

MARKUS SPIWOKS

EXTERNAL TRIGGERED HERDING BEI RENTENMARKT-ANALYSTEN

Prof. Dr. Markus Spiwoks (m.spiwoks@fh-wolfsburg.de) lehrt Finanzwirtschaft an der Fachhochschule Wolfsburg und leitet als Geschäftsführer der Hein & Cie. Venture Management GmbH in Kronberg / Taunus (www.heinventure.de) den Geschäftsbereich „Consulting für Vermögensverwalter“.

Sein Dank gilt Prof. Dr. Markus Rudolf, der als Gutachter mit sehr konstruktiver Kritik erheblich zum Gelingen dieser Studie beigetragen hat.

1. Problemstellung

Lemminge[1] neigen in der warmen Jahreszeit zur Massenvermehrung, was Wanderungen grosser Gruppen auslösen kann. Sie machen dabei oft auch an der Meeresküste nicht Halt, schwimmen aufs offene Meer hinaus und ertrinken dabei samt und sonders.[2] Diese eigenartige Naturerscheinung wurde auf das Verhalten von Börsenakteuren übertragen. Denn viele Menschen fühlen sich wohler, wenn sie sich in ihren Einschätzungen und Handlungen in Übereinstimmung mit ihren Mitmenschen befinden.[3] Dabei lösen sie sich im Extremfall ganz von eigenen Sinn- und Vorteilhaftigkeitsüberlegungen, so dass die Gruppe eine von keinem Gruppenmitglied zu beherrschende Eigendynamik gewinnen kann. Dieser Umstand wurde als Herdenverhalten (Herding oder Herd Behavior) bezeichnet und zur Erklärung irrationalen Anlegerverhaltens insbe-

sondere bei der Bildung von Bubbles herangezogen.[4]

Oft lässt sich jedoch auch ein erstaunlich übereinstimmendes Verhalten bei Finanzanalysten beobachten, denen man gemeinhin keinen Hang zu irrationalem Handeln unterstellt. Erstmals wies JOHN MAYNARD KEYNES darauf hin, dass es aus der Sicht eines Finanzanalysten rational sein kann, seine Prognosen nicht an seinem eigenen Kenntnisstand, sondern vor allem an der herrschenden Meinung der Analysts Community auszurichten: „Wordly wisdom teaches that it is better for reputation to fail conventionally than to succeed unconventionally.“[5] Diese Konstellation wird als rationales Herdenverhalten (Rational Herding) bezeichnet.

Finanzanalysten, die ein rationales Herdenverhalten zeigen, beziehen also das Verhalten ihrer Kollegen in die eigenen Entscheidungen ein, um zu einem individuellen Nutzenmaximum vorzudringen. Konstitutives Element eines rationalen Herdenverhaltens ist somit ein Interaktionsprozess zwischen den Mitgliedern der Herde.[6] Wünschenswert ist es daher, mögliche Interaktionsprozesse zu erfassen. Dies dürfte jedoch insbesondere bei der Betrachtung des rationalen Herdenverhaltens von Finanzanalysten kaum möglich sein.[7] Deshalb konzentriert sich die Forschung seit Anfang der 1990er Jahre darauf, das mögliche Zustandekommen eines rationalen Herdenverhaltens

bei Finanzanalysten modelltheoretisch zu beschreiben[8] und im zweiten Schritt den Modellen empirische Befunde über das beobachtbare Verhalten von Finanzanalysten (veröffentlichte Prognosen) gegenüberzustellen. Dabei haben sich bisher drei Modellfamilien herausgebildet: Reputational Herding, Informational Cascades und Investigative Herding.

Im vorliegenden Aufsatz wird die Auffassung vertreten, dass in diesen Ansätzen Signale, die von aussen auf alle Gruppenmitglieder einwirken, nur unzureichend berücksichtigt werden. Deshalb soll hier eine neue Modellvariante des Reputational Herding vorgestellt werden, die als extern ausgelöstes Herdenverhalten (External Triggered Herding) bezeichnet werden kann. Dabei wird davon ausgegangen, dass in der Gruppe eine Orientierung darüber stattfindet, welches externe Signal als handlungsrelevant angesehen wird. Das Verhalten der einzelnen Gruppenmitglieder wird von diesem externen Signal bestimmt, solange die Gruppe es als verhaltensrelevant anerkennt. Der Wahrnehmungsprozess des einzelnen Akteurs ist also nicht auf das Handeln der anderen Akteure gerichtet, sondern auf das externe Signal und auf die allgemeine Anerkennung der Relevanz dieses Signals in der Gruppe. Die unterschiedlichen Modellansätze sowie die vorgeschlagene Modell-erweiterung werden im 2. Kapitel erörtert.

Zwar liegen inzwischen allerhand empirische Befunde über das rationale Herdenverhalten von Portfoliomanagern vor[9], doch ist das Verhalten von Finanzanalysten bisher nur in wenigen Fällen Gegenstand von breit angelegten empirischen Studien geworden. Dabei wurde insbesondere das mögliche Herdenverhalten von Analysten des US-amerikanischen Aktienmarktes überprüft.[10] Die Studien von EHRBECK/WALDMANN und BEWLEY/FIEBIG sind die bisher einzigen, die etwaiges rationales Herdenverhalten von Rentenmarkt-Analysten untersuchen.[11]

Die hier vorgenommene umfangreiche Auswertung realer Rentenmarktprognosen zeigt, dass sich deutliche Hinweise auf extern ausgelöstes Her-

denverhalten finden lassen: Betrachtet werden die Zinsprognosen von 19 Kreditinstituten und drei Forschungseinrichtungen, die während der 1990er Jahre monatlich in der Zeitschrift *Consensus Forecasts* veröffentlicht wurden. Es zeigt sich, dass die Prognosezeitreihen eng miteinander korreliert sind. Eine Gegenüberstellung der Prognosezeitreihen und der tatsächlich eingetretenen Zinsentwicklung macht deutlich, dass die starke Übereinstimmung der verschiedenen Prognosezeitreihen nicht durch einen erfolgreichen Analyseprozess erklärt werden kann. Prognosen, die als vollkommen unzutreffend angesehen werden müssen, die dennoch untereinander stark korreliert sind, legen den Verdacht nahe, dass sie aufgrund eines rationalen Herdenverhaltens zustande gekommen sind. Bei Betrachtung etwaig vorhandener gegenwartsorientierter Verlaufsanpassungen[12] der Prognosezeitreihen zeigt sich, dass die betrachteten Finanzanalysten zu einer weitgehend übereinstimmenden Prognoseabgabe gekommen sind, indem sie sich gemeinsam an einem externen Signal orientiert haben. Diese Untersuchungsergebnisse werden im 3. Kapitel dargelegt.

Abschliessend werden im 4. Kapitel die wichtigsten Ergebnisse der vorliegenden Studie zusammengefasst und kritisch gewürdigt.

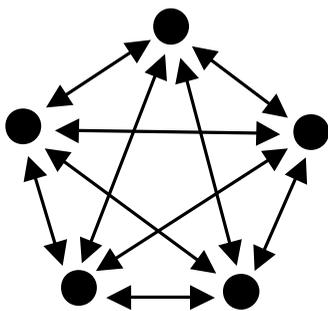
2. Theorie des rationalen Herdenverhaltens

Die Modelle[13] erklären, wie es zu einem etwaigen Auftreten von rationalem Herdenverhalten bei Finanzanalysten kommen kann. Sie unterstellen hingegen nicht, dass sich stets und zwangsläufig rationales Herdenverhalten einstellen muss.[14]

Der Ansatz des Reputational Herding[15] geht davon aus, dass Finanzanalysten eine asymmetrische Informationsverteilung strategisch ausnutzen. Für die Nachfrager der Prognosen bleibt nämlich verborgen, ob die vom Analysten geäußerte Markteinschätzung seiner tatsächlichen Meinung entspricht, oder ob er aus strategischen Gründen lediglich fremde Markteinschätzungen imitiert.

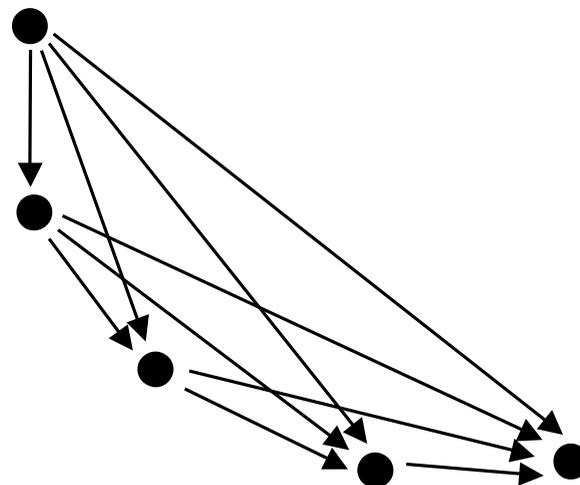
Kommt ein einzelner Analyst zu einer anderen Einschätzung als die anderen Finanzanalysten, so erwächst für ihn daraus folgendes, erstmals von KEYNES geschildertes, Kalkül:[16] Liegt der Analyst mit seiner Einschätzung, die der Marktmeinung konträr gegenübersteht, verkehrt, so wird seine Reputation erheblich unter dieser Fehlprognose leiden. Liegt er hingegen richtig, wird seine einzelne Prognose angesichts der Vielzahl konträrer Prognosen als Zufallstreffer bewertet. Seine Reputation wird daher nicht steigen. Schliesst er sich jedoch gegen seine Überzeugung der Mehrheitsmeinung an, so wird seine Reputation steigen, sofern sich die Mehrheitsmeinung doch als zutreffend erweisen sollte. Liegt er hingegen mit den anderen Analysten zum gleichen Zeitpunkt und in gleicher Weise falsch, wird dieser Umstand nicht zu einer Schmälerung seiner Reputation führen. Da nämlich weitgehend alle Analysten falsch lagen, wird die unerwartete Entwicklung als unvorhersehbar betrachtet. Bei Berücksichtigung dieses Kalküls wäre es unsinnig, der eigenen Einschätzung zu folgen, wenn sie konträr zur allgemeinen Einschätzung liegt. Der Finanzanalyst, der sich stets der herrschenden Meinung anschliesst, hat die besten Aussichten, seine Reputation – und damit auch seine Verdienstmöglichkeiten – zu steigern oder zumindest zu erhalten.

