichen Methoden und subjektiven Einflussnahme verringert.

²² Allerdings ist auch darauf hinzuweisen, dass die durchschnittliche Höhe des Convergence Consensus im Vergleich zu den in den Jahresabschlüssen ausgewiesenen Gewinnen höher ausfällt, was zu geringeren Prognosefehlern bei Verwendung des Convergence Consensus im Vergleich zur Berechnung der Prognosefehler mithilfe der ausgewiesenen Jahresgewinne führt. Wenngleich die Ergebnisse nicht unmittelbar miteinander vergleichbar sind, da sich die Stichprobengröße bei Verwendung der ausgewiesenen Unternehmensgewinne aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit auf insgesamt 80.624 Prognosen reduziert, sind die Ergebnisse als relativ robust zu bezeichnen.

werden in der Regel aus der Untersuchung eliminiert.²³ Der Vorteil liegt in der eindeutigen Interpretation der Prognosefehler, die nur durch die prognostizierte und die realisierte Variable bestimmt werden. Alternativ könnte man den Aktienkurs als Bezugsgröße verwenden. So schlägt beispielsweise *Brown* (1996) die Relativierung von Gewinnprognosen durch den Aktienkurs vor, da dieser in einem ökonomischen Zusammenhang zum ausgewiesenen Unternehmensgewinn steht. Ein Nachteil ist hierbei sicherlich, dass die berechneten Prognosefehler auch von der Höhe des Aktienkurses abhängen. Das kann besonders in Zeiten stark volatiler Aktienkurse oder bei Wachstumsunternehmen, z.B. IPOs in Hot-and-Cold-Issue-Märkten, zu Problemen führen. Trotzdem ist auch diese Vorgehensweise in der Literatur häufig zu finden, z.B. in *Lin/McNichols* (1998) sowie *Easterwood/Nutt* (1999). Aufgrund der jeweiligen Vor- und Nachteile der beiden Methoden und um zwischen den beiden Ansätzen vergleichen zu können, sind in der empirischen Untersuchung beide Relativierungen der Prognosefehler durchgeführt worden. Dabei ist die Stichprobengröße bei Normierung durch den ausgewiesenen Gewinn deutlich geringer (127.084). Dies ist mit der Vielzahl von relativen Prognosefehlern von größer als 100 % zu erklären. Die Ergebnisse erweisen sich allerdings als relativ robust, was im Einklang zu den Ergebnissen von *Cooper/Day/Lewis* (2001) steht, die darauf hinweisen, dass die Wahl der Normierung der Prognosefehler nur geringen Einfluss auf die Ergebnisse empirischer Studien zur Prognosequalität hat. Im Folgenden werden daher nur die Ergebnisse auf Basis der Relativierung anhand des Aktienkurses dargestellt.²⁴

Die Prognosegenauigkeit lässt sich mithilfe des mittleren relativen absoluten Prognosefehlers (MRAF) ermitteln. Dieses Maß ist in Gleichung (1) und Gleichung (2) für den Analysten ($MRAF_A$) bzw. für die naive Prognose ($MRAF_N$) dargestellt. Dabei bezeichnet Kalenderjahr das Jahr, in dem die Prognose erstellt wird. Fiskaljahr hingegen bezeichnet das Geschäfts-/Fiskaljahr, auf das sich die Prognose des Jahresgewinns bezieht. Der naive Fehler ($MRAF_N$) als relativer Fehler ist die Abweichung von einer No-Change-Prognose. Die No-Change-Prognose ist definiert als der im Zeitpunkt der Prognose letzte bekannte Gewinnausweis des Unternehmens.²⁵

²³ Siehe hierzu *Capstaff/Paudyal/Rees* (1995), *Cooper/Day/Lewis* (2001), *Hodgkinson* (2001).

²⁴ Die Ergebnisse, die sich bei einer Relativierung der Prognosefehler anhand der realisierten Variablen ergeben, sind auf Anfrage von den Autoren erhältlich.

$$(1) \quad MRAF_A = \frac{1}{AP} \sum_1^{AP} \left| \frac{(\hat{x}_{j,i,t,T} - x_{i,T})}{P_{i,T}} \right|$$

$$(2) \quad MRAF_N = \frac{1}{AP} \sum_1^{AP} \left| \frac{(x_{i,T-h} - x_{i,T})}{P_{i,T}} \right|$$

mit $\hat{x}_{j,i,t,T}$ = Prognose des Analysten j zum Zeitpunkt t für Unternehmen i für Fiskaljahr T

mit $x_{i,T-h}$ = naive No-Change-Prognose für Unternehmen i für Fiskaljahr T

mit $x_{i,T}$ = Convergence Consensus als realisierter „Gewinn je Aktie“ für Unternehmen i für Fiskaljahr T

mit $P_{i,T}$ = Aktienkurs für Unternehmen i am Ende des Fiskaljahres T

mit AP = Anzahl der Prognosen

Die Verzerrung der Prognosen wird mithilfe des mittleren relativen Fehlers (MRF) beschrieben, wobei auch hier gemäß Gleichung (3) und Gleichung (4) zwischen den Prognosefehlern der Analysten (MRF_A) und der naiven Prognose (MRF_N) unterschieden wird.

$$(3) \quad MRF_A = \frac{1}{AP} \sum_1^{AP} \frac{(\hat{x}_{j,i,t,T} - x_{i,T})}{P_{i,T}}$$

$$(4) \quad MRF_N = \frac{1}{AP} \sum_1^{AP} \frac{(x_{i,T-h} - x_{i,T})}{P_{i,T}}$$

Mithilfe des Vorzeichens des MRF lässt sich eine rudimentäre Aussage über die Richtung der Prognoseverzerrung treffen. Die Signifikanz der Abweichungen des MRF von null wird mithilfe eines Ein-Stichproben-t-Tests untersucht. Inwieweit sich die Prognosefehler der Analysten und der naiven Prognose voneinander unterscheiden, wird zunächst anhand eines t-Tests zum Vergleich zweier Mittelwerte überprüft. Als Alternative zur Überprüfung der Unterschiede zweier verschiedener Prognosefehler bietet sich der Test von *Diebold/Mariano* (1995) an. Die Nullhypothese dieses asymptotischen Tests besagt, dass die Differenz zwischen den zu

²⁵ Diese Form der naiven Prognose wird beispielsweise von *Capstaff/Paudyal/Rees* (1998) genutzt. Als Alternativen werden in der empirischen Literatur häufig auch Zeitreihenmodelle (*Crichfield/Dyckman/Lakonishok* (1978)) oder Random-Walk-Modelle mit Drift (*Brown* (1993)) vorgeschlagen.

vergleichenden Prognosefehlern nicht signifikant von null verschieden ist.²⁶ Die Teststatistik des *Diebold/Mariano*-Tests ist definiert als:

$$(5) \quad DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{V}(\bar{d})}} \quad \text{mit} \quad d_t = g(f_{1t}) - g(f_{2t}),$$

f_{it} = gewähltes Prognosefehlermaß von Modell i,
 $g(\cdot)$ = beliebige Verlustfunktion

Dabei bezeichnet die Variable d die Differenz der mit $g(\cdot)$ bewerteten Prognosefehler der Analystenprognose und der naiven Prognose, wobei \bar{d} dem arithmetischen Mittelwert von d_t entspricht. Der Nenner der Teststatistik enthält schließlich eine heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistente Varianz von \bar{d} , wobei die Schätzung der Varianz unter Verwendung des Verfahrens von *Newey/West* (1987) durchgeführt wird. Für den Fall, dass die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann, liefert also keines der beiden Modelle eindeutig bessere Prognosen.

Um eine Aussage über die Qualität der Analystenprognosen im Vergleich zur naiven Prognose treffen zu können, bietet es sich an, neben der Analyse der Gleichheit der Prognosefehler der Analystenprognosen und der Random-Walk-Prognosen auch die Untersuchung mithilfe des Theil'schen Ungleichgewichtskoeffizienten „neuer Art“ vorzunehmen. Dieser Test ist wie folgt definiert:

$$(6) \quad U = \frac{\sqrt{\frac{1}{AP} \sum_1^{AP} (F - A)^2}}{\sqrt{\frac{1}{AP} \sum_1^{AP} (A)^2}} \quad \text{mit} \quad F = \frac{\hat{x}_{j,i,t,T} - x_{i,T-h}}{P_{i,T}} \quad \text{und} \quad A = \frac{x_{i,T} - x_{i,T-h}}{P_{i,T}}$$

Für perfekte Analystenprognosen nimmt U den Wert null an. Für U gleich eins ergibt die Prognose keine besseren Ergebnisse als die naive Prognose. Ist U hingegen größer als eins, dann liefert die Analystenprognose schlechtere Ergebnisse als die naive Prognose. Der Prognoseaufwand der Analysten ist dann kaum zu rechtfertigen. Werte zwischen null und eins deuten auf die Überlegenheit der Analystenprognose hin. Allerdings kann keine Aussage über die Signifikanz der Ergebnisse getroffen werden.

²⁶ Siehe hierzu und zum Konzept des Forecast Encompassing, welches auf dem Test von *Diebold/Mariano* (1995) aufbaut, auch die Ausführungen in *Schröder* (2002). Dieses Konzept wird in Kapitel VI. verwendet.

2. Empirische Ergebnisse

Nachfolgend werden zunächst die allgemeine Prognosegenauigkeit und Prognoseverzerrung im Vergleich zur naiven Random-Walk-Prognose dargestellt. Dabei werden die Prognosegenauigkeit und die Prognoseverzerrung für Analystenprognosen von Unternehmensgewinnen deutscher Unternehmen wie bereits beschrieben auf Basis einer gekürzten Stichprobe vorgenommen. Die deskriptiven Charakteristika für die gesamte sowie die gekürzte Stichprobe sind anhand des mittleren relativen Prognosefehlers der Analysten (MRF_A) und der naiven Prognose (MRF_N), der als Maß für die Prognoseverzerrung verwendet wird, in Tabelle 2 dargestellt.

Die Auswirkungen, die das Eliminieren von Datenpunkten (outliers) hat, sind offensichtlich. Auf der einen Seite werden extreme Prognosefehler, die möglicherweise transitorischer Natur sind und unerwünschte Effekte bedingen können, eliminiert. Dies erlaubt eine allgemeinere Interpretation der Ergebnisse. Andererseits gehen Informationen verloren. Auch ist die durchschnittliche Prognosequalität im gekürzten Sample um ein Vielfaches besser als bei der gesamten Stichprobe. Die Reduktion des Datensamples um lediglich 2,22 % oder 3.890 Prognosen erscheint unter dem Aspekt des Informationsverlusts akzeptabel und sollte die Gefahr eines Selection Bias gering halten.