Abbildung 1: Modellstruktur des Reputational Herding: Alle Gruppenmitglieder beobachten sich gegenseitig



Der Ansatz der Information Cascades[17] unterstellt, dass Finanzanalysten durchaus bemüht sind, die bestmögliche Prognose abzugeben. Gleichzeitig sind sie sich jedoch unsicher, ob ihre eigene Einschätzung die Wirklichkeit zutreffend beschreibt. Analysten gehen davon aus, dass die Einschätzungen der anderen als gleichwertig zu betrachten sind. Dadurch ist folgende Konstellation denkbar: Analysten sollen zwei Aktieninvestments (A und B) gegeneinander abwägen. Der äussere Anschein von A ist minimal besser. Allerdings liegt allen Analysten die Information vor, dass B der Alternative A vorzuziehen sei. Nur einem einzigen Analysten liegt die gegenteilige Information vor. Zufällig ist es gerade dieser, der als Erster seine Entscheidung treffen und öffentlich machen muss. Er wählt das Investment A. Der nächste Analyst, der entscheiden muss, sieht sich nun folgender Situation gegenüber: Dass der Kollege Alternative A gewählt hat, zeigt, dass er über die Information verfügt, A sei die bessere Alternative. Der zweite Analyst verfügt über die gegenteilige Information, nimmt aber die Information des Kollegen ebenso ernst wie seine eigene. Die beiden entgegengesetzten Informationen neutralisieren sich.

Abbildung 2: Modellstruktur der Information Cascades: Die Signale der ersten Entscheider beeinflussen die jeweils späteren Entscheider



Der zweite Analyst muss nun also nach dem äußeren Anschein entscheiden. Er wählt also ebenfalls A. Alle folgenden Analysten werfen nacheinander ihre eigene Information über Bord, da sie beobachten, dass mehrere Kollegen sich für Alternative A entschieden haben. Mehrere entgegengesetzte Informationen überkompensieren die jeweils eigene Information.

Der Ansatz des Investigative Herding[18] geht davon aus, dass in bestimmten Fällen das Beschaffen von Informationen nur dann lohnend ist, wenn sich auch andere diese Informationen beschaffen. Beispielsweise darf sich ein Finanzanalyst, der Prognosen mit einem kurzen Prognosehorizont erarbeiten muss, nicht auf die Analyse von Fundamentaldaten konzentrieren, die vom Markt erst mit erheblicher Zeitverzögerung wahrgenommen werden. Vielmehr muss er erfassen, was das Gros der Marktteilnehmer in naher Zukunft als vielversprechende Investments ansehen wird. Die Bewertung eines Investments durch die Analystenkollegen ist für eine kurzfristige Prognose also unter Umständen viel bedeutsamer als die tatsächlichen fundamentalen Gegebenheiten. Daher folgt die eigene Prognose sinnvollerweise den Prognosen der Kollegen. Die Modellstruktur entspricht somit der des Reputational Herding: Alle Analysten nehmen das Verhalten der anderen Gruppenmitglieder wahr (siehe Abbildung 1). Allein die unterstellte Motivation der Analysten wird in diesem Modell anders eingeschätzt. Statt der opportunistischen Reputationsmaximierung wird hier ein ehrliches Bemühen um möglichst gute Prognosen unterstellt.

Diese drei Ansätze weisen jedoch jeweils spezifische Schwächen auf:

So ist das Investigative Herding-Modell auf kurzfristige Entscheidungssituationen zugeschnitten. Insbesondere zu Verhaltensübereinstimmungen bei der Erstellung mittel- bis langfristiger Kapitalmarktprognosen bietet dieser Ansatz also keine Erklärung.

Das Informationale Cascades-Modell wurde zunächst sehr positiv aufgenommen, weil es ein all-

gemeiner Ansatz ist, der zur Erklärung von rationalem Herdenverhalten nicht das Vorhandensein einer Prinzipal-Agenten-Beziehung voraussetzt.[19] Dafür unterstellt dieses Modell einen sukzessiven und vollkommen transparenten Entscheidungsprozess der beteiligten Gruppenmitglieder. Die Entscheidungen von Finanzanalysten fallen jedoch oft synchron und – zumindest für einige Zeit – nicht öffentlich und sind damit nicht transparent. Für die Erklärung von rationalem Herdenverhalten in einem solchen Umfeld ist der Informationale Cascades-Ansatz ungeeignet.

Auch weil bei Finanzanalysten grundsätzlich eine asymmetrische Informationsverteilung zu unterstellen ist[20], erscheint das Reputational Herding-Modell als überzeugendster Ansatz zur Erklärung des rationalen Herdenverhaltens bei mittel- bis langfristigen Prognoseentscheidungen. Allerdings weist auch dieser Ansatz eine schwerwiegende Schwäche auf. Die permanente Beobachtung des Verhaltens der anderen Gruppenmitglieder ist einerseits nicht immer (ohne Zeitverzögerung) möglich und andererseits mit einem erheblichen Aufkommen an Transaktionskosten verbunden.

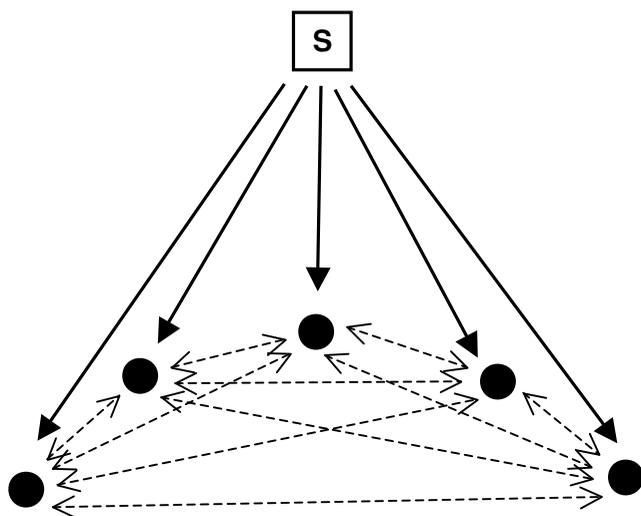
Grundsätzlich sind zwei Möglichkeiten denkbar, eine realistischere Modellvariante des Reputational Herding zu entwerfen: 1. die Bildung spontaner Netzwerke (Random Networks) und 2. die Orientierung an externen Signalen (External Triggered Herding).

Bezieht man die Möglichkeit der Bildung spontaner Netzwerke in das Reputational Herding-Modell ein, muss nicht mehr davon ausgegangen werden, dass jedes Gruppenmitglied ständig alle anderen Gruppenmitglieder beobachtet. Stattdessen wird ein dauernder spontaner Gedankenaustausch mit einigen anderen Gruppenmitgliedern unterstellt, wobei die einzelnen Kontaktzellen sich überlappen, so dass indirekt doch alle miteinander in einer Austauschbeziehung stehen.[21]

Auch der hier erstmals vorgestellte Ansatz des External Triggered Herding greift die Ausgangsüberlegung des Reputational Herding auf und unter-

stellt, dass Finanzanalysten um ihre Reputation besorgt sind. Allerdings wird davon ausgegangen, dass sich die Analysten nicht etwa hinsichtlich ihrer ständigen konkreten Einzelentscheidungen gegenseitig beobachten, sondern nur hinsichtlich ihrer Orientierung an bestimmten externen Signalen.[22] Diese grundlegende Orientierung wird – wenn überhaupt – nur in grösseren Zeitabständen verändert. Im Gegensatz dazu werden konkrete Entscheidungen (in der Regel die Erstellung von Prognosen) beinahe täglich vorgenommen. Würden sich die Analysten hinsichtlich aller konkreter Einzelentscheidungen gegenseitig beobachten, wäre dies mit grossem Aufwand, das heisst mit hohen Transaktionskosten, verbunden. Insofern erscheint der Ansatz des External Triggered Herding realistischer, weil er davon ausgeht, dass die gegenseitige Beobachtung nur hinsichtlich der grundlegenden Ausrichtung der Entscheidungen erfolgt und dementsprechend in viel geringerer Frequenz durchgeführt werden muss.

Abbildung 3: Modellstruktur des External Triggered Herding: Ein externes Signal bestimmt das Entscheidungsverhalten der Gruppenmitglieder



Die Modellstruktur des External Triggered Herding muss also vor allem um ein externes Signal erweitert werden, das eine transaktionskostengünstige Verhaltensabstimmung in der Gruppe ermöglicht. Die Interaktionsprozesse zwischen den Gruppenmitgliedern beziehen sich nur noch auf die gelegentliche Überprüfung der (unveränderten) Akzeptanz des externen Signals bei den anderen Gruppenmitgliedern.

Für Finanzanalysten hängt viel davon ab, dass die eigenen Prognosen nicht zu stark von den Prognosen anderer Analysten abweichen.[23] Da die Beobachtung jeder Einzelentscheidung aller Gruppenmitglieder mit unverhältnismässig hohen Informationskosten verbunden wäre, konzentrieren sich die Analysten darauf sicherzustellen, dass sie sich an dem externen Signal orientieren, das auch der Mehrheit der anderen Analysten als Entscheidungsgrundlage dient.

Der Vorteil des External Triggered Herding-Ansatzes gegenüber dem Random Networks-Ansatz besteht zum einen darin, dass von jedem Entscheider in der Regel nur noch ein Signal aufgefasst werden muss, so dass die damit verbundenen Transaktionskosten zu einer vernachlässigbaren Grösse werden. Zum anderen erschliesst er sich eher einer empirischen Überprüfung. Das etwaige ausschlaggebende externe Signal müsste nämlich empirisch beobachtbar sein, während die Bildung spontaner Netzwerke, in denen Analysten Signale austauschen, sich vermutlich ebenso aller Beobachtungsmöglichkeiten entzieht wie das schon zuvor erwähnte strategische Kalkül der Analysten.[24]

Die Hypothese, die der vorliegenden Untersuchung zugrunde liegt, lautet daher: Etwaiges Herdenverhalten von Finanzanalysten bezüglich mittel- bis langfristiger Prognoseentscheidungen lässt sich mit dem External Triggered Herding-Modell zutreffend beschreiben. Im 3. Kapitel wird diese Hypothese anhand von Zinsprognosedaten der 1990er Jahre einer empirischen Überprüfung unterzogen.

3. Empirische Hinweise auf External Triggered Herding bei Rentenmarkt-Analysten

Zur empirischen Überprüfung des External Triggered Herding-Ansatzes bei Rentenmarkt-Analysten werden Prognosedaten herangezogen, die in der internationalen Fachzeitschrift zum ökonomischen Prognosewesen *Consensus Forecasts* veröffentlicht worden sind. In dieser Monatsschrift werden für die wichtigsten Volkswirtschaften der Welt unter anderem auch Prognosen zur Zinsentwicklung von Staatsanleihen mit 10 Jahren Restlaufzeit kontinuierlich veröffentlicht. Dabei werden zwei Prognosehorizonte unterschieden: Das Zinsniveau in drei und in zwölf Monaten wird prognostiziert.[25]

Das Konzept von *Consensus Forecasts* ist sehr einfach. In jeder betrachteten Volkswirtschaft liefern ortsansässige Bankhäuser und teilweise auch bankunabhängige Forschungseinrichtungen ihre Prognosen für ihr jeweiliges Land an *Consensus Forecasts*. Hier werden sie dann monatlich veröffentlicht und ergänzend zu einer Kombinationsprognose zusammengefasst.

In der vorliegenden Studie werden Prognosezeitreihen von 22 prognosegebenden Instituten 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 44 Prognosezeitreihen mit jeweils rund 120 Beobachtungen vor.

Folgende Institute sind mit ihren Prognosezeitreihen vertreten: Deutsche Bank AG, Dresdner Bank AG, Commerzbank AG, Bayerische Vereinsbank AG[26], Bayerische Hypotheken- und Wechselbank AG (Hypo-Bank)[27], Bank für Gemeinwirtschaft AG (BfG),[28] Bank in Liechtenstein (BiL) / Invesco Bank Deutschland OHG, Bankgesellschaft Berlin AG, Delbrück & Co. Privat-

bankiers KG[29], M.M. Warburg & Co. KGaA, Sal. Oppenheim jr. & Cie. KGaA, Schröder Münchmeyer Hengst & Co. KG (SMH)[30], HSBC Trinkaus & Burkhardt KGaA, Westdeutsche Landesbank (WestLB), Bayerische Landesbank (BayernLB), Landesbank Hessen / Thüringen (Helaba), Deutsche Girozentrale (DGZ) / Deka-Bank / Deutsche Kommunalbank, Deutsche Genossenschaftsbank AG (DG-Bank)[31], Westdeutsche Genossenschaftszentralbank e. G. (WGZ-Bank), Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel (IfW), Frankfurter Allgemeine Zeitung-Institut und *Consensus Forecasts*. [32]

Der Korrelationskoeffizient ist ein geeignetes Mittel, um gleichgerichtetes Verhalten zu erkennen und zu quantifizieren.[33] Allerdings erfordert dieses Instrument Prognosedaten, die in Form von Zeitreihen mit quantitativen Daten vorliegen. Bei der Beurteilung des Verhaltens von Aktienfondsmanagern oder Aktienanalysten ist diese Voraussetzung in aller Regel nicht gegeben. Dort liegen häufig nur qualitative Daten vor („Kauf“ oder „Verkauf“), die darüber hinaus in unregelmässigen Abständen auftreten und daher nicht ohne weiteres als Zeitreihen formuliert werden können. Diesen erschwerten Bedingungen Rechnung tragend wurden zwei neue Messverfahren entwickelt: Beim sogenannten LSV-Mass[34] wird betrachtet, wie viele übereinstimmende Kauf- und Verkauforders pro Zeitabschnitt für bestimmte Aktien zustande kommen. Das sogenannte Portfolio-Change-Mass[35] (PCM) erfasst, ob sich die relativen Gewichte einzelner Aktien in den betrachteten Wertpapierportfolios in gleicher Weise verändern. Beide Verfahren weisen jedoch gravierende Mängel auf:[36]

Die Kritik am LSV-Mass kann wie folgt zusammengefasst werden: 1. Es werden nur die beiden Handlungsalternativen Kauf bzw. Verkauf betrachtet. Die jeweilige Grössenordnung einer solchen Order bleibt hingegen unberücksichtigt, was zu schwerwiegenden Fehlinterpretationen führen kann. 2. Der gesamte Betrachtungszeitraum wird in einzelne Beobachtungsabschnitte eingeteilt.

Diese Abschnitte werden unabhängig voneinander ausgewertet, so dass nicht erkennbar wird, ob bei einem etwaig festgestellten Herdenverhalten stets dieselben oder dauernd unterschiedliche Marktteilnehmer zum Herding neigen. 3. Das LSV-Mass erfasst die Handlungen bezüglich einzelner Aktien. Mögliches Herdenverhalten auf höherem Abstraktionsniveau (bspw. auf Branchenebene) bleibt damit unberücksichtigt. 4. Die Festlegung der jeweiligen Beobachtungsabschnitte kann zu einer Verzerrung der Ergebnisse führen. Wird ein kurzer Abschnitt gewählt (bspw. 14 Tage), werden mögliche Fälle von Herdenverhalten übersehen, weil die Folgehandlung schon in den nächsten Beobachtungsabschnitt fällt. Wird dagegen ein langer Abschnitt gewählt (bspw. 3 Monate), kann es dazu kommen, dass unabhängige Transaktionen als Herdenverhalten missdeutet werden. Kauft A am Anfang des Quartals eine Aktie, die B am Ende des Quartals ebenfalls kauft, wird dies als Folgeverhalten interpretiert, obwohl die beiden Handlungen unter Umständen nichts miteinander zu tun haben.

Dagegen besteht das Hauptproblem des PCM-Masses darin, dass es auf den relativen Gewichten einzelner Titel im Gesamtportfolio aufbaut. Daraus resultiert, dass die Kurssteigerungen einzelner Aktien, die in der Folge auch ein höheres Gewicht in den Portfolios nach sich ziehen, Herdenverhalten suggerieren, wo im Extremfall gar keine Handlung (weder Kauf noch Verkauf) stattgefunden hat. Beide Messverfahren (LSV und PCM) weisen darüber hinaus das Problem auf, dass sie keine Möglichkeit bieten, zwischen tatsächlichem Herdenverhalten (True bzw. Intentional Herding) und Pseudo-Herdenverhalten (Spurious bzw. Unintentional Herding) zu unterscheiden.

Angesichts der weitreichenden Probleme, die LSV und PCM aufweisen, und mit Blick auf die günstige Datenstruktur der Rentenmarktprognosen (Zeitreihen mit quantitativen Daten) erscheint der Korrelationskoeffizient als geeignetes Messinstrument, sofern keine nennenswerten Niveauunterschiede bei den betrachteten Zeitreihen vorliegen.[37] Tatsächlich weichen die betrachteten

Prognosezeitreihen in ihren Grössenordnungen, das heisst in durchschnittlichen absoluten Zahlen, nur unwesentlich voneinander ab.[38] Deshalb kann in der vorliegenden Untersuchung auf das Instrument des Korrelationskoeffizienten zurückgegriffen werden.

Dabei werden zunächst die Prognosezeitreihen mit zwölfmonatigem Prognosehorizont zueinander in Beziehung gesetzt.[39] Die Ergebnisse werden in einer Korrelationskoeffizienten-Matrix ausgewiesen (Tabelle 1). Die 12-Monats-Prognosen sind sich alle sehr ähnlich. Alle Korrelationskoeffizienten sind positiv. Von den 231 Kombinationsmöglichkeiten der Prognosezeitreihen liegen 223 Korrelationskoeffizienten oberhalb von 0,9. Die geringste Übereinstimmung besteht zwischen den 12-Monats-Prognosen von SMH und DGZ/Deka-Bank mit einem Korrelationskoeffizienten von immerhin 0,872. Auffallend ist die hohe Übereinstimmung der Prognosezeitreihen der Banken und Forschungseinrichtungen mit der Kombinationsprognose von Consensus Forecasts.[40] Der geringste Korrelationskoeffizient beträgt 0,948 (DGZ/Deka-Bank). In 20 von 21 Fällen liegt der Korrelationskoeffizient oberhalb von 0,95. Mit Fug und Recht kann also zusammenfassend festgestellt werden, dass die einzelnen Prognostiker sich nicht sehr weit von der allgemeinen Markteinschätzung gelöst haben.[41]

Anschliessend werden auch etwaige Übereinstimmungen der Prognosezeitreihen mit dreimonatigem Prognosehorizont durch Berechnung der Korrelationskoeffizienten untersucht. Die Ergebnisse werden in einer weiteren Korrelationskoeffizienten-Matrix ausgewiesen (Tabelle 2).