Tabelle 2

Deskriptive Statistik der Ursprungsstichprobe und der gekürzten Stichprobe

	Ursprungsstichprobe MRF_A	Gekürzte Stichprobe MRF_A	Ursprungsstichprobe MRF_N	Gekürzte Stichprobe MRF_N
Mean	0,082	0,037	0,033	0,012
Median	0,004	0,004	-0,005	-0,005
Maximum	54,667	1,000	14,365	1,000
Minimum	-116,000	-0,992	-96,667	-0,978
Standardabweichung	0,978	0,115	1,054	0,119
Skewness	-32,833	3,560	-41,707	1,043
Kurtosis	3.737,829	23,954	3.425,419	22,322
Anzahl Prognosen	175.171	171.281	175.171	171.281

a) Prognosehorizont

Betrachtet man die Prognosequalität der untersuchten Stichprobe genauer, so ist offensichtlich, dass der Prognosehorizont einen bedeutenden Einfluss hat (Tabelle 3a und Tabelle 3b).²⁷ Dabei wird der Prognosehorizont als Differenz (in Monaten) zwischen dem Datum der Prognoseerstellung und dem Ende des jeweiligen Fiskaljahres gemessen. Die sehr kurzfristigen Horizonte, z.B. von -3 bis 0 Monate, geben den Zeitraum zwischen dem Ende des Fiskaljahres und den ersten drei Monaten im neuen Fiskaljahr an. Sie nehmen eine besondere Stellung ein, da die Unternehmensergebnisse in der Regel erst frühestens 3 Monate nach dem Ende des Fiskaljahres veröffentlicht werden. Für den Gesamtzeitraum von 1995 bis 2004 liegt der mittlere relative absolute Fehler der Analysten bei 5,2% und der Fehler der naiven Prognose bei 5,5%.

Wie erwartet nimmt die Prognosegenauigkeit mit zunehmendem Prognosehorizont ab. Der $MRAF_A$ steigt von 2,1% für sehr kurzfristige Prognosen auf 9,8% für die Prognosen über 30 Monate an. Für das Gesamtsample liefern Analysten signifikant genauere Prognosen als die naive Gewinnprognose. Bei Betrachtung der einzelnen Prognosehorizonte stellt man jedoch fest, dass die Prognosen der Analysten den naiven Prognosen lediglich bis zu einem Prognosehorizont von ca. 15 Monaten statistisch signifikant überlegen sind. Die beiden absoluten Prognosefehler $MRAF$ unterscheiden sich signifikant auf dem 1%-Niveau. Auch die Diebold-Mariano-Teststatistik weist für diese Prognosehorizonte signifikante Unterschiede auf dem 1%-Niveau aus. Bei Prognosehorizonten über 15 Monaten ist erstaunlicherweise die einfache Random-Walk-Prognose den Analystenprognosen signifikant überlegen. Sowohl die t-Teststatistik als auch die Diebold-Mariano-Teststatistik weisen auf hoch signifikante Unterschiede zwischen den $MRAF$ der Analysten und der naiven Prognose hin.

Betrachtet man die Prognoseverzerrung, so lassen sich zwei Aussagen treffen. Erstens sind die Prognosen der Analysten sowohl für den Gesamtzeitraum als auch für jeden Prognosehorizont mit Ausnahme der extrem kurzfristigen Prognosen signifikant positiver verzerrt als die naiven Prognosen. Zweitens nimmt die Verzerrung mit dem Prognosehorizont – wenn auch nicht linear – zu. Analysten sind demnach in ihren Gewinnprognosen generell zu optimistisch. Betrachtet man die Entwick-

²⁷ Die Markierungen ***, **, * bedeuten in dieser und in den folgenden Tabellen statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

Tabelle 3a
Prognosegenauigkeit in Abhängigkeit vom Prognosehorizont

Prognosehorizont	N	MRAF _A	MRAF _N	DM-Test	t-Test	Theil's U
-3 bis 0	15.387	2,1 %	4,7 %	-30,80***	27,66***	0,550
1 bis 3	19.672	2,8 %	4,9 %	-31,24***	23,35***	0,620
4 bis 6	19.042	3,8 %	5,0 %	-19,76***	11,71***	0,815
7 bis 9	22.028	4,5 %	5,2 %	-12,38***	6,84***	0,889
10 bis 12	16.773	4,8 %	5,1 %	-5,11***	2,97***	0,957
13 bis 15	17.832	5,8 %	6,0 %	-3,72***	2,07**	1,012
16 bis 18	15.716	6,6 %	6,2 %	4,46***	2,52**	1,097
19 bis 21	17.009	6,7 %	5,9 %	9,66***	6,14***	1,173
22 bis 24	11.718	7,2 %	5,9 %	13,06***	7,92***	1,299
25 bis 27	7.882	8,1 %	6,3 %	15,89***	8,81***	1,385
28 bis 30	4.830	9,1 %	6,5 %	16,44***	9,86***	1,474
> 30	3.392	9,8 %	6,3 %	17,53***	11,82***	1,622
Gesamt	171.281	5,2 %	5,5 %	-11,31***	9,22***	1,007

Tabelle 3b
Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Prognosehorizont

Prognosehorizont	N	MRF _A	MRF _N	DM-Test	t-Test
-3 bis 0	15.387	0,6 %***	1,0 %***	-3,90***	3,84***
1 bis 3	19.672	1,3 %***	1,2 %***	1,68*	1,36
4 bis 6	19.042	2,4 %***	1,3 %***	15,88***	10,51***
7 bis 9	22.028	3,1 %***	0,8 %***	29,18***	20,82***
10 bis 12	16.773	3,3 %***	0,8 %***	29,43***	19,93***
13 bis 15	17.832	4,1 %***	1,6 %***	31,39***	19,24***
16 bis 18	15.716	5,0 %***	1,5 %***	38,38***	23,85***
19 bis 21	17.009	5,3 %***	0,9 %***	43,35***	31,56***
22 bis 24	11.718	5,9 %***	1,1 %***	37,45***	27,91***
25 bis 27	7.882	6,7 %***	2,2 %***	36,05***	21,08***
28 bis 30	4.830	7,9 %***	2,3 %***	28,68***	19,75***
> 30	3.392	8,5 %***	1,9 %***	24,89***	19,86***
Gesamt	171.281	3,7 %***	1,2 %***	65,63***	61,55***

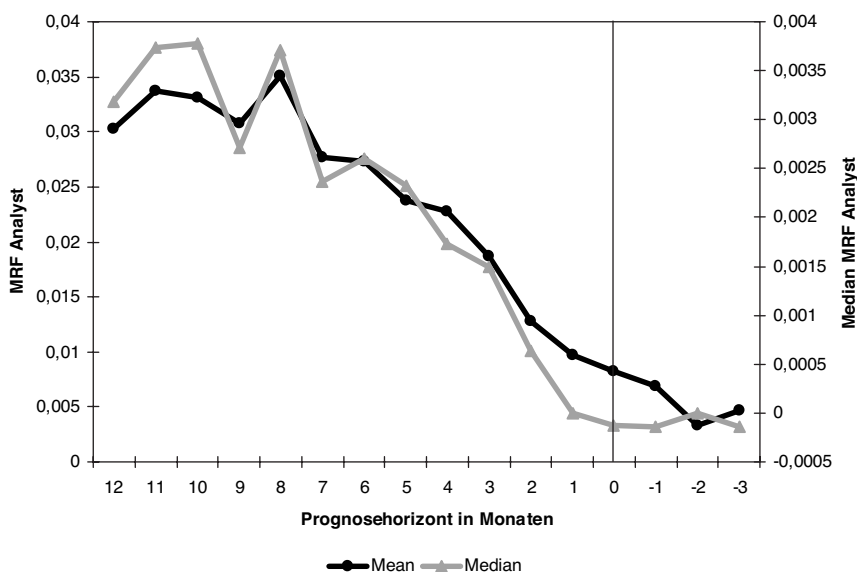


Abbildung 1: Earnings Game am deutschen Kapitalmarkt

lung des mittleren relativen Prognosefehlers der Analysten (MRF_A) in den letzten 15 Monaten vor Gewinnveröffentlichung genauer, so ist eine Tendenz zu erkennen, die im Einklang mit den Erkenntnissen des Earnings Games steht. Wie in Abbildung 1 ersichtlich wird, beginnt 6 Monate vor Ende des Geschäftsjahres der Optimismus deutlich abzufallen. Kurz vor Veröffentlichung der Unternehmensgewinne endet dies in fast unverzerrten Prognosen.

Bei der Betrachtung der Mediane des MRF der Analystenprognosen ist sogar der für das Earnings Game typische Pessimismus zu erkennen. Die Analysten scheinen den analysierten Unternehmen die Möglichkeit zu eröffnen, die Gewinnerwartungen zu treffen oder knapp zu übertreffen, um dadurch negative Effekte, die durch ein Unterschreiten dieses Ankerwertes verursacht werden können, möglichst zu vermeiden. Dass die Analysten auf diese Werte vom Unternehmensmanagement durch Earnings Guidance oder Expectation Management geführt werden, wie dies beispielsweise von *Matsumoto* (2002) beschrieben wird, ist eine mögliche Erklärung für diese Beobachtung, die aber an dieser Stelle nicht weiter untersucht wird.

Um die ersten Erkenntnisse zur Vorteilhaftigkeit von Analystenprognosen eingehender zu untersuchen, wird zusätzlich der Theil'sche Ungleichgewichtskoeffizient „neuer Art“ bestimmt (Tabelle 3a). Auch hier wird deutlich, dass die Analysten lediglich bis zu einem Prognosehorizont von 12 Monaten bessere Prognosen als das einfache naive Modell liefern. Nur für die Prognosehorizonte bis zu einem Jahr sind Theil'sche Ungleichgewichtskoeffizienten zwischen 0 und 1 zu beobachten. Dies bedeutet, dass die Analysten zwar keine perfekten Prognosen ($U = 0$) aber bessere Prognosen als die naive Prognose ($U = 1$) abgeben. Für Prognosehorizonte größer als 12 Monate sind ausnahmslos Theil'sche Ungleichgewichtskoeffizienten größer als eins zu beobachten. Damit ist die naive Prognose den Analystenprognosen in diesen Fällen überlegen.

b) Kalenderjahr/Fiskaljahr

Die Ergebnisse zur Prognosequalität in Abhängigkeit vom Prognosehorizont könnten dadurch verzerrt sein, dass in bestimmten Jahren der Prognoseerstellung einmalige externe Effekte (z.B. makroökonomische Schocks, Gründung des Neuen Marktes etc.) auftreten. Um in der empirischen Untersuchung für diese Effekte zu kontrollieren, werden die Prognosegenauigkeit, die Prognoseverzerrung sowie der Theil'sche Ungleichgewichtskoeffizient für jedes Kalenderjahr berechnet, in dem eine Prognose erstellt wurde. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4a und Tabelle 4b zusammengefasst.