Dabei zeigt sich, dass auch die 3-Monats-Prognosen Übereinstimmungen in erstaunlichem Ausmass aufweisen. Wiederum sind alle Korrelationskoeffizienten positiv. Von den 231 Kombinationsmöglichkeiten der Prognosezeitreihen liegen 230 Korrelationskoeffizienten oberhalb von 0,9. Die geringste Übereinstimmung besteht zwischen den 3-Monats-Prognosen von SMH und M. M. Warburg mit einem Korrelationskoeffizienten von

Tabelle 1: Korrelationskoeffizienten-Matrix der 12-Monats-Prognosen

Deutsche Bank	Dresdner Bank	Commerzbank	Bayerische Vereinsbk.	Hypo-Bank	BfG	BiL / Invesco	Bankges. Berlin	Delbrück	M.M. Warburg	Sal. Oppenh.	
1.000	0.967	0.957	0.947	0.966	0.976	0.951	0.958	0.954	0.948	0.969	Deutsche Bank
	1.000	0.964	0.948	0.949	0.963	0.955	0.923	0.945	0.968	0.967	Dresdner Bank
		1.000	0.912	0.959	0.936	0.922	0.922	0.906	0.933	0.946	Commerzbank
			1.000	0.962	0.958	0.924	0.950	0.926	0.882	0.931	Bayer. Vereinsbank
				1.000	0.956	0.921	0.961	0.928	0.910	0.942	Hypo-Bank
					1.000	0.966	0.965	0.969	0.949	0.975	BfG
						1.000	0.919	0.975	0.963	0.968	BiL/Invesco
							1.000	0.927	0.918	0.943	Bankgesellsch. Berlin
								1.000	0.965	0.972	Delbrück
									1.000	0.972	M.M. Warburg
										1.000	Sal. Oppenheim

SMH	Trinkaus & Burkhardt	WestLB	BayernLB	Helaba	DG-Bank	WGZ-Bank	DGZ / Deka	IfW Kiel	FAZ-Institut	Consensus Forecasts	
0.953	0.957	0.968	0.968	0.961	0.960	0.964	0.943	0.965	0.961	0.987	Deutsche Bank
0.927	0.956	0.953	0.952	0.956	0.961	0.955	0.953	0.952	0.969	0.980	Dresdner Bank
0.908	0.944	0.950	0.930	0.954	0.953	0.940	0.933	0.931	0.946	0.967	Commerzbank
0.913	0.944	0.939	0.966	0.946	0.927	0.923	0.896	0.958	0.945	0.965	Bayer. Vereinsbank
0.947	0.952	0.961	0.967	0.963	0.948	0.944	0.912	0.963	0.968	0.979	Hypo-Bank
0.927	0.966	0.965	0.965	0.959	0.963	0.966	0.931	0.958	0.967	0.985	BfG
0.921	0.963	0.951	0.939	0.913	0.963	0.960	0.930	0.934	0.947	0.969	BiL/Invesco
0.890	0.937	0.954	0.956	0.942	0.937	0.936	0.901	0.942	0.949	0.967	Bankgesellsch. Berlin
0.914	0.963	0.958	0.947	0.910	0.953	0.964	0.923	0.942	0.934	0.971	Delbrück
0.877	0.942	0.981	0.933	0.894	0.964	0.950	0.937	0.960	0.952	0.978	M.M. Warburg
0.928	0.958	0.969	0.953	0.933	0.973	0.968	0.939	0.955	0.962	0.983	Sal. Oppenheim
1.000	0.927	0.948	0.934	0.907	0.923	0.938	0.872	0.944	0.881	0.969	SMH
	1.000	0.965	0.952	0.943	0.964	0.953	0.910	0.951	0.956	0.978	Trinkaus & Burkhardt
		1.000	0.966	0.934	0.965	0.956	0.897	0.964	0.950	0.982	WestLB
			1.000	0.941	0.939	0.944	0.913	0.969	0.957	0.978	BayernLB
				1.000	0.935	0.939	0.923	0.949	0.948	0.969	Helaba
					1.000	0.952	0.928	0.948	0.960	0.978	DG-Bank
						1.000	0.940	0.937	0.952	0.975	WGZ-Bank
							1.000	0.906	0.952	0.948	DGZ/Deka-Bank
								1.000	0.959	0.977	IfW Kiel
									1.000	0.985	FAZ-Institut
										1.000	Consensus Forecasts

immerhin 0,881. Wiederum ist die hohe Übereinstimmung der einzelnen Prognosezeitreihen mit der Kombinationsprognose von Consensus Forecasts augenfällig. Der niedrigste Korrelationskoeffizient liegt bei 0,977 (M. M. Warburg). In 20

von 21 Fällen liegt der Korrelationskoeffizient oberhalb von 0,98. Die Übereinstimmung der 3-Monats-Prognosen mit der vorherrschenden Marktmeinung ist damit ebenfalls als weitreichend zu betrachten.[42]

Tabelle 2: Korrelationskoeffizienten-Matrix der 3-Monats-Prognosen

Deutsche Bank	Dresdner Bank	Commerzbank	Bayerische Vereinsbk.	Hypo-Bank	BfG	BiL / Invesco	Bankges. Berlin	Delbrück	M.M. Warburg	Sal. Oppenh.	
1.000	0.989	0.979	0.983	0.989	0.987	0.984	0.986	0.977	0.950	0.984	Deutsche Bank
	1.000	0.984	0.983	0.988	0.987	0.986	0.985	0.985	0.967	0.987	Dresdner Bank
		1.000	0.977	0.985	0.977	0.978	0.979	0.979	0.970	0.975	Commerzbank
			1.000	0.985	0.983	0.971	0.986	0.971	0.931	0.976	Bayer. Vereinsbank
				1.000	0.987	0.989	0.989	0.984	0.956	0.986	Hypo-Bank
					1.000	0.982	0.985	0.977	0.953	0.990	BfG
						1.000	0.984	0.986	0.971	0.983	BiL/Invesco
							1.000	0.984	0.953	0.983	Bankgesellsch. Berlin
								1.000	0.968	0.979	Delbrück
									1.000	0.968	M.M. Warburg
										1.000	Sal. Oppenheim

SMH	Trinkaus & Burkhardt	WestLB	BayernLB	Helaba	DG-Bank	WGZ-Bank	DGZ / Deka	IfW Kiel	FAZ-Institut	Consensus Forecasts	
0.975	0.979	0.989	0.986	0.988	0.978	0.983	0.980	0.983	0.977	0.993	Deutsche Bank
0.977	0.983	0.989	0.988	0.986	0.979	0.987	0.985	0.984	0.984	0.994	Dresdner Bank
0.965	0.976	0.982	0.977	0.985	0.972	0.986	0.982	0.972	0.974	0.989	Commerzbank
0.963	0.979	0.981	0.981	0.982	0.969	0.981	0.981	0.985	0.976	0.988	Bayer. Vereinsbank
0.975	0.986	0.989	0.985	0.988	0.981	0.988	0.983	0.985	0.986	0.995	Hypo-Bank
0.964	0.979	0.988	0.989	0.987	0.983	0.978	0.983	0.987	0.982	0.992	BfG
0.962	0.984	0.986	0.981	0.979	0.975	0.982	0.978	0.981	0.975	0.991	BiL/Invesco
0.964	0.985	0.988	0.986	0.982	0.974	0.984	0.983	0.984	0.983	0.993	Bankgesellsch. Berlin
0.964	0.988	0.986	0.979	0.976	0.973	0.984	0.978	0.976	0.973	0.989	Delbrück
0.881	0.968	0.978	0.953	0.961	0.951	0.960	0.954	0.949	0.966	0.977	M.M. Warburg
0.961	0.979	0.986	0.986	0.984	0.982	0.978	0.978	0.984	0.981	0.991	Sal. Oppenheim
1.000	0.967	0.967	0.971	0.972	0.955	0.975	0.966	0.964	0.955	0.982	SMH
	1.000	0.987	0.981	0.977	0.973	0.986	0.978	0.981	0.979	0.991	Trinkaus & Burkhardt
		1.000	0.987	0.987	0.982	0.987	0.981	0.983	0.984	0.995	WestLB
			1.000	0.984	0.975	0.980	0.983	0.987	0.985	0.992	BayernLB
				1.000	0.979	0.983	0.984	0.980	0.979	0.992	Helaba
					1.000	0.974	0.973	0.973	0.977	0.986	DG-Bank
						1.000	0.982	0.974	0.977	0.991	WGZ-Bank
							1.000	0.980	0.975	0.990	DGZ/Deka-Bank
								1.000	0.982	0.990	IfW Kiel
									1.000	0.992	FAZ-Institut
										1.000	Consensus Forecasts

Von dieser starken Übereinstimmung der Prognosezeitreihen kann jedoch noch nicht unmittelbar auf das Vorliegen eines Herdenverhaltens geschlossen werden. Immerhin ist es möglich, dass

die Analysten ihr Handwerk beherrschen und somit alle – unabhängig voneinander – eine weitgehend zutreffende Prognose abgegeben haben. In diesem Fall wäre ein gleichgerichtetes Verhalten,

Tabelle 3: Berechnungen der Theilschen Ungleichheitskoeffizienten U_2

Prognoseerstellende Einheit	Theilscher Ungleichheits- koeffizient (U_2)	Theilscher Ungleichheits- koeffizient (U_2)
	12-Monats- Prognosen	3-Monats- Prognosen
Deutsche Bank	1.249	1.313
Dresdner Bank	1.195	1.365
Commerzbank	1.218	1.413
Bayerische Vereinsbank	1.050	1.279
Hypo-Bank	1.200	1.343
BfG	1.267	1.338
BiL / Invesco	1.334	1.432
Bankgesellschaft Berlin	1.202	1.333
Delbrück	1.358	1.504
Sal. Oppenheim	1.276	1.349
Trinkaus & Burkhardt	1.184	1.311
M. M. Warburg	1.450	1.602
SMH	1.389	1.477
WestLB	1.295	1.403
BayernLB	1.126	1.170
Helaba	1.189	1.307
DGZ / Deka-Bank	1.324	1.378
WGZ-Bank	1.284	1.354
DG-Bank	1.337	1.520
IfW Kiel	1.220	1.284
FAZ-Institut	1.175	1.327
Consensus Forecasts	1.213	1.313

nicht aber ein Herdenverhalten zu konstatieren, weil die Analysten nicht aufgrund einer Interaktion mit den anderen Analysten zu ihrem jeweiligen Verhalten gefunden hätten.[43] Deshalb ist es erforderlich, die Treffgenauigkeit der Prognosen zu ermitteln und in die weiteren Überlegungen einzubeziehen.

Die Prognosegütemessung wird mit Hilfe des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten U_2 vorgenommen.[44] Dieses Prognosegütemass nimmt einen impliziten Vergleich zwischen der jeweils betrachteten Prognosezeitreihe und der entsprechenden Zeitreihen naiver Prognosen[45] vor. Bei $U_2 = 0$ liegt eine vollkommene Prognose vor. Bei $U_2 = 1$ ist die betrachtete Prognosezeitreihe im Durchschnitt ebenso schlecht wie die entsprechende Zeitreihe naiver Prognosen. Bei

$U_2 > 1$ weist die betrachtete Prognosezeitreihe im Durchschnitt noch schlechtere Prognoseeigenschaften auf als die entsprechende Zeitreihe naiver Prognosen. Als Faustformel gilt: Eine Prognose kann als verwertbar[46] angesehen werden, sofern $U_2 < 0,4$ ist.[47]

In Tabelle 3 sind die Theilschen Ungleichheitskoeffizienten U_2 für die betrachteten 44 Prognosezeitreihen aufgeführt. Es zeigt sich, dass alle Prognosezeitreihen einen Theilschen Ungleichheitskoeffizienten von $U_2 > 1$ aufweisen. Sowohl die 22 Prognosezeitreihen mit dreimonatigem als auch die 22 Prognosezeitreihen mit zwölfmonatigem Prognosehorizont erfassen die künftige Zinsentwicklung erkennbar schlechter, als dies selbst bei Anwendung der entsprechenden naiven Prognose der Fall gewesen wäre.

Hätten die Finanzanalysten also stets den aktuellen Wert unreflektiert als Prognosewert verwendet, hätten sie in allen 44 Fällen bessere (wenn auch nicht gute!) Prognoseergebnisse erzielt.[48]

Vor dem Hintergrund dieser Untersuchungsergebnisse muss davon ausgegangen werden, dass das gleichgerichtete Verhalten der Finanzanalysten nicht darauf zurückzuführen ist, dass sie – unabhängig voneinander – zu einer zutreffenden Zukunftseinschätzung gefunden hätten. Vielmehr lässt der Umstand, dass die Analysten zu Prognosen gekommen sind, die einerseits keine nennenswerte Übereinstimmung mit den später eintretenden tatsächlichen Ereignissen aufweisen, die aber andererseits untereinander stark positiv korreliert sind, den Schluss zu, dass dem gleichgerichteten Verhalten der Analysten ein Interaktionsprozess, das heisst Herdenverhalten, zugrunde liegt. Bei einem unabhängigen Agieren der Analysten wäre nämlich – angesichts unendlich vieler Möglichkeiten einer fehlerhaften Zukunftseinschätzung – zu erwarten, dass sie in unterschiedlicher Weise scheitern. Nehmen jedoch 22 Institute Einschätzungen vor, die mit den tatsächlichen Gegebenheiten nicht, untereinander jedoch sehr weitreichend übereinstimmen, so kann dies

nur mit formellen oder informellen Interaktionsprozessen zwischen den beteiligten Analysten plausibel erklärt werden.

Diese Interpretation der Datenlage lässt sich allerdings aus zwei Richtungen in Frage stellen:

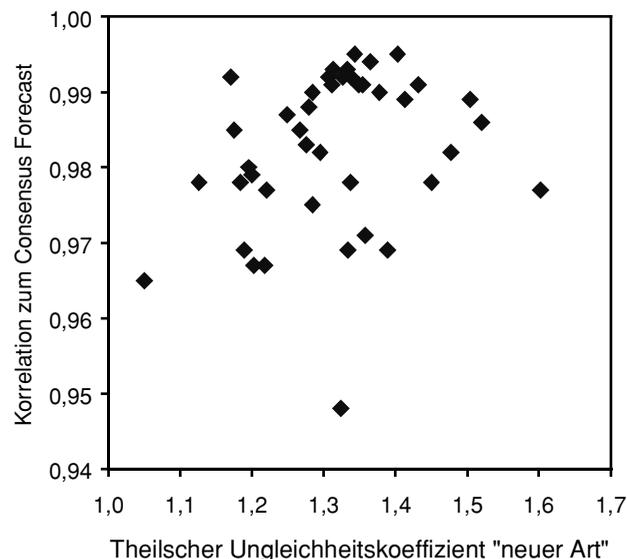
1. Wenn die Prognosezeitreihen mit geringer Korrelation zum Consensus Forecast eine überdurchschnittlich schlechte Prognosequalität aufweisen und dementsprechend die Prognosezeitreihen mit hoher Korrelation zum Consensus Forecast eine vergleichsweise gute Prognosequalität zeigen, dann kann die zuvor ermittelte, insgesamt schlechte Treffgenauigkeit der Prognosezeitreihen nicht mehr als deutlicher Hinweis auf Herdenverhalten gedeutet werden. Denn dann sind die Prognosezeitreihen, die der Konsensmeinung sehr nahe liegen, womöglich die bestmöglichen Prognosen. Zu den bestmöglichen Prognosen können befähigte Prognostiker jedoch auch ohne Abstimmung mit den anderen Prognostikern gelangen.

Die Betrachtung des Zusammenhanges zwischen der Nähe der Prognosezeitreihen zum Consensus Forecast einerseits und dem relativen Prognoseerfolg andererseits (Abbildung 4) zeigt jedoch, dass ein solcher Zusammenhang nicht besteht. Die Punktwolke weist einen Korrelationskoeffizienten in Höhe von 0,26 auf und spiegelt damit eine weitgehende Unabhängigkeit wider.[49] Allenfalls zeigt sich in sehr schwacher Tendenz, dass das Prognoseergebnis umso besser ausfällt, je weiter sich die Prognosezeitreihe von der Konsensmeinung löst.

2. Wenn alle Analysten ihre Prognosen aus weitgehend übereinstimmenden, ungeeigneten Prognosemodellen ableiten, ist eine weitreichende Übereinstimmung der Prognosen und gleichzeitig eine ungenügende Prognosegüte zu beobachten, auch ohne dass das auf ein Herdenverhalten zurückgeführt werden muss.[50]

Obwohl diese Möglichkeit nicht völlig auszuschliessen ist, muss sie vor dem Hintergrund der Vielgestaltigkeit zinstheoretischer Ansätze, der nahezu unüberschaubaren Vielzahl möglicher Einflussfaktoren auf die Zinsentwicklung und der

Abbildung 4: Der Zusammenhang zwischen Prognoseerfolg und Nähe zur Konsensmeinung



breiten Palette verschiedener Analyseinstrumente als sehr unwahrscheinlich betrachtet werden.

In der Blütezeit des zinstheoretischen Diskurses, im 19. und in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts, wurden rund drei Dutzend Zinstheorien, darunter die Ansätze von BÖHM-BAWERK, WICKSELL, AKERMAN, VON HAYEK, CASSEL, FISHER, WALRAS, KNIGHT, KEYNES, OHLIN und PATINKIN, sowie eine grosse Zahl sich anschliessender Modellvarianten entwickelt.[51] Die bisher bekannten Zinstheorien reflektieren jedoch stets nur einen oder einige Aspekte des Zinsbildungsprozesses.[52] Die Einordnung der verschiedenen Denkansätze in ein übergreifendes theoretisches System, das dem komplexen Phänomen der Bildung der Zinshöhe gerecht werden könnte, ist bis heute nicht gelungen.[53] Diese theoretische Zerfaserung in realwirtschaftliche und monetäre, in mikro- und makroökonomische Ansätze mit verschiedensten Ausprägungen sowie die seit Mitte des 20. Jahrhunderts stetig zunehmenden Kapazitäten der elektronischen Datenverarbeitung haben dazu ge-

führt, dass in den zurückliegenden Jahrzehnten die empirische Betrachtung von einzelnen Einflussfaktoren auf die Zinsentwicklung in den Mittelpunkt des Interesses gerückt ist. Die Vielfältigkeit der zinstheoretischen Ansätze findet seitdem eine Entsprechung in der Fülle der diskutierten Einflussfaktoren wie beispielsweise Inflation und Inflationserwartungen, Wachstumstempo, Produktivitätsentwicklung, Notenbankpolitik und Krediterschöpfung des Privatbankbereichs, Spar-, Konsum- und Investitionsneigung, Verschuldung des privaten und öffentlichen Sektors, internationale Kapitalströme und Ausprägung des internationalen Zinszusammenhanges, Wechselkursereignissen oder die relative Attraktivität des Rentenmarktes im Vergleich zum Aktienmarkt.[54]

Diese Grössen werden in der Regel inhaltlich stark ausdifferenziert und können in beinahe beliebiger Weise in Prognosemodellen kombiniert werden. Ausserdem werden die Daten der Einflussfaktoren zum Teil als absoluter Wert, als Veränderungsrate, als Momentum oder als Differential zu ausländischen Daten betrachtet. Da die Einflussfaktoren in aller Regel der Zinsentwicklung zeitlich nicht voraus laufen, müssen sie ihrerseits prognostiziert werden. Um diese Problematik zu lösen, sind jeweils viele unterschiedliche Ansätze denkbar.