Die Prognosegenauigkeit unterscheidet sich deutlich in den einzelnen Kalenderjahren. Analystenprognosen sind den naiven Prognosen mit Ausnahme der Jahre 1998 bis 2001 überlegen. Im Jahr 1998 sind die Unterschiede nicht signifikant, in den Jahren 1999 bis 2001 sind die Analystenprognosen signifikant ungenauer. Betrachtet man die Kursverläufe am deutschen Kapitalmarkt in diesen Jahren, so scheinen die Gewinnprognosen der Analysten vor allem in den Jahren stark volatiler Aktienkurse ihre Überlegenheit zu verlieren. Der höhere Optimismus der Analysten spiegelt sich auch in der jährlichen Analyse wider. Analystenprognosen sind mit Ausnahme des Jahres 2004 in jedem Jahr signifikant optimistischer als die naiven Prognosen. Betrachtet man die Theil'schen Ungleichgewichtskoeffizienten, so zeigen sich deutliche jahresspezifische Unterschiede. Insgesamt fallen vor allem hohe Ungleichgewichtskoeffizienten in den Jahren 1998 bis 2001 auf. Im Anschluss an das Jahr 2001 sind dann wieder geringere Werte zu beobachten. Diese Erkenntnis bestätigt die Ergebnisse der Prognosefehlermaße für den Zusammenhang

Tabelle 4a
Prognosegenauigkeit in Abhängigkeit vom Kalenderjahr

Kalenderjahr	N	MRAFA	MRAF _N	DM-Test	t-Test	Theil's U
1995	5.063	3,6 %	4,6 %	-6,93***	5,71***	0,800
1996	11.812	2,4 %	2,9 %	-6,57***	6,12***	1,156
1997	21.624	2,4 %	3,6 %	-21,73***	18,35***	0,714
1998	25.045	2,8 %	2,8 %	-1,01	0,67	1,037
1999	19.136	3,9 %	3,3 %	10,81***	7,58***	1,449
2000	22.772	7,0 %	5,5 %	21,54***	12,59***	1,351
2001	29.027	9,3 %	9,0 %	3,74***	2,42**	1,053
2002	24.467	6,7 %	8,7 %	-10,28***	16,81***	0,795
2003	11.136	4,0 %	6,1 %	-21,69***	16,81***	0,720
2004	1.199	2,7 %	5,8 %	-9,91***	8,52***	0,590
1995–2004	171.281	5,2 %	5,5 %	-11,31***	9,22***	1,007

Tabelle 4b
Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Kalenderjahr

Kalenderjahr	N	MRF _A	MRF _N	DM-Test	t-Test
1995	5.063	2,7 %***	-0,1 %	20,09***	15,05***
1996	11.812	1,1 %***	-1,2 %***	23,91***	28,14***
1997	21.624	0,8 %***	-1,6 %***	36,16***	35,91***
1998	25.045	1,8 %***	-0,2 %***	45,39***	33,15***
1999	19.136	2,9 %***	1,1 %***	25,23***	20,15***
2000	22.772	5,7 %***	2,3 %***	41,92***	27,96***
2001	29.027	7,5 %***	5,4 %***	19,05***	15,92***
2002	24.467	4,5 %***	0,8 %***	25,4***	27,73***
2003	11.136	2,5 %***	1,2 %***	11,17***	8,93***
2004	1.199	0,7 %***	1,6 %***	-2,24**	2,22**
1995–2004	171.281	3,7 %***	1,2 %***	65,63***	61,55***

zwischen Prognosequalität und Marktumfeld. In den Jahren stark steigender als auch stark fallender Aktienkurse sind die Analystenprognosen nicht überlegen. Erstaunlicherweise liefert das einfache Random-Walk-Modell bessere Prognosen.

Es lässt sich jedoch keine Aussage darüber treffen, ob der Anstieg der Prognoseungenauigkeit und der Prognoseverzerrung ein generelles Phänomen eines bestimmten Börsenumfeldes ist, oder ob es sich vielmehr um einen Effekt aufgrund besonders schwer zu prognostizierender Fiskaljahre handelt. So zeigt sich in den Prognosen, die in einem bestimmten Kalenderjahr erstellt wurden, der Optimismus des allgemeinen wirtschaftlichen Umfelds. Dies wird durch einen Anstieg der Ungenauigkeit und Verzerrung für die Prognosen aller Prognosehorizonte (Fiskaljahre) in einem Kalenderjahr deutlich. Die Prognosen für ein bestimmtes Fiskaljahr werden hingegen durch fiskaljahrspezifische Aspekte wie Gewinneinbrüche beeinflusst. Aus diesem Grund werden in einem weiteren Schritt in Tabelle 5a und Tabelle 5b die Ergebnisse der Prognosegenauigkeit und die Prognoseverzerrung der Analysten für die unterschiedlichen Fiskaljahre dargestellt.

Interessanterweise deuten die empirischen Ergebnisse darauf hin, dass die Gewinnprognosen für 7 der 10 betrachteten Fiskaljahre signifikant genauer sind als die naiven Prognosen. Lediglich für die Fiskaljahre 1999 bis 2001 weist das naive No-Change-Modell eine geringere Prognoseungenauigkeit auf, die jedoch nur bei Anwendung des Diebold-Mariano-Tests für alle drei Jahre statistisch signifikant ist. Diese Erkenntnis wird durch die Theil'schen Ungleichgewichtskoeffizienten bestätigt, da diese für alle drei Fiskaljahre größer als eins sind. Der signifikant höhere Optimismus der Analysten ist wiederum mit Ausnahme des Geschäftsjahres 1994 für jedes Jahr festzustellen. Fiskaljahrspezifische Effekte scheinen demnach eine wesentliche Rolle für die Genauigkeit der Gewinnprognosen der Analysten zu spielen.

c) Industriesektor

Des Weiteren ist anzunehmen, dass die Prognosequalität auch von dem beobachteten Industriesektor abhängt. So können existierende Informationsasymmetrien und unterschiedliche Kommunikations- und Investor-Relations-Beziehungen zu unterschiedlichen Qualitäten der Gewinnprognosen in den verschiedenen Branchen führen. Es ist davon auszugehen, dass es für einen Analysten schwieriger ist, akkurate Prognosen für ein

Tabelle 5a
Prognosegenauigkeit in Abhängigkeit vom Fiskaljahr

Fiskaljahr	N	MRAF _A	MRAF _N	DM-Test	t-Test	Theil's U
1994	579	0,9 %	3,3 %	-10,34***	10,27***	0,268
1995	2.905	3,5 %	4,6 %	-8,22***	5,30***	0,790
1996	7.415	2,8 %	3,0 %	-2,97***	1,98**	1,033
1997	15.739	2,0 %	2,8 %	-17,88***	12,57***	0,874
1998	21.959	2,1 %	3,4 %	-25,90***	20,93***	0,634
1999	21.189	2,8 %	2,8 %	2,10**	1,14	1,073
2000	21.381	3,7 %	3,4 %	4,46***	3,04***	1,265
2001	24.845	7,5 %	7,4 %	2,55**	1,37	1,064
2002	26.828	9,5 %	10,1 %	-6,80***	5,02***	0,968
2003	28.441	6,8 %	7,1 %	-3,00***	2,27**	1,040
1994–2003	171.281	5,2 %	5,5 %	-11,31***	9,22***	1,007

Tabelle 5b
Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Fiskaljahr

Fiskaljahr	N	MRF _A	MRF _N	DM-Test	t-Test
1994	579	0,1 %	-2,1 %***	7,40***	7,77***
1995	2.905	2,5 %***	0,6 %***	12,59***	8,52***
1996	7.415	1,9 %***	-0,2 %**	22,27***	15,98***
1997	15.739	0,6 %***	-1,4 %***	35,55***	29,95***
1998	21.959	0,8 %***	-1,6 %***	40,64***	39,13***
1999	21.189	1,9 %***	0,4 %***	37,04***	22,69***
2000	21.381	2,3 %***	0,4 %***	32,15***	24,93***
2001	24.845	6,3 %***	5,2 %***	12,84***	8,50***
2002	26.828	7 %***	3,1 %***	33,74***	25,93***
2003	28.441	5,3 %***	1,4 %***	40,54***	36,25***
1994–2003	171.281	3,7 %***	1,2 %***	65,63***	61,55***

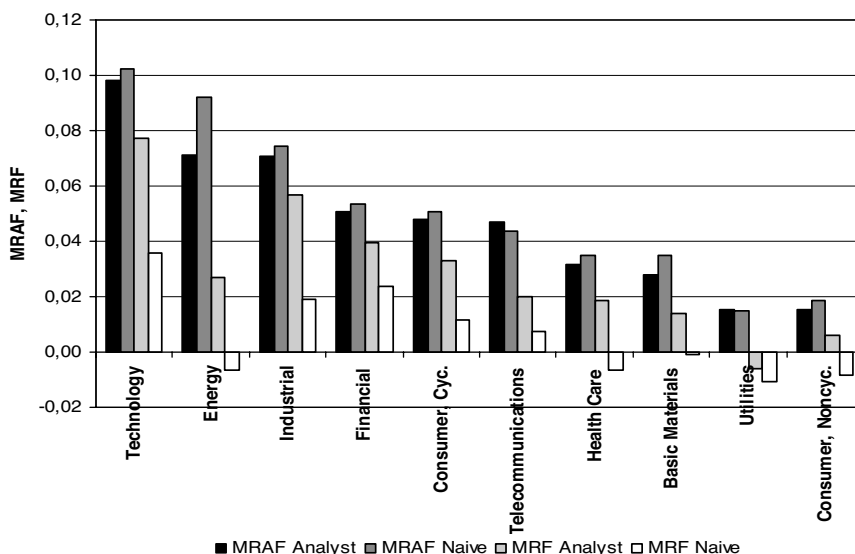


Abbildung 2: Prognosequalität in Abhängigkeit vom Industriesektor

Unternehmen aus dem Technologie- oder Telekommunikationsbereich zu erstellen als für ein Unternehmen, welches im Bereich Konsumgüter tätig ist.²⁸ Diese Ergebnisse dürften auch die Vorteilhaftigkeit von Analystenprognosen zur naiven Prognose verschieben. In Tabelle 6a, Tabelle 6b und Abbildung 2 sind die Prognosegenauigkeit, die Theil'schen Ungleichgewichtskoeffizienten sowie die Prognoseverzerrung für 10 Industriesektoren dargestellt. Die Klassifikation entspricht der ersten Stufe der Dow Jones Global Classification Standards (DJGCS)²⁹.

Wie erwartet ergeben sich zwischen den einzelnen Sektoren deutliche Unterschiede in der Prognosegenauigkeit. So finden sich die genauesten Prognosen im Bereich nichtzyklischer Konsumwerte (MRAF = 1,5 %) sowie der Versorgungstitel (1,5 %), wohingegen Technologie- (9,8 %), Energie- (7,1 %)³⁰ sowie Industriewerte (7,1 %) die Schlussgruppe bilden. Bis

²⁸ Siehe dazu beispielsweise *Barron/Byard/Kile/Riedl* (2001).

²⁹ Zur Kategorisierung siehe <http://djindexes.com>. Jedes Unternehmen wird von FactSet einem der 10 Industriesektoren der DJGCS zugeordnet.

³⁰ Der Sektor Energie stellt insofern einen Sonderfall in der Untersuchung dar, als dass nur 4 Unternehmen in diesem Subsample enthalten sind. Die Ergebnisse sind entsprechend mit großer Vorsicht zu interpretieren, da es sich auch um einen unternehmensspezifischen Effekt handeln kann.