Hinzu tritt die grosse Palette bekannter und in der Praxis angewandter Analyseinstrumente im Bereich der Fundamentalanalyse (Scoring-Modelle, Regressionsmodelle, Fehlerkorrekturmodelle, vektorautoregressive Modelle, Diskriminanzanalyse, Künstliche Neuronale Netze, Mikrosimulationen mit Multi-Agenten-Modellen usw.)[55] und der technischen Analyse (beispielsweise Trendfolge-, Oszillator-, Moving Average-, Rate of Change-, Directional Movement-, Overbought- und Oversoldsysteme).[56]

Vor dem Hintergrund der unterschiedlichen theoretischen Ansätze, der Fülle von möglichen Einflussfaktoren und der Vielfalt bekannter Analyseinstrumente kann es als ausgeschlossen betrachtet werden, dass eine grosse Gruppe von Analysten

unabhängig voneinander weitgehend übereinstimmende Prognosemodelle verwendet. Vielmehr erweist sich in der Praxis, dass viele Analysten bei der Zinsprognose ganz individuelle Ansätze verfolgen.[57]

Somit können die beiden genannten Einwände gegen die hier vorgenommene Interpretation der Datenlage zumindest weitgehend ausgeräumt werden. Daher stellt sich nun die Frage, welche Gestalt die Interaktionsprozesse aufweisen. Folgt man der These, dass eine permanente Beobachtung der Handlungen aller anderen Finanzanalysten mit zu hohen Transaktionskosten verbunden ist und dass deshalb nur eine gelegentliche Abstimmung über die allgemeine Anerkennung eines von aussen einwirkenden Signals vorgenommen wird, so besteht die Aufgabe darin, dieses externe Signal zu identifizieren. Hinweise auf dieses Signal können Studien von SPIWOKS, SCHMIDT und BOFINGER/SCHMIDT entnommen werden, die sich mit der Treffgenauigkeit von Finanzmarktprognosen im Zusammenhang mit Portfoliomanagement-Entscheidungen auseinandersetzen.[58] Sowohl die grafische Aufbereitung des Datenmaterials als auch die Berechnungen der GOVA-Koeffizienten[59] legt den Verdacht nahe, dass sich Finanzmarktanalysten bei der Prognoseerstellung stark an der jeweils aktuellen Marktsituation orientieren.[60]

Diese Datencharakteristik soll grafisch veranschaulicht werden. Zunächst wird beispielhaft die 12-Monats-Kombinationsprognose von Consensus Forecasts der tatsächlichen Zinsentwicklung gegenübergestellt (Abbildung 5). Es wird deutlich, dass die Prognosewerte die tatsächlich eintretende Zinsentwicklung ungenügend widerspiegeln: Während die Prognose Ende 1994 ein lokales Zinstief vorsieht, ereignet sich tatsächlich ein lokales Zinshoch. Ende 1995 hingegen wird ein lokales Zinshoch prognostiziert, in Wirklichkeit stellt sich jedoch ein lokales Zinstief ein. Bei Betrachtung der grafischen Ausbreitung des Datenmaterials verwundert es nicht, dass der Theilsche Ungleichheitskoeffizient (in Höhe von 1,213) die Prognoseanstrengung als gescheitert qualifiziert.

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

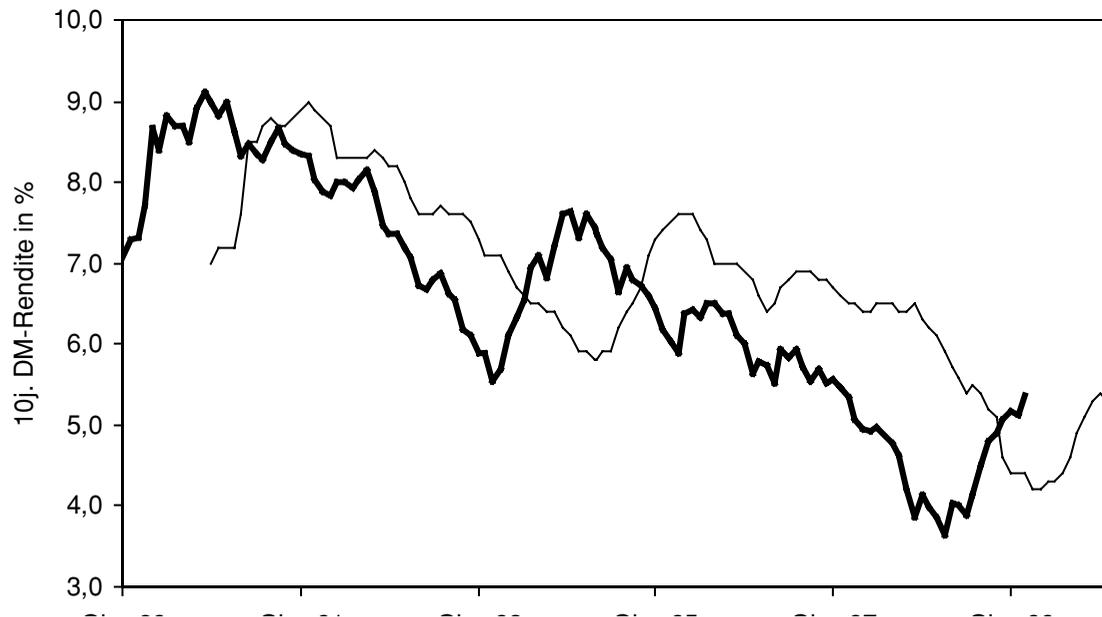


Abbildung 6: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und um 12 Monate nach links verschobene 12-Monats-Prognose der Consensus-Forecasts-Monatsschrift (dünne Linie) von Oktober 1989 bis Dezember 1999

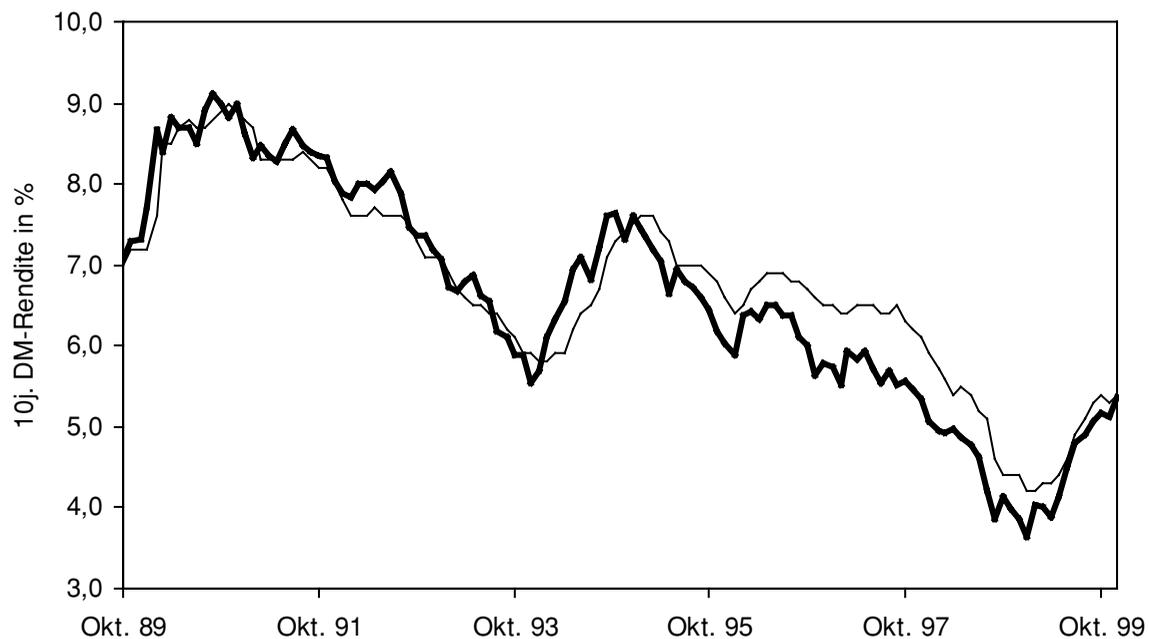
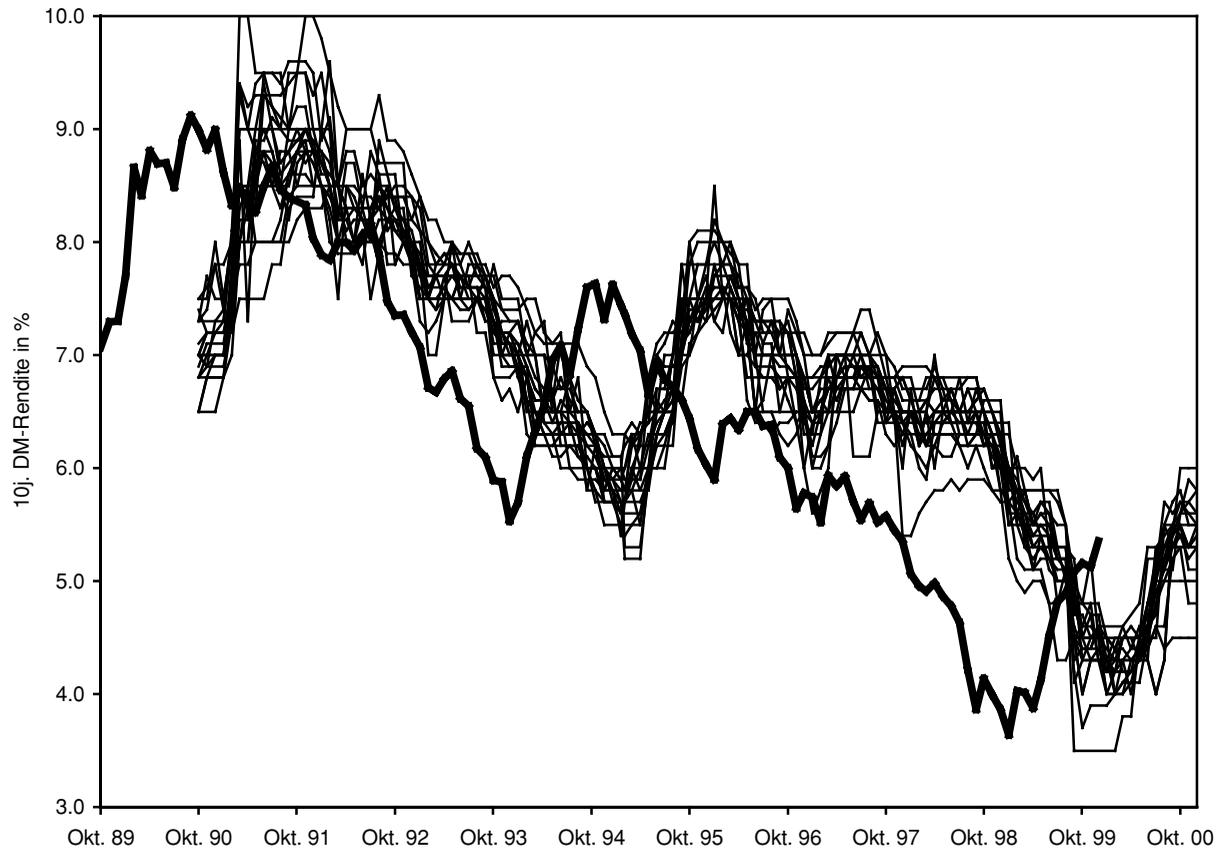


Abbildung 7: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und entsprechende 12-Monats-Prognosen (dünne Linien) von Oktober 1989 bis Dezember 2000

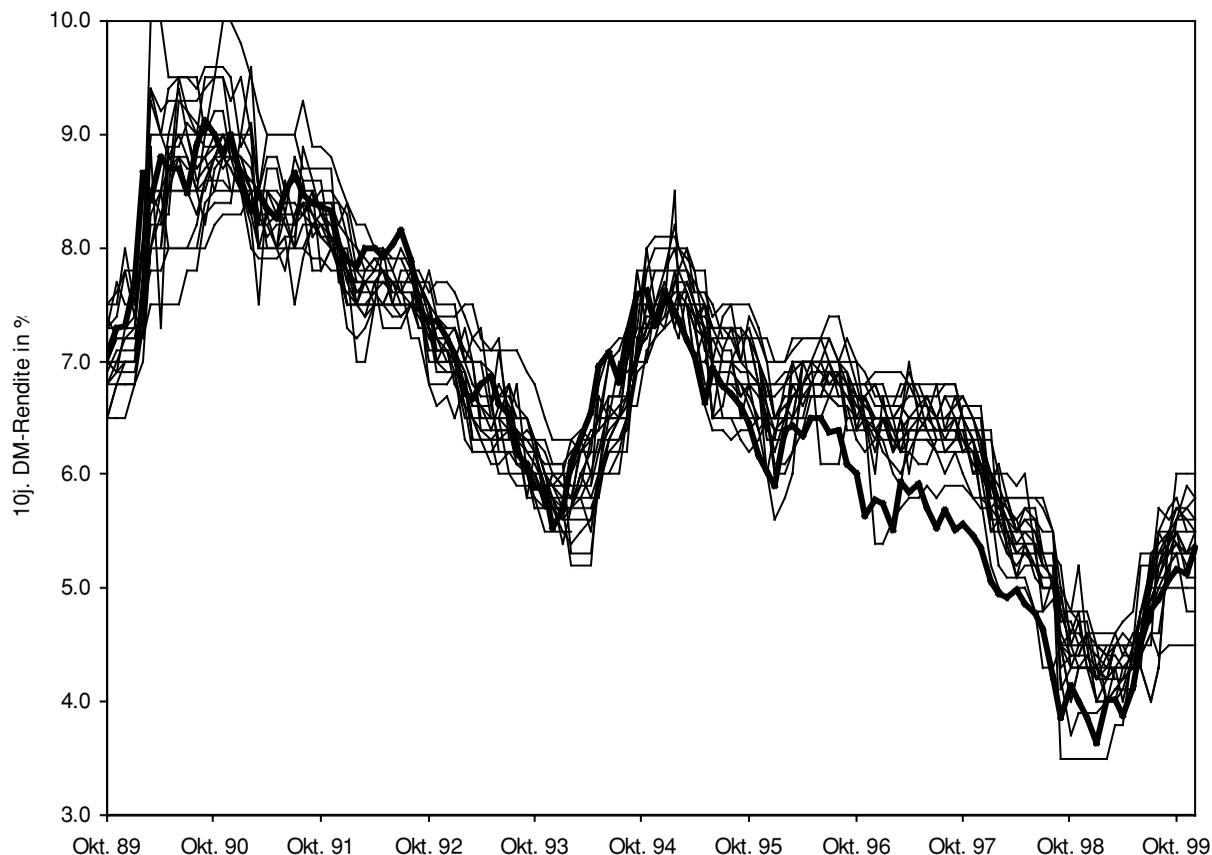


Dennoch wird deutlich, dass die Prognosezeitreihe mit der tatsächlichen Zinsentwicklung korrespondiert: Die Prognosezeitreihe läuft der tatsächlichen Zinsentwicklung in etwa um den Prognosehorizont nach. Dies wird besonders deutlich, wenn die Prognosezeitreihe um den Prognosehorizont (12 Monate) nach links verschoben wird, so dass die Prognosedaten nicht mehr ihrem Geltungsbereich, sondern nun ihren jeweiligen Entstehungszeitpunkten zugeordnet werden (Abbildung 6). Es lässt sich folgern, dass die jeweils aktuelle Marktentwicklung massgeblichen Einfluss auf die Prognoseerstellung genommen hat.

Das Herdenverhalten der Prognostiker sowie ihre Orientierung an dem externen Signal „aktuelle

Marktsituation“ lässt sich veranschaulichen, indem die Darstellungsweise der Abbildungen 5 und 6 nun gleichzeitig für alle 22 betrachteten prognosegebenden Institute angewendet wird: Abbildung 7 zeigt die Prognosezeitreihen in ihrem Geltungsbereich. Auch hier wird deutlich, dass die Prognosen der Wirklichkeit etwa um den Prognosehorizont (12 Monate) nachlaufen. Verschiebt man die Prognosen um 12 Monate nach links, so dass sie nicht mehr ihrem Geltungsbereich, sondern nun ihren jeweiligen Entstehungszeitpunkten zugeordnet sind, ist eine weitreichende Übereinstimmung mit der tatsächlichen Zinsentwicklung ersichtlich (Abbildung 8). Sowohl in Abbildung 7 als auch in Abbildung 8 ist gut erkennbar, dass

Abbildung 8: Rendite von DM-Staatsanleihen mit zehn Jahren Restlaufzeit (dicke Linie) und um 12 Monate nach links verschobene 12-Monats-Prognosen (dünne Linien) von Oktober 1989 bis Dezember 1999



die einzelnen Prognostiker in beschränktem Masse durchaus unterschiedliche Auffassungen vertreten. Im Grossen und Ganzen bewegen sie sich jedoch im schützenden Umfeld der Herde. Und die Herde orientiert sich an der jeweils aktuellen Marktlage.

Es zeigt sich somit, dass das externe Signal, an dem sich die Analysten orientieren, um sich mit den eigenen Prognosen stets in der Analysten-Herde zu bewegen, die jeweils aktuelle Marktsituation zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung ist.

Zur Absicherung dieser Einschätzung werden die Korrelationskoeffizienten zwischen der tatsächli-

chen Zinsentwicklung und den Prognosezeitreihen berechnet. Dabei sind die Prognosezeitreihen jedoch um ihren Prognosehorizont in die Vergangenheit zu verschieben, so dass die Prognosedaten nicht mehr ihrem Geltungsbereich, sondern ihren jeweiligen Entstehungszeitpunkten zugeordnet werden (entsprechend Abbildung 8).

Die Berechnung der Korrelationskoeffizienten (Tabelle 4) offenbart, dass sich alle betrachteten 44 Prognosezeitreihen stark an der jeweils aktuellen Marktlage zum jeweiligen Zeitpunkt der Prognoseerstellung orientieren.

Bei der Betrachtung der 12-Monats-Prognosen zeigt sich, dass 20 von 22 Korrelationskoeffizien-

Tabelle 4: Berechnungen der Korrelationskoeffizienten von tatsächlicher Zinsentwicklung und den (den Entstehungszeitpunkten zugeordneten) Prognosezeitreihen

Prognoseerstellende Einheit	Korrelationskoeffizienten der 12-Monats-Prognosen	Korrelationskoeffizienten der 3-Monats-Prognosen
Deutsche Bank	0.907	0.952
Dresdner Bank	0.900	0.945
Commerzbank	0.861	0.923
Bayerische Vereinsbank	0.925	0.946
Hypo-Bank	0.903	0.948
BfG	0.917	0.957
BiL / Invesco	0.841	0.934
Bankgesellschaft Berlin	0.898	0.956
Delbrück	0.841	0.931
Sal. Oppenheim	0.867	0.954
Trinkaus & Burkhardt	0.894	0.950
M. M. Warburg	0.752	0.835
SMH	0.781	0.896
WestLB	0.854	0.949
BayernLB	0.918	0.957
Helaba	0.923	0.953
DGZ / Deka-Bank	0.836	0.936
WGZ-Bank	0.868	0.934
DG-Bank	0.842	0.925
IfW Kiel	0.892	0.955
FAZ-Institut	0.890	0.935
Consensus Forecasts	0.925	0.959

ten oberhalb von 0,8 liegen. Die geringste Anbindung an die jeweils aktuelle Marktlage verrät die Prognosezeitreihe von M. M. Warburg mit einem Korrelationskoeffizienten von 0,752.[61]

Die 3-Monatsprognosen zeigen eine noch stärkere Abhängigkeit von der aktuellen Marktlage zum jeweiligen Zeitpunkt der Prognoseerstellung. 20 von 22 Prognosezeitreihen weisen einen Korrelationskoeffizienten oberhalb von 0,9 auf. Bei der Erstellung der 3-Monats-Prognosen zeigt wiederum M. M. Warburg die grösste Unabhängigkeit von der jeweils aktuellen Marktlage zum jeweiligen Prognosezeitpunkt.[62] Der Korrelationskoeffizient in Höhe von 0,835 gibt dennoch eine Orientierung am jeweils aktuellen Marktgeschehen zu erkennen.

Die in Tabelle 4 ausgewiesenen Korrelationskoeffizienten spiegeln eine augenfällige Anpassung der Prognosedaten an die jeweilige aktuelle Marktsituation zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung wider. Damit wird die Vermutung, dass die jeweils aktuelle Marktlage zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung als externes Signal (das heisst als transaktionskostengünstiges Abstimmungsverfahren der Herdenmitglieder) fungiert, bestätigt.