Tabelle 6a
Prognosegenauigkeit in Abhängigkeit vom Industriesektor

Sektor	N	MRAF _A	MRAF _N	DM-Test	t-Test	Theil's U
Technology	14.389	9,8 %	10,3 %	-3,28***	2,14**	1,018
Energy	730	7,1 %	9,2 %	-7,17***	6,46***	0,826
Industrial	40.433	7,1 %	7,4 %	-5,35***	4,11***	0,998
Financial	26.768	5,0 %	5,4 %	-6,73***	4,09***	0,988
Consumer, Cyc.	36.191	4,8 %	5,1 %	-5,88***	3,52***	1,093
Telecommunications	5.287	4,7 %	4,4 %	2,18**	1,72*	1,199
Health Care	15.989	3,2 %	3,5 %	-4,03***	3,54***	0,843
Basic Materials	15.965	2,8 %	3,5 %	-13,27***	11,38***	0,811
Utilities	5.416	1,5 %	1,5 %	2,06**	1,61	1,272
Consumer, Noncyc.	10.113	1,5 %	1,8 %	-8,95***	5,21***	0,986
Gesamt	171.281	5,2 %	5,5 %	-11,31***	9,22***	1,007

Tabelle 6b
Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Industriesektor

Sektor	N	MRF _A	MRF _N	DM-Test	t-Test
Technology	14.389	7,7 %***	3,6 %***	21,88***	18,29***
Energy	730	2,7 %***	-0,6 %	10,66***	6,37***
Industrial	40.433	5,7 %***	1,9 %***	45,91***	37,74***
Financial	26.768	4,0 %***	2,4 %***	30,31***	19,06***
Consumer, Cyc.	36.191	3,3 %***	1,2 %***	41,13***	26,97***
Telecommunications	5.287	2,0 %***	0,7 %***	7,26***	5,99***
Health Care	15.989	1,9 %***	-0,6 %***	20,63***	23,98***
Basic Materials	15.965	1,4 %***	-0,1 %*	22,99***	22,23***
Utilities	5.416	-0,6 %***	-1,1 %***	12,04***	10,99***
Consumer, Noncyc.	10.113	0,6 %***	-0,8 %***	25,29***	21,91***
Gesamt	171.281	3,7 %***	-1,2 %***	65,63***	61,55***

auf zwei Ausnahmen sind die MRAF der Analysten und der naiven Prognose wiederum auf dem 1%-Niveau signifikant voneinander verschieden. Lediglich die Gewinnprognosen der Analysten für Unternehmen aus dem Telekommunikationssektor sind mit 4,7% im Vergleich zu 4,4% der naiven Prognose nur schwach signifikant (t-Test) ungenauer. Die Prognosen für Unternehmen aus dem Versorgungssektor unterscheiden sich unter Beachtung des t-Tests nicht voneinander. Das mag damit zu begründen sein, dass die Versorger eine wesentlich geringere Volatilität in den Unternehmensgewinnen aufweisen. Die Teststatistik des Diebold-Mariano-Tests weist hingegen für beide Sektoren eine auf dem 5%-Niveau signifikante Überlegenheit der naiven Prognose auf. Richtet man den Blick auf die Prognoseverzerrung, so fällt auf, dass Unternehmen aus dem Bereich Versorger ein anderes Bild als die restlichen Unternehmen aufweisen. Sie sind im Gegensatz zu den anderen Sektoren von einem Pessimismus der Analysten gekennzeichnet. Die Unternehmensgewinne wurden durch die Analysten im Durchschnitt deutlich unterschätzt. Des Weiteren weisen die Gewinnprognosen für Unternehmen des Technologie- und Industriesektors mit einem MRF von 7,7% bzw. 5,7% den deutlichsten Optimismus auf. Die naive Prognose ist für sämtliche Sektoren durchgehend pessimistischer als die Prognosen der Finanzanalysten. Auch die sektorenspezifischen MRF der Analysten und der naiven Prognose unterscheiden sich auf dem 1%-Niveau signifikant voneinander. Bei Betrachtung der Theil'schen Ungleichgewichtskoeffizienten bestätigt sich das Bild der Analyse der Prognosegenauigkeit mithilfe des MRAF. Es existieren Sektoren mit einer Überlegenheit der Analystenprognosen (Energie, Industrie, Finanzdienstleister, Rohstoffe, nicht-zyklische Konsumwerte, Gesundheitswesen), aber auch Bereiche, in denen das naive Random-Walk-Modell bessere Ergebnisse liefert (Technologie, zyklische Konsumwerte, Telekommunikation, Versorger).

d) Vergangene Gewinnentwicklung

Um die bisherigen Ergebnisse weiter zu differenzieren, ist es sinnvoll zu untersuchen, ob die Analysten in ihrer Prognoseerstellung von der Richtung der vergangenen Unternehmensgewinnentwicklung beeinflusst werden. Es stellt sich also die Frage, ob sich die Prognosequalität von Prognosen, die im Anschluss an ein Fiskaljahr mit steigendem „Gewinn je Aktie“ abgegeben wurden, nicht von der Prognosequalität von Prognosen unterscheidet, die auf ein Fiskaljahr mit fallenden Gewinnen erstellt wurden. In diesem Fall würden die Analysten die Informationen aus dem

Tabelle 7a

Prognosegenauigkeit in Abhängigkeit vom Prognosehorizont (Steigende EPS)

Prognosehorizont	N	MRAF _A	MRAF _N	DM-Test	t-Test	Theil's U
0 bis -3	9.321	1,2 %	3,1 %	-23,63***	21,79***	0,439
1 bis 3	11.935	1,4 %	3,1 %	-24,21***	22,05***	0,403
4 bis 6	11.632	1,6 %	3,0 %	-20,12***	18,38***	0,499
7 bis 9	13.882	1,9 %	3,4 %	-21,40***	18,13***	0,503
10 bis 12	10.443	2,1 %	3,4 %	-16,85***	14,38***	0,532
13 bis 15	10.668	2,3 %	3,7 %	-18,38***	15,34***	0,728
16 bis 18	9.524	2,4 %	3,9 %	-17,39***	14,78***	0,677
19 bis 21	10.344	2,6 %	4,1 %	-16,42***	14,40***	0,703
22 bis 24	7.029	2,7 %	4,0 %	-12,73***	10,48***	0,817
25 bis 27	4.388	2,8 %	3,7 %	-7,85***	6,39***	1,056
28 bis 30	2.680	3,2 %	3,8 %	-3,69***	2,92***	1,102
>30	1.870	4,1 %	3,9 %	0,80	0,60	1,300
Gesamt	103.716	2,1 %	3,5 %	-47,37***	48,58***	0,638

Tabelle 7b

Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Prognosehorizont (Steigende EPS)

Prognosehorizont	N	MRF _A	MRF _N	DM-Test	t-Test
0 bis -3	9.321	-0,3 %***	-3,1 %***	29,04***	31,79***
1 bis 3	11.935	-0,3 %***	-3,1 %***	32,12***	34,70***
4 bis 6	11.632	-0,2 %***	-3,0 %***	30,82***	35,09***
7 bis 9	13.882	-0,1 %	-3,4 %***	31,13***	38,69***
10 bis 12	10.443	-0,1 %*	-3,4 %***	31,20***	34,90***
13 bis 15	10.668	-0,2 %***	-3,7 %***	35,56***	37,10***
16 bis 18	9.524	0,1 %	-3,9 %***	33,44***	37,42***
19 bis 21	10.344	0,4 %***	-4,1 %***	33,47***	41,21***
22 bis 24	7.029	0,7 %***	-4,0 %***	28,48***	37,38***
25 bis 27	4.388	0,5 %***	-3,7 %***	26,12***	28,93***
28 bis 30	2.680	1,1 %***	-3,8 %***	18,82***	24,88***
>30	1.870	1,7 %***	-3,9 %***	15,10***	19,55***
Gesamt	103.716	0,4 %***	-3,5 %***	79,10***	117,1***

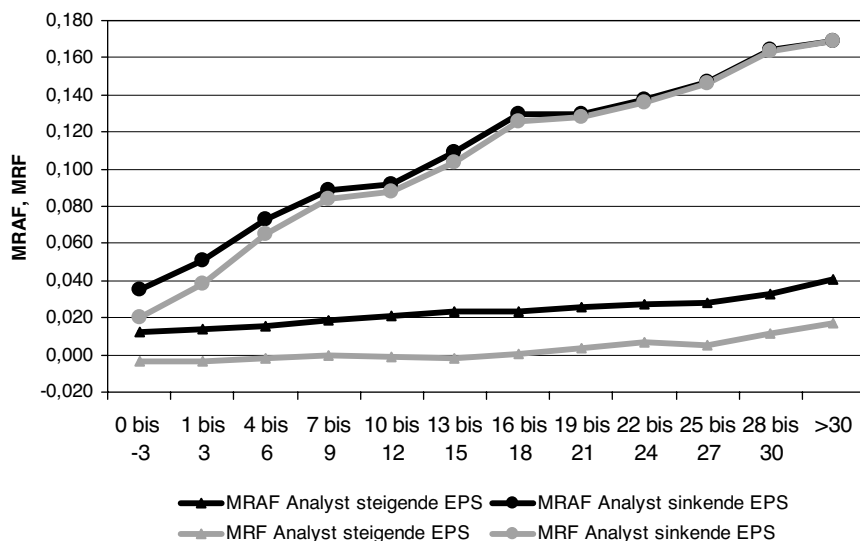


Abbildung 3: Qualität der Analystenprognosen bei steigenden und sinkenden Unternehmensgewinnen

vergangenen Gewinnausweis korrekt verarbeiten. Tabelle 7a, Tabelle 7b und Abbildung 3 verdeutlichen die Qualität der Prognosen, bei denen der Gewinn je Aktie im Fiskaljahr vor der Prognose gesteigert werden konnte.

Vergleicht man die Ergebnisse bei steigendem Ergebnis je Aktie (EPS) mit dem Gesamt-sample, so ergeben sich zunächst die bekannten Einsichten. Die Prognoseungenauigkeit der Analysten nimmt mit zunehmendem Horizont ebenso wie die Prognoseverzerrung zu. Allerdings fällt auf, dass der absolute Prognosefehler der Analysten im Durchschnitt mit 2,1% unter dem $MRAF_A$ des Gesamt-samples (5,2%) liegt. Diese Aussage trifft auch für jeden einzelnen Prognosehorizont zu. Zudem sind die Prognosen der Analysten den naiven Prognosen bis zu einem Horizont von 30 Monaten überlegen, wohingegen im Gesamt-sample die Überlegenheit schon mit einem Prognosehorizont von 15 Monaten endete. Auch der Optimismus der Analysten ist für Prognosehorizonte bis zu 18 Monaten keineswegs immer signifikant von null verschieden und mit einem MRF_A von 0,42% deutlich geringer als der MRF_A des Gesamt-samples mit 3,7%. Nimmt man nun die Prognosequalität bei sinkenden Gewinnausweisen hinzu, so lässt sich ein deutlicher Unterschied erkennen.

Tabelle 8a

Prognosegenauigkeit in Abhängigkeit vom Prognosehorizont (Sinkende EPS)

Prognosehorizont	N	MRAFA	MRAF _N	DM-Test	t-Test	Theil's U
0 bis -3	6.012	3,5 %	7,3 %	-24,19***	19,37***	0,591
1 bis 3	7.675	5,1 %	7,7 %	-22,34***	14,13***	0,701
4 bis 6	7.370	7,3 %	8,1 %	-7,79***	3,53***	0,915
7 bis 9	8.081	8,8 %	8,1 %	9,47***	3,48***	1,064
10 bis 12	6.282	9,2 %	7,9 %	12,06***	5,47***	1,144
13 bis 15	7.128	10,9 %	9,4 %	13,71***	6,17***	1,098
16 bis 18	6.164	13,0 %	9,8 %	26,47***	11,50***	1,235
19 bis 21	6.623	13,0 %	8,7 %	34,00***	16,96***	1,386
22 bis 24	4.665	13,8 %	8,8 %	35,54***	15,54***	1,474
25 bis 27	3.486	14,7 %	9,7 %	27,78***	13,48***	1,454
28 bis 30	2.146	16,4 %	9,9 %	25,34***	13,39***	1,560
>30	1.516	16,9 %	9,2 %	23,81***	14,84***	1,734
Gesamt	67.148	9,9 %	8,5 %	25,60***	17,51***	1,141

Tabelle 8b

Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Prognosehorizont (Sinkende EPS)

Prognosehorizont	N	MRF _A	MRF _N	DM-Test	t-Test
0 bis -3	6.012	2,0 %***	7,3 %***	-28,62***	26,33***
1 bis 3	7.675	3,8 %***	7,7 %***	-27,06***	20,41***
4 bis 6	7.370	6,5 %***	8,1 %***	-13,44***	6,94***
7 bis 9	8.081	8,4 %***	8,1 %***	3,70***	1,45
10 bis 12	6.282	8,7 %***	7,9 %***	7,58***	3,61***
13 bis 15	7.128	10,3 %***	9,4 %***	7,32***	3,78***
16 bis 18	6.164	12,6 %***	9,8 %***	20,60***	9,98***
19 bis 21	6.623	12,8 %***	8,7 %***	30,56***	16,07***
22 bis 24	4.665	13,6 %***	8,8 %***	28,12***	14,89***
25 bis 27	3.486	14,6 %***	9,7 %***	26,66***	13,11***
28 bis 30	2.146	16,3 %***	9,9 %***	24,76***	13,18***
>30	1.516	16,9 %***	9,1 %***	23,46***	14,70***
Gesamt	67.148	9,3 %***	8,5 %***	12,97***	9,71***

Wie in Tabelle 8a und Tabelle 8b dargestellt, ergibt sich für sinkende Gewinne ein entgegengesetztes Bild. Die Prognoseverzerrung ist für jeden Prognosehorizont signifikant optimistisch. Die $MRAF_A$ als auch die MRF_A liegen für jeden Prognosehorizont als auch im Durchschnitt deutlich über denen des Gesamtsamples. Zudem ist die Überlegenheit der Analystenprognosen gemessen am $MRAF$ und am Theil'schen Ungleichgewichtskoeffizienten nur noch bis zu einem Prognosehorizont von lediglich 6 Monaten gegeben. Für längere Horizonte dominiert die naive Prognose. Diese empirischen Ergebnisse für den deutschen Kapitalmarkt führen zu einer Schlussfolgerung, die nicht unbedingt für die Prognosefähigkeit der Analysten bei fallenden Unternehmensgewinnen spricht. Diese Erkenntnis über die Qualität von Analystenprognosen wurde auch von *Ali/Klein/Rosenfeld* (1992), *Das/Levine/Sivaramakrishnan* (1998) und *Butler/Saraoglu* (1999) für den US-amerikanischen Markt dokumentiert.

Insgesamt lassen die bisherigen empirischen Ergebnisse folgende Schlussfolgerung zu: Analystenprognosen sind lediglich bis zu einem Prognosehorizont von ca. einem Jahr genauer als die naiven Prognosen. Diese Überlegenheit steigert sich jedoch, wenn der ausgewiesene Gewinn im letzten bekannten Fiskaljahr gestiegen ist. Sinken die Unternehmensgewinne hingegen, so dominieren die Analystenprognosen lediglich bis zu einem Prognosehorizont von 6 Monaten. Gerade die starke positive Verzerrung bei sinkenden Gewinnen bestätigt die Vermutung, dass Analysten gerade im Umfeld fallender Unternehmensgewinne sehr optimistisch sind und nur in Ausnahmefällen negative Prognosen treffen. Auch in Phasen stark volatiler Aktienmärkte (1999 bis 2001) ist das einfache naive Random-Walk-Modell den Analystenprognosen überlegen. Diese Ergebnisse legen es nahe, einen Schritt weiterzugehen und zu untersuchen, welche Faktoren die Prognoseverzerrung der Analysten bestimmen. Dies ist vor allem für die Identifikation eines Optimismus bei einer festgestellten positiven Verzerrung notwendig. Denn eine positive Verzerrung ist nicht immer mit einem Optimismus gleichzusetzen. Vielmehr kann die Verzerrung auch aufgrund einer Überreaktion auf neue Informationen zurückzuführen sein.

V. Empirische Untersuchung der Faktoren der Prognoseverzerrung – Überoptimismus und Überreaktion auf Informationen

1. Methodik

Um genauere Erkenntnisse über eine mögliche systematische Verzerrung der Prognosen zu erhalten, wird in Gleichung (7) in Anlehnung an *Mincer/Zarnowitz* (1969) die tatsächliche Veränderung der Gewinne je Aktie auf die prognostizierte Veränderung regressiert. Dazu werden beide Variablen durch den Aktienkurs normiert. Bei allen OLS-Regressionen und allen regressionsbasierten Tests werden heteroskedastizitäts- und autokorrelationsrobuste Standardfehler und Kovarianzen nach dem Verfahren von *Newey/West* (1987) geschätzt.

$$(7) \quad \left(\frac{x_{i,T} - x_{i,T-h}}{P_{i,T}} \right) = \alpha + \beta \left(\frac{\hat{x}_{j,i,t,T} - x_{i,T-h}}{P_{i,T}} \right) + \varepsilon$$

Somit lässt sich differenzieren, inwieweit Überoptimismus oder eine Überreaktion auf Informationen für die festgestellten Verzerrungen verantwortlich sind. Für unverzerrte Analystenprognosen gilt die Nullhypothese ($\alpha = 0$) und ($\beta = 1$). Die Nullhypothese wird verworfen, falls ($\alpha \neq 0$) und/oder ($\beta \neq 1$). Die Verzerrung lässt sich somit aufspalten in einen möglichen Optimismus/Pessimismus (α) und die Überreaktion/Unterreaktion auf neue Informationen (β) im Rahmen der Informationsverarbeitung. Bei $\alpha < 0$ liegt ein Überoptimismus, bei einem $\alpha > 0$ ein Überpessimismus vor. Ein $\beta < 1$ zeigt eine Überreaktion, ein $\beta > 1$ eine Unterreaktion auf neue Informationen an. Dies ist eine Interpretation, die auf *DeBondt/Thaler* (1990) zurückgeht. Gerade die Aufdeckung systematischer Verzerrungen ist von großer Bedeutung, da diese sowohl durch Lernprozesse in der Analyse selber als auch durch die Berücksichtigung seitens der Investoren zu qualitativ besseren Prognosen bzw. Entscheidungen führen kann.

2. Empirische Ergebnisse

a) Prognosehorizont

Für das Gesamtsample ist ein statistisch signifikanter Optimismus ($\alpha = -0,026$) und eine Überreaktion auf neue Informationen ($\beta = +0,549$) im Sinne von *DeBondt/Thaler* (1990) festzustellen. Dies gilt auch für jeden einzelnen Prognosehorizont (Tabelle 9). Ein Signifikanztest der Ko-

Tabelle 9

Faktoren der Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Prognosehorizont

Prognosehorizont	N	Alpha	Wald F- Test: Alpha = 0	Beta	Wald F- Test: Beta = 1	R ²
0 bis -3	15.387	-0,006	138,29***	0,890	40,99***	0,709
1 bis 3	19.672	-0,013	503,76***	0,897	39,55***	0,632
4 bis 6	19.042	-0,022	694,31***	0,814	58,46***	0,390
7 bis 9	22.028	-0,024	821,13***	0,714	227,90***	0,320
10 bis 12	16.773	-0,023	714,57***	0,628	208,22***	0,243
13 bis 15	17.832	-0,030	920,13***	0,558	338,18***	0,179
16 bis 18	15.716	-0,031	670,52***	0,443	436,44***	0,114
19 bis 21	17.009	-0,026	537,70***	0,374	662,82***	0,108
22 bis 24	11.718	-0,023	330,22***	0,248	846,35***	0,055
25 bis 27	7.882	-0,024	219,67***	0,037	828,25***	0,001
28 bis 30	4.830	-0,026	116,89***	0,059	404,73***	0,003
> 30	3.392	-0,026	90,570***	0,108	387,68***	0,016
Gesamt	171.287	-0,026	4.179,17***	0,549	2.479,12***	0,220

effizienten nach Wald zeigt, dass die Nullhypothese ($\alpha = 0$) und die Nullhypothese ($\beta = 1$) für alle Prognosehorizonte auf dem 1 %-Signifikanzniveau verworfen werden kann. Vor allem für längere Prognosehorizonte scheinen Analysten die unternehmensspezifischen und die makroökonomischen Informationen viel zu positiv zu beurteilen.

b) Kalenderjahr

Betrachtet man den Einfluss des Jahres, in dem die Prognose erstellt wurde, so fällt auch hier auf, dass ein deutlicher Unterschied zwischen den Perioden besteht. Zunächst kann auch hier für jedes Kalenderjahr die Nullhypothese insgesamt unverzerrter Analystenprognosen verworfen werden. Für jedes Jahr, mit Ausnahme des Jahres 1996, ist ein statistisch signifikanter Optimismus zu erkennen. Eine Überreaktion auf Informationen liegt in jedem Kalenderjahr vor. Aus Tabelle 10 wird allerdings auch ersichtlich, dass die starke positive Verzerrung der Jahre 1999 bis 2001 vor allem in den Jahren 1999 und 2000 auf eine sehr stark ausge-

Tabelle 10

Faktoren der Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Kalenderjahr

Kalenderjahr	N	Alpha	Wald F-Test: Alpha = 0	Beta	Wald F-Test: Beta = 1	R ²
1995	5.063	-0,024	271,93***	0,907	7,69***	0,430
1996	11.812	0,003	33,78***	0,372	386,62***	0,190
1997	21.624	-0,004	62,18***	0,813	100,17***	0,509
1998	25.045	-0,008	175,72***	0,496	238,83***	0,147
1999	19.136	-0,012	420,01***	0,083	1.153,81***	0,008
2000	22.772	-0,023	415,34***	-0,003	1.476,10***	0,000
2001	29.027	-0,064	3.006,70***	0,489	1.197,24***	0,155
2002	24.467	-0,036	1.458,01***	0,755	451,83***	0,493
2003	11.136	-0,023	584,13***	0,866	37,51***	0,528
2004	1.199	-0,009	20,02***	0,815	7,45***	0,684
Gesamt	171.287	-0,026	4.179,17***	0,549	2.479,12***	0,220

prägte Überreaktion auf Informationen und im Jahr 2001 auf einen extrem hohen Überoptimismus zurückzuführen ist.

Somit scheinen verhaltenstheoretische Aspekte im Rahmen der Überreaktion auf Informationen durchgehend zu einer positiven Verzerrung von Gewinnprognosen zu führen. Der besonders hohe Überoptimismus im Jahre 2001 zeigt jedoch auch, dass die Analysten nicht in der Lage waren, das Ausmaß des Abschwungs an den Kapitalmärkten vorauszu-sehen.

c) Industriesektor

Wie bei der allgemeinen Prognosequalität, so muss auch bei der Analyse der Prognoseverzerrung der Einfluss des Industriesektors genauer untersucht werden. Es ist zu erwarten, dass vor allem für Unternehmen der Wachstumsbranchen wie Telekommunikation und Technologie ein Optimismus zu beobachten ist. Für alle Sektoren kann die Nullhypothese insgesamt unverzerrter Prognosen verworfen werden. Bis auf den Energiesektor ist eine statistisch signifikante Überreaktion auf neue Informa-

Tabelle 11

Faktoren der Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Industriesektor

Sektor	N	Alpha	Wald F- Test: Alpha = 0	Beta	Wald F- Test: Beta = 1	R ²
Basic Materials	15.965	-0,011	530,65***	0,762	103,36***	0,429
Consumer, Cyc.	36.191	-0,020	797,91***	0,390	683,40***	0,076
Consumer, Noncyc.	10.113	0,001	3,57*	0,507	180,23***	0,260
Energy	730	-0,027	49,32***	1,002	0,00108	0,375
Financial	26.768	-0,034	1.675,98***	0,667	179,84***	0,167
Health Care	15.989	-0,009	141,06***	0,629	305,92***	0,492
Industrial	40.433	-0,041	2.744,67***	0,592	772,35***	0,259
Technology	14.392	-0,059	1.278,34***	0,548	1.016,07***	0,258
Telecommunications	5.290	-0,012	47,80***	0,302	121,74***	0,093
Utilities	5.416	0,010	1.125,94***	0,166	426,85***	0,045
Gesamt	171.287	-0,026	4.179,17***	0,549	2.479,12***	0,220

tionen für Unternehmen sämtlicher Sektoren zu verzeichnen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 11 und Abbildung 4 dargestellt.

Unterschiede existieren hingegen für den Überoptimismus. So ist für Unternehmen der nichtzyklischen Konsumwerte und für Versorger ein Pessimismus bezüglich der prognostizierten Wachstumsraten festzustellen. Die restlichen Unternehmen weisen einen Überoptimismus nach *DeBondt/Thaler* (1990) auf.

Die bisherigen empirischen Ergebnisse deuten insgesamt darauf hin, dass auch die Gewinnprognosen der Analysten für den deutschen Kapitalmarkt ungenau und positiv verzerrt sind. Die allgemeine Prognosequalität verringert sich mit zunehmendem Prognosehorizont. Die Prognosequalität ist deutlich schlechter für Prognosen, die auf fallende Unternehmensergebnisse folgen, als für Prognosen, die im Anschluss auf steigende Unternehmensgewinne von den Analysten abgegeben werden. Auch lassen sich deutliche sektorenspezifische Unterschiede beobachten. Des Weiteren sind ein Überoptimismus und eine deutliche Überreaktion der Analysten auf neue Informationen zu erkennen. Vor allem die Jahre 1999 bis 2001, die durch stark volatile Aktienmärkte geprägt waren, sind

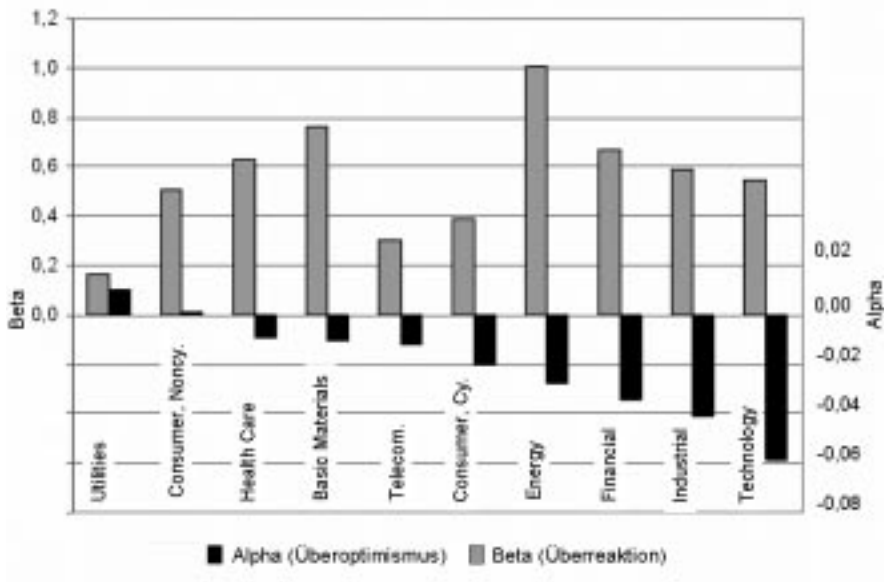


Abbildung 4: Komponenten der Prognoseverzerrung in Abhängigkeit vom Industriesektor

durch eine hohe Prognoseungenauigkeit und Prognoseverzerrung gekennzeichnet. In diesen Jahren scheint die naive No-Change-Prognose überraschenderweise die bessere Alternative für den Investor gewesen zu sein. Trotzdem liefern die Analysten für Prognosehorizonte bis zu ca. einem Jahr insgesamt qualitativ bessere Gewinnprognosen als eine naive Random-Walk-Prognose. Für eine abschließende Aussage zur Qualität von Analystenprognosen reicht diese Beobachtung jedoch nicht aus. Dazu ist es erforderlich, in einem nächsten Schritt die Prognoseeffizienz mithilfe des Forecast Encompassing zu überprüfen.

VI. Empirische Untersuchung der Effizienz von Gewinnprognosen

1. Methodik

Die Erkenntnis, dass Finanzanalysten zumindest teilweise Prognosen mit einer höheren Prognosequalität erstellen als die einfache naive No-Change-Prognose, spricht zwar für einen gewissen Vorteil in der Prognose-

seerstellung, ist für eine abschließende Beurteilung alleine jedoch keineswegs ausreichend. Denn nur wenn die Prognosen der Analysten sämtliche Informationen der naiven Prognose enthalten, können Erstere als bedingt effiziente Prognosen bezeichnet werden. Wenn die Analysten sämtliche Informationen der naiven Prognose berücksichtigen, darf es nicht mehr möglich sein, durch einfache Linearkombination beider Prognosen eine vermeintlich bessere Prognose zu generieren. Erst wenn die bessere Prognose sämtliche Informationen der „unterlegenen“ Prognose enthält, ist dies in Anlehnung an *Harvey/Leybourne/Newbold* (1998) als hinreichende Bedingung für eine bedingt effiziente Prognose zu sehen. Dieses Konzept des Forecast Encompassing geht in erster Linie auf die Arbeiten von *Granger/Newbold* (1973), *Chong/Hendry* (1986) sowie *Clemen* (1989) zurück.

Inwieweit eine Kombination aus den Prognosen der Analysten und denen des einfachen Random-Walk-Modells eine höhere Prognosequalität aufweist, kann mithilfe der Encompassing-Tests von *Harvey/Leybourne/Newbold* (1998), einem modifizierten Diebold-Mariano-Test, ermittelt werden. In Anlehnung an *Chong/Hendry* (1986) testen sie gemäß Gleichung (8) die Vorteile einer Prognosekombination mithilfe der MRAF der beiden alternativen Prognosen:

$$(8) \quad f_{1t} = (1 - \alpha)(f_{1t} - f_{2t}) + \varepsilon_t$$

mit f_{1t} = MRAF der Analystenprognose für das Fiskaljahr t
 f_{2t} = MRAF der naiven Prognose für das Fiskaljahr t .

Harvey/Leybourne/Newbold (1998) testen nun, ob die Kovarianz zwischen den Prognosefehlern der Analystenprognose f_{1t} und der Differenz der Prognosefehler der Analystenprognose und der naiven Prognose ($f_{1t} - f_{2t}$) gleich null ist, was dem Test der Nullhypothese $H_{01}: (1 - \alpha) = 0$ entspricht. Prognose eins „umfasst“ Prognose zwei und enthält sämtliche in Prognose zwei enthaltenen Informationen. Die Teststatistik für diesen Encompassing-Test baut auf dem im vorangegangenen Abschnitt vorgestellten Diebold-Mariano-Test auf und ist definiert als:

$$(9) \quad enDM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{V}(\bar{d})}}$$

Im Unterschied zum Diebold-Mariano-Test DM ist d im Encompassing-Test definiert als $d_t = (f_{1t} - f_{2t})f_{1t}$. Die übrigen Variablen unterschei-

den sich nicht. Um zu überprüfen, ob eine Kombination sinnvoll ist, müssen allerdings zwei Nullhypothesen überprüft werden. Neben der bereits oben vorgestellten Nullhypothese, dass die Prognose mit Modell eins (Analystenprognose) alleine am besten ist, muss zusätzlich die Hypothese getestet werden, dass Modell zwei (naive Prognose) alleine überlegen ist, also H_{02} : $a = 0$ mit $d_t = (f_{2t} - f_{1t})f_{2t}$. Wird H_{02} verworfen, H_{01} dagegen nicht, so dominiert Prognose eins. Nur in diesem Fall sind die Prognosen der Finanzanalysten als bedingt effizient zu bezeichnen. Wird H_{01} abgelehnt, H_{02} jedoch nicht, so ist Prognose zwei als überlegen zu klassifizieren. Eine Kombination der beiden Prognosemodelle ist dann sinnvoll, wenn beide Nullhypothesen abgelehnt werden müssen. Kann jedoch keine der beiden Nullhypothesen abgelehnt werden, so liegt eine widersprüchliche Situation vor.

2. Empirische Ergebnisse

Die Analystenprognosen sind unter der Existenz einer naiven No-Change-Prognose als nicht bedingt effizient zu bezeichnen, da nicht sämtliche Informationen, die in der naiven Prognose enthalten sind, auch in den Analystenprognosen verarbeitet werden. Die Ergebnisse des Encompassing-Tests nach *Harvey/Leybourne/Newbold* (1998) sind in Tabelle 12 zusammengefasst.

Die Ergebnisse zeigen, dass beide auf diesem Test basierenden Nullhypothesen über die alleinige Dominanz einer Prognose für das Gesamt-sample abgelehnt werden können. Die Prognosen der Analysten „umfassen“ die naive Prognose nicht. Deshalb ist eine Kombination sinnvoll. Auch für sämtliche Prognosehorizonte ist eine Kombination sinnvoll. Die Analystenprognosen berücksichtigen nicht alle Informationen, die in der No-Change-Prognose – also dem letzten bekannten Gewinnausweis der Unternehmen – enthalten sind. Durch die Kombination der beiden Modelle sollten sich im Durchschnitt bessere Ergebnisse, d.h. genauere Prognosen, erzielen lassen. Warum die Analysten diese öffentlich verfügbaren oder leicht zu generierenden Informationen nicht verarbeiten, bleibt eine offene Frage.

VII. Zusammenfassung und Ausblick

Die vorliegende Studie hatte das Ziel, die Qualität von Gewinnprognosen für Unternehmen des deutschen Kapitalmarktes zu untersuchen. Die

Tabelle 12

Prognose-Encompassing nach Harvey et al. (1998) für $f = \text{MRAF}$

Prognose- horizont	N	enDM-Test nach Harvey et al. (1998) für $f = \text{MRAF}$		
		Alpha	Wald F-Test: Alpha = 1	Wald F-Test: Alpha = 0
0 bis -3	15.387	1,046	8,17***	4.227,38***
1 bis 3	19.672	1,070	21,19***	4.947,18***
4 bis 6	19.042	0,920	6,59**	867,93***
7 bis 9	22.028	0,788	42,79***	591,19***
10 bis 12	16.773	0,599	102,06***	228,66***
13 bis 15	17.832	0,468	197,23***	152,28***
16 bis 18	15.716	0,249	326,10***	35,73***
19 bis 21	17.009	0,159	507,95***	18,02***
22 bis 24	11.718	-0,065	882,33***	3,24*
25 bis 27	7.882	-0,313	1.629,82***	92,60***
28 bis 30	4.830	-0,427	1.253,58***	112,30***
> 30	3.392	-0,371	1.142,08***	83,76***
Gesamt	171.281	0,485	1.224,92***	1.090,54***

Ergebnisse dieser Untersuchung stehen im Einklang mit den Erkenntnissen für den US-amerikanischen Kapitalmarkt. Die gleichen Faktoren scheinen die Qualität des Aktienresearchs zu bestimmen. Die Prognosen zu den Gewinnen je Aktie der Finanzanalysten sind im Durchschnitt ungenau und positiv verzerrt. Dabei nimmt die Prognosegenauigkeit mit zunehmendem Prognosehorizont ab. Die positive Verzerrung hingegen steigt an. Interessanterweise sind die Analystenprognosen lediglich bis zu einem Prognosehorizont von etwa einem Jahr der naiven Prognose überlegen. Auch sind Hinweise auf ein mögliches Earnings Game am deutschen Kapitalmarkt zu finden. Insgesamt sind die Prognosen in jedem Kalenderjahr ungenau und positiv verzerrt. Allerdings fällt der Anstieg der Prognosefehler in den Jahren von 1999 bis 2001 auf. In diesen Jahren extrem volatiler Aktienmärkte sind die Analystenprognosen dem naiven No-Change-Modell nicht mehr signifikant überlegen. Ab dem Jahr 2002 sinken sowohl die Prognoseungenauigkeit als auch die Prognoseverzerrung. Inwieweit die bereits in Kapitel I erwähnten neuen

Regelungen zum Aktienresearch zu diesem Anstieg der Qualität beigetragen haben, kann erst in der Zukunft und mit einem längeren Untersuchungshorizont geklärt werden. Des Weiteren lässt sich feststellen, dass die Prognosen der Analysten vor allem bei sinkenden Unternehmensgewinnen deutlich schlechter und der naiven Prognose nur für Prognosehorizonte bis zu 6 Monaten überlegen sind, was die Neigung der Analysten bestätigt, negative Prognosen möglichst zu vermeiden. Auch existieren deutliche Unterschiede für verschiedene Unternehmenssektoren. Vor allem Technologiewerte sind durch eine schlechte Prognosequalität gekennzeichnet.

Die Nullhypothese, dass Analystenprognosen unverzerrt sind, kann für jeden Prognosehorizont, für jedes Kalenderjahr, in dem die Prognosen erstellt wurden, und für jeden Industriebereich, in dem ein analysiertes Unternehmen tätig ist, verworfen werden. Jedoch lassen sich unterschiedliche Ergebnisse für den Überoptimismus und die Reaktion auf neue Informationen feststellen. Während sich eine persistente Überreaktion auf neue Informationen zeigt, die zwar vor allem für lange Prognosehorizonte extrem ausgeprägt ist, ist ein Überoptimismus nicht durchgängig in jedem Prognosehorizont, Kalenderjahr und auch Sektor zu finden. Besonders die stark ausgeprägte Überreaktion auf Informationen in den Jahren 1999 und 2000 sowie der hohe Überoptimismus im Jahr 2001 sind auffällig und können deutlich die hohe Prognoseungenauigkeit und Prognoseverzerrung in diesen Jahren erklären. Dies steht im Widerspruch zu den Erkenntnissen von *Wallmeier* (2005a), der für die Jahre 1996–2000 keine Tendenz zu optimistisch verzerrten Prognosen feststellen kann. Die hohe Verzerrung in den Jahren 2000 und 2001 spiegelt aber auch die Neigung von Finanzanalysten wider, in Perioden rückläufiger Gewinnausweise deutlich optimistischere Prognosen zu erstellen und möglichst „schlechte“ Prognosen zu vermeiden.

Obwohl das Aktienresearch zumindest teilweise bessere Prognosen als die naive Prognose liefert, sind die Vorhersagen der Analysten keineswegs als bedingt effizient zu bezeichnen. Von den Analysten werden nicht alle Informationen, die in der naiven No-Change-Prognose, also dem vergangenen Gewinnausweis, enthalten sind, verarbeitet. Durch die Kombination der beiden Prognosemodelle ist eine im Durchschnitt bessere Prognose möglich. Warum die Analysten diese einfachste Informationsquelle nicht nutzen, bleibt eine offene Frage. Ob die Analystenprognosen maßgeblich zu den teilweise irrationalen Übertreibungen am deutschen Aktienmarkt in den Jahren 1997 bis Anfang 2000 beigetragen haben und die Kritik an der Arbeit der Analysten somit gerechtfertigt

ist, lässt sich im Rahmen dieser Untersuchung nicht abschließend und eindeutig beantworten. In einer weiteren Studie finden *Bessler/Stanzel* (2006a) für Unternehmen des Neuen Marktes jedoch kaum Hinweise dafür, dass sich die extremen Kurssteigerungen in den Jahren 1999 und 2000 alleine mit dem Überoptimismus der Analysten erklären lassen. Sicherlich wurde die Qualität der Analystenprognosen von der starken Volatilität der Märkte beeinflusst. Die Analysten konnten sich aber auch der Euphorie der Märkte nur bedingt entziehen.

Literatur

Abarbanell, Jeffrey S./Bernhard, Victor L. (1992): Test of Analysts' Overreaction/Underreaction to Earnings Information as an Explanation for Anomalous Stock Price Behaviour, *Journal of Finance* 47, 1181–1207. – *Ali, Ashiq/Klein, April/Rosenfeld, James* (1992): Analysts' Use of Information about Permanent and Transitory Earnings Components in Forecasting Annual EPS, *The Accounting Review* 67, 183–198. – *Baldwin, Bruce A.* (1984): Segment Earnings Disclosure and the Ability of Security Analysts to Forecast Earnings per Share, *The Accounting Review* 59, 376–389. – *Barron, Orie E./Byard, Donald/Kile, Charles/Riedl, Edward J.* (2001): High-Technology Intangibles and Analysts' Forecasts, *Journal of Accounting Research* 40, 289–311. – *Bessler, Wolfgang/Stanzel, Matthias* (2006a): Die Rolle der Wertpapieranalysten am Neuen Markt, *Bessler, W. (Hrsg.), Börsen, Banken und Kapitalmärkte – Festschrift für Hartmut Schmidt zum 65. Geburtstag*, Duncker & Humblot, Berlin. – *Bessler, Wolfgang/Stanzel, Matthias* (2006b): Conflicts of Interests and Research Quality of Affiliated Analysts: Evidence from IPO Underwriting, Working Paper Universität Giessen. – *Bessler, Wolfgang/Stanzel, Matthias* (2006c): The Effect of Mutual Funds Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations for German Firms, Working Paper Universität Giessen. – *Brown, Lawrence D.* (1993): Earnings Forecasting Research: Its Implications for Capital Market Research, *International Journal of Forecasting* 9, 295–320. – *Brown, Lawrence D.* (1996): Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis, *Financial Analysts Journal* 52, 40–47. – *Brown, Lawrence D.* (2001): A Temporal Analysis of Earnings Surprises: Profits versus Losses, *Journal of Accounting Research* 39, 221–241. – *Butler, Kirt C./Lang, Harry H.* (1991): The Forecast Accuracy of Individual Analysts: Evidence of Systematic Optimism and Pessimism, *Journal of Accounting Research* 29, 150–156. – *Butler, Kirt C./Saraoglu, Hakan* (1999): Improving Analysts' Negative Earnings Forecasts, *Financial Analysts Journal* (May/June), 48–56. – *Caccese, M.S.* (1997): Insider Trading Laws and the Role of Security Analysts, *Financial Analysts Journal* 53, 9–12. – *Capstaff, John/Paudyal, Krishna/Rees, William* (1995): The Accuracy and Rationality of Earnings Forecasts by UK Analysts, *Journal of Business Finance & Accounting* 22, 69–87. – *Capstaff, John/Paudyal, Krishna/Rees, William* (1998): Analysts' Forecasts of German Firms' Earnings: a Comparative Analysis, *Journal of International Management and Accounting* 9, 83–116. – *Capstaff, John/Paudyal, Krishna/Rees, William* (2001): A Comparative

Analysis of Earnings Forecasts in Europe, *Journal of Business Finance & Accounting* 28, 531–562. – Carleton, Willard T./Chen, Carl R./Steiner, Thomas L. (1998): Optimism Biases Among Brokerage and Non-Brokerage Firms' Equity Recommendations, *Financial Management* 27, 17–30. – Chan, Louis K. C./Karceski, Jason/Lakonishok, Josef (2003): Analysts' Conflict of Interest and Biases in Earnings Forecasts, Working Paper University of Illinois. – Chatfield, Robert E./Moyer, Charles S./Sisneros, Philipp M. (1989): The Accuracy of Long-Term Earnings Forecasts for Industrial Firms, *Quarterly Journal of Business & Economics* 28, 91–104. – Chong, Yock Y./Hendry, David F. (1986): Econometric Evaluation of Linear Macroeconomic Models, *Review of Economic Studies* 53, 671–690. – Chopra, V.K. (1998): Why So Much Error in Analysts' Earnings Forecasts?, *Financial Analysts Journal* 54, 35–42. – Clemen, Robert T. (1989): Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography, *International Journal of Forecasting* 5, 559–583. – Clement, Michael B. (1999): Analyst Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter?, *Journal of Accounting and Economics* 27, 285–303. – Cooper, Rick A./Day, Theodore E./Lewis, Craig M. (2001): Following the Leader: A Study of Individual Analysts' Earnings Forecasts, *Journal of Financial Economics* 61, 383–416. – Crichfield, Timothy/Dyckman, Thomas/Lakonishok, Josef (1978): An Evaluation of Security Analysts' Forecasts, *The Accounting Review* 53, 651–668. – Das, Somnath/Levine, Carolyn B./Sivaramakrishnan, K. (1998): Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts, *The Accounting Review* 73, 277–294. – DeBondt, Werner F.M./Thaler, Richard H. (1990): Do Security Analysts Overreact?, *American Economic Review* 80, 52–57. – DeGeorge, Francois/Patel, Jayendu/Zeckhauser, Richard (1999): Earnings Management to Exceed Thresholds, *Journal of Business* 72, 1–33. – Deutsche Vereinigung für Finanzanalyse und Asset Management (2003), DVFA-Kodex für Finanzanalyse, Dreieich. – Deutsche Vereinigung für Finanzanalyse und Asset Management (2006), Deutsche Grundsätze für Finanz-Research (DGFR), Dreieich. – Diebold, Francis X./Mariano, Roberto S. (1995): Comparing Predictive Accuracy, *Journal of Business & Economic Statistics* 13, 253–263. – Dremann, David N./Berry, Michael A. (1995): Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis, *Financial Analysts Journal* (May/June), 30–41. – Easterwood, John C./Nutt, Stacey R. (1999): Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?, *Journal of Finance* 54, 1777–1797. – Elliott, John A./Philbrick, Donna R. (1990): Accounting Changes and Earnings Predictability, *The Accounting Review* 65, 303–316. – Financial Services Authority (2002): Investment Research: Conflicts and other Issues. – Francis, Jennifer/Philbrick, Donna R. (1993): Analysts' Decisions as Products of a Multi-Task Environment, *Journal of Accounting Research* 31, 216–230. – Glaum, Martin/Street, Donna (2002): Rechnungslegung der Unternehmen am Neuen Markt – Die Einhaltung der Ausweispflichten nach IAS und US-GAAP, *Finanz Betrieb (KOR)* 3, 122–138. – Graham, John R. (1999): Herding among Investment Newsletters: Theory and Evidence, *Journal of Finance* 54, 237–268. – Granger, Clive W./Newbold, Paul (1973): Experience with Forecasting Univariate Time Series and the Combination of Forecasts, *Journal of the Royal Statistical Society*, 137, 131–195. – Harvey, David I./Leybourne, Stephen J./Newbold, Paul (1998): Tests for Forecast Encompassing, *Journal of Business & Economic Statistics* 16, 254–259. – Harris, Trevor S./Lang, Mark/Möller, Hans Peter (1994): The Value Relevance of German Accounting Measures: An Empirical Analysis,

Journal of Accounting Research 32, 187–209. – *Healy*, Paul M./*Wahlen*, James M. (1999): A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting, Accounting Horizons 13, 365–383. – *Henze*, Jana (2004): Was leisten Finanzanalysten?, Lohmar-Köln. – *Hodgkinson*, Lynn (2001): Analysts' Forecasts and the Broker Relationship, Journal of Business Finance & Accounting 28, 943–961. – *Hong*, Harrison/*Kubik*, Jeffrey D./*Solomon*, Amit (2000): Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts, Rand Journal of Economics 31, 121–144. – *Hüfner*, Bernd/*Möller*, Hans Peter (1997): Erfolge börsennotierter Unternehmen aus der Sicht von Finanzanalysten: Zur Verlässlichkeit von DVFA-Ergebnissen und deren Prognosen, ZBB 1, 1–14. – *Hüfner*, Bernd/*Möller*, Hans Peter (2002): Valuation of German Stocks: Are DVFA/SG Earnings Superior to GAAP Earnings?, Schmalenbach Business Review, Special Issue 1, 135–170. – *Irvine*, Paul J. (2001): Do analysts generate trade for their firms? Evidence from the Toronto Stock Exchange, Journal of Accounting and Economics, 30, 209–226. – *Irvine*, Paul/*Nathan*, Siva/*Simko*, Paul (1998): The Relation between Securities Firms' Mutual Fund Equity Holdings and their Analysts' Earnings Forecasts, Working Paper Emory University. – *Jackson*, Andrew (2005): Trade-Generation, Reputation, and Sell-Side Analysts, Journal of Finance, 60, 2, S. 673–717. – *Kross*, William/*Ro*, Byung/*Schroeder*, Douglas (1990): Earnings Expectations: The Analysts' Information Advantage, The Accounting Review 65, 461–476. – *Lang*, Mark/*Lundholm*, Russell (1993): Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosure, Journal of Accounting Research 31, 246–271. – *Lang*, Mark/*Lundholm*, Russell (1996): Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior, The Accounting Review 71, 467–492. – *Lev*, Baruch/*Zarowin*, Paul (1999): The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them, Journal of Accounting Research 37, 353–385. – *Lim*, Terence (2001): Rationality and Analysts' Forecast Bias, The Journal of Finance 56, 369–385. – *Lin*, Hsioi-wei/*McNichols*, Maureen (1998): Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations, Journal of Accounting and Economics 25, 101–127. – *Lo*, Kin/*Lys*, Thomas Z. (2000): Bridging the Gap between Value Relevance and Information Content, Working Paper University of British Columbia. – *Löffler*, Günter (1998): Der Beitrag von Finanzanalysten zur Informationsverarbeitung, Wiesbaden. – *Matsumoto*, Dawn A. (2002): Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises, The Accounting Review 77, 483–514. – *McNichols*, Maureen/*O'Brien*, Patricia (1997): Self-Selection and Analyst Coverage, Journal of Accounting Research 35, 167–199. – *Michaely*, Roni/*Womack*, Kent L. (1999): Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendations, The Review of Financial Studies 12, 653–686. – *Mincer*, Jacob/*Zarnowitz*, Victor (1969): The Value of Economic Forecasts, in: Mincer, Jacob [Hrsg.], Economic Forecasts and Expectations, New York, 3–46. – *Newey*, W./*West*, K. (1987): A Simple positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, Econometrica 55, 703–708. – *Olsen*, Robert A. (1996): Implications of Herding Behavior for Earnings Estimation, Risk Assessment, and Stock Returns, Financial Analysts Journal, July/August, 37–41. – *O'Brien*, Patricia C. (1988): Analysts' Forecasts as Earnings Expectations, Journal of Accounting and Economics 10, 53–83. – *Pietzsch*, Luisa (2004): Bestimmungsfaktoren der Analysten-Coverage, Bad Soden, Ts. – *Richter*, Tim (2005): Die Leistung von Aktienanalysten aus Anleger-sicht, Wiesbaden. – *Richter*, Tim (2006): Fehlverhalten oder Etikette?, Zeitschrift

für Bankrecht und Bankwirtschaft, 5, 329–428. – *Schmidt*, Hartmut (1977): Vorteile und Nachteile eines integrierten Zirkulationsmarktes für Wertpapiere gegenüber einem gespaltenen Effektenmarkt, Kommission der EG, Kollektion Studien. – *Schröder*, Michael (2002): Finanzmarkt-Ökonometrie, Stuttgart. – *Stickel*, Scott E. (1992): Reputation and Performance among Security Analysts, *Journal of Finance* 47, 1811–1836. – *Stickel*, Scott E. (1995): The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations, *Financial Analysts Journal* (September/October), 25–39. – *Theil*, Henri (1966): *Applied Economic Forecasting*, Amsterdam. – *Tinic*, Seha M./West, Richard M. (1979): *Investing in Securities: An Efficient Markets Approach*, Addison-Wesley. – *Utzig*, Siegfried (2002): Corporate Governance, Shareholder Value und Aktienoptionen – die Lehren aus Enron, Worldcom & Co., *Die Bank* 9, 594–597. – *Wallmeier*, Martin (2005a): Gewinnprognosen von Finanzanalysten: Ein europäischer Vergleich, *Finanz Betrieb* 11, 744–750. – *Wallmeier*, Martin (2005b): Analysts' Earnings Forecasts for DAX100 firms During the Stock Market Boom of the 1990s, *Financial Markets and Portfolio Management* 19, 131–151. – *Welch*, Ivo (2000): Herding Among Security Analysts, *Journal of Financial Economics* 56, 369–396. – *Wild*, John J./Kwon, Sung S. (1994): Earnings Expectations, Firm Size, and the Informativeness of Stock Prices, *Journal of Business Finance & Accounting*, 21, 975–996. – *Womack*, Kent L. (1996): Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?, *Journal of Finance*, 51, S. 137–167.

Zusammenfassung

Qualität und Effizienz der Gewinnprognosen von Analysten Eine empirische Untersuchung für den deutschen Kapitalmarkt

In dieser Studie wird die Qualität der individuellen Gewinnprognosen von Finanzanalysten sowie deren Effizienz relativ zu einer naiven Random-Walk-Prognose untersucht. Die Datenbasis für die Untersuchung umfasst 171.281 Gewinnprognosen für Unternehmen des deutschen Kapitalmarktes. Die empirischen Ergebnisse für den Zeitraum von 1995 bis 2004 deuten darauf hin, dass die Analysten nur bedingt bessere Prognosen liefern als eine einfache naive Prognose. Insgesamt sind die Prognosen der Finanzanalysten ungenau und positiv verzerrt und der naiven Prognose lediglich bis zu einem Prognosehorizont von ca. 12 bis 15 Monaten überlegen. Analysten des deutschen Kapitalmarktes unterliegen einem Überoptimismus und einer Überreaktion auf neue Informationen. Allerdings existieren in den empirischen Ergebnissen signifikante Unterschiede zwischen den verschiedenen Prognosehorizonten, den Kalenderjahren, den Fiskaljahren und den Industriesektoren. Zudem beeinflusst eine Veränderung der Gewinnentwicklung der Unternehmen die Ergebnisse signifikant. Auch ergeben sich Hinweise auf ein Earnings Game zwischen Analyst und Unternehmensmanagement. Obwohl die Analystenprognosen zumindest teilweise eine höhere Qualität als die naiven Prognosen aufweisen, sind sie als nicht bedingt effizient zu bezeichnen. Überraschenderweise berücksichtigen die Analysten nicht alle Informationen, die in der naiven Prognose enthalten sind. (JEL G14, G24)

Summary

Quality and Efficiency of Earnings Forecasts of Analysts An Empirical Study for the German Stock Market

This study analyzes the quality of earnings forecasts of individual analysts as well as the efficiency of these forecasts relative to a naive random walk forecast model. The sample consists of 171.281 earnings forecasts for firms listed on the German stock exchange. The empirical results for the period from 1995 to 2004 indicate that financial analysts provide earnings forecasts that are only partially superior to the naïve forecast model. On average, earnings forecasts of financial analysts are inaccurate and biased. However, the forecasts are at least superior up to a forecast horizon of approximately 12 to 15 months. In general, analysts for the German stock market are overoptimistic and overreact to new information. In addition, we observe a significant impact on the results from specific factors such as the forecast horizon, the calendar and fiscal year as well as the industry. Moreover, a change in company earnings affects the results significantly. Moreover, we observe an earnings game between analyst and the management of the firm. Although forecast of the analysts are to some extent of higher quality than the ones derived from a naive forecast model, they must be characterized as conditionally inefficient. This means that financial analysts do not include all information available from the naive model in their earnings forecasts.