4. Schlussfolgerungen aus den Untersuchungsergebnissen

Die Auswertung der empirischen Daten lässt folgende Schlussfolgerungen zu:

1. Die betrachteten Finanzanalysten haben während der gesamten 1990er Jahre Renditeprognosen erstellt, die sehr weitreichende Übereinstimmungen aufweisen. Sowohl die Zeitreihenverläufe der 12-Monats-Prognosen (Abbildungen 7 und 8) als auch diejenigen der 3-Monats-Prognosen weichen nur unerheblich voneinander ab. Dies kann an den Korrelationskoeffizienten-Matrizen abgelesen werden (Tabellen 1 und 2).
2. Die Prognosegüte der untersuchten Prognosezeitreihen muss als schlecht bezeichnet werden. Alle 44 Prognosezeitreihen weisen einen Theilschen Ungleichheitskoeffizienten $U_2 > 1$ auf (Tabelle 3). Die weitreichende Übereinstimmung der Prognosezeitreihen kann also nicht mit einem gelungenen Prognoseprozess erklärt werden. Wenn aber alle Prognosezeitreihen ungeeignet sind, die Zukunft adäquat zu beschreiben, wäre bei einem unabhängigen Agieren der Analysten zu erwarten, dass sie in unterschiedlicher Weise scheitern. Da dies nicht der Fall ist, muss ein Interaktionsprozess der Finanzanalysten unterstellt werden. Es liegt also ein Fall von rationalem Herdenverhalten vor.
3. Um empirisch belegen zu können, dass ein Fall des External Triggered Herding vorliegt, ist es erforderlich, das externe Signal zu identifizieren. Im vorliegenden Fall haben sich die Analysten in

ihren Prognoseentscheidungen in erheblichem Ausmass an der jeweils aktuellen Marktsituation orientiert. Dies wird deutlich, wenn die Prognosezeitreihen um ihren Prognosehorizont in die Vergangenheit verschoben werden, so dass sie nicht mehr ihrem Geltungsbereich, sondern ihren jeweiligen Entstehungszeitpunkten zugeordnet werden. Sowohl die grafische Analyse (Abbildungen 6 und 8) als auch die Auswertung der Korrelationskoeffizienten (Tabelle 4) zeigen eine klare Orientierung der Analysten an der jeweils aktuellen Marktlage.

4. Die der vorliegenden Studie zugrunde liegende Hypothese, dass nämlich das Verhalten von Finanzanalysten mit dem Ansatz des External Triggered Herding-Modells zutreffend beschrieben werden kann, muss somit als vorerst bestätigt angesehen werden.

Fasst man die dargelegten Ergebnisse zusammen und unterstellt man ferner, dass die betrachteten Prognosen des DM-Zinsniveaus während der 1990er Jahre keine Solitärerscheinung sind, sondern möglicherweise als typischer Fall des Finanzmarktprognosewesens zu bewerten sind, so ergibt sich folgendes Bild: Kapitalmarktprognosen hoher Prognosegüte zu erstellen, ist offenbar keine einfache Aufgabe. Daher müssen Finanzanalysten Techniken entwickeln, die es ihnen erlauben, einerseits die geringen Erfolgsaussichten ihres Tuns nicht offensichtlich werden zu lassen^[63] und andererseits die unvermeidlichen Misserfolge so zu gestalten, dass sie möglichst ohne negative Konsequenzen für den Analysten bleiben. Dies ist sicher am ehesten erreichbar, wenn sich der einzelne Analyst mit seinen Prognosen nicht allzu weit von der allgemeinen Markteinschätzung der Analysts Community entfernt. Soweit entspricht das Kalkül genau der von KEYNES bereits 1936 entworfenen Grundkonstellation des Reputational Herding. Hinsichtlich der konkreten Ausgestaltung des Abstimmungsprozesses zwischen den betroffenen Analysten ist der Aspekt der Transaktionskosten, die der Kommunikationsprozess verursacht, zu berücksichtigen. Es zeigt sich, dass eine

Orientierung der Analysten an einem externen Signal, in diesem Fall der jeweils aktuellen Marktsituation, erfolgt. Dieses Signal ist für alle Mitglieder der Gruppe zugänglich. Die Aufnahme des Signals ist mit minimalem Aufwand verbunden. Nur von Zeit zu Zeit muss zumindest stichprobenartig überprüft werden, ob die anderen Gruppenmitglieder die Orientierung an diesem konkreten externen Signal weiterhin aufrechterhalten. Gibt es keine Anzeichen für eine allgemeine Neuorientierung der Analystengemeinde, so genügt die Beobachtung des externen Signals, um mit grosser Sicherheit zu erreichen, dass sich die eigenen Prognosen im schützenden Umfeld der Mehrheitsmeinung bewegen.

ENDNOTEN

- [1] Lemminge gehören zur Gattung der Wühlmause. Vgl. BIBLIOGRAPHISCHES INSTITUT (1983), S. 81.
- [2] Vgl. BIBLIOGRAPHISCHES INSTITUT (1983), S. 81.
- [3] Vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK (1996), S. 72; ANDRES/SPIWOKS (1999), S. 521.
- [4] Vgl. STEINER/BRUNS (1994), S. 298; ANDRES/SPIWOKS (1999), S. 521.
- [5] KEYNES (1936), S. 158.
- [6] Vgl. HIRTH/WALTER (2001), S. 17.
- [7] Die Umfrageforschung stösst hier an ihre Grenzen. Finanzanalysten haben eine klar erkennbare Motivation, eine etwaige Orientierung an anderen Analysten zu verschweigen bzw. abzustreiten, um ihre eigene Reputation nicht zu gefährden.
- [8] Umfassende Überblicke über die verschiedenen Ansätze sowie die relevante Literatur geben HIRSHLEIFER/TEOH (2001), S. 1–57; BIKHCHANDANI/HIRSHLEIFER/WELCH (2002), S. 1–23.
- [9] Beispielhaft für viele weitere Studien seien hier genannt: COHEN/SHIN (2002), S. 59–67; GRINBLATT/TITMAN/WERMERS (1995), S. 1089–1105; WERMERS (1999), S. 581–621; OEHLER (1998), S. 452–465; OEHLER/CHAO (ohne Jahresangabe), S. 1–32; GOLEC (1997), S. 367–381; ARNSWALD (2001), S. 6–45; SIAS (2001), S. 1–42; JONES/LEE/WEIS (1999); NOFSINGER/SIAS (1999), S. 2263–2295.
- [10] Als bedeutende empirische Studien zum rationalen Herdenverhalten von Aktienanalysten sind zu nennen: GRAHAM (1999), S. 247–262; WELCH (2000), S. 372–394; HONG/KUBIK/SOLOMON (2000), S. 134–143; TRUEMAN (1994); COOPER/DAY/LEWIS (1999), S. 1–45; OLSEN (1996), S. 37–41.
- [11] Vgl. EHRBECK/WALDMANN (1996); BEWLEY/FIEBIG (2002).
- [12] Zum Begriff der gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung vgl. ANDRES/SPIWOKS (1999), S. 515–516.
- [13] Auf eine formale Darstellung der Modelle wird hier bewusst verzichtet, um den Umfang des Aufsatzes nicht ungebührlich auszuweiten. Die formalen Modellstrukturen können jedoch der angegebenen Literatur entnommen werden. Ein einführender Kurzüberblick findet sich bei WALTER (2000), S. 3–49.
- [14] Kommt es zu keiner Herdenbildung, ist jeder Finanzanalyst auf sich gestellt und muss sich zu einer individuellen Markteinschätzung durchringen. Dies wird insbesondere dann eintreten, wenn eine oder mehrere Voraussetzungen der Rational Herding-Modelle in der Realität nicht erfüllt sind. Als wichtigste Voraussetzungen können die folgenden genannt werden:
1. Reputational Herding: Die Kommunikation zwischen den Analysten muss möglich sein und funktionieren; es muss sich eine klare Mehrheitsmeinung etablieren.
 2. Informational Cascades: Der Entscheidungsprozess muss vollkommen transparent sein und sukzessive verlaufen; der Analyst mit der Minderheiten- oder sogar Solitärmeinung muss als Erster entscheiden.
 3. Investigative Herding: Eine grosse Gruppe von Analysten muss sich um kurzfristige Prognosen bemühen; es muss erkennbar sein, was die Mehrheit der Analysten in Kürze als besonders vielversprechend erachten wird.
- Vgl. dazu auch die weiteren Ausführungen des 2. Kapitels.
- [15] Als wichtige Arbeiten zu diesem Ansatz vgl. bspw. SCHARFSTEIN/STEIN (1990), S. 465–479; OTTAVIANI/SORENSEN (2000), S. 695–704; GRAHAM (1999), S. 241–247; HIRSHLEIFER (1993), S. 145–160; CHEVALIER/ELLISON (1999), S. 389–432; HIRTH/WALTER (2002), S. 35–47.
- [16] Vgl. KEYNES (1936), S. 157–158.
- [17] Als wichtige Arbeiten zu diesem Ansatz vgl. bspw. BANERJEE (1992), S. 797–817; BIKHCHANDANI/HIRSHLEIFER/WELCH (1992), S. 992–1026; BIKHCHANDANI/HIRSHLEIFER/WELCH (1998), S. 151–170; ANDERSON/FRENZEN/SULLIVAN (1998); WELCH (1992), S. 695–732; DEVENOW/WELCH (1996), S. 603–615; GALE (1996), S. 617–628; HIRSHLEIFER (1997); GUL/LUND-

- HOLM (1995), S. 1039–1066; MOSCARINI/OTTAVIANI/SMITH (1998), S. 657–665; HUCK/OECHSSLER (2000), S. 661–671; LEE (1993), S. 395–411; ZHANG (1997), S. 188–205; ANDERSON/HOLT (1997), S. 847–862; ANDERSON/HOLT (2000), S. 1–7; SANDITOV/COWAN/KOOL (2002), S. 1–27.
- [18] Als wichtige Arbeiten zu diesem Ansatz vgl. bspw. BRENNAN (1990), S. 709–730; FROOT/SCHARFSTEIN/STEIN (1992), S. 1461–1484; DOW/GORTON (1994), S. 819–849; GOLEC (1997), S. 367–381.
- [19] Vgl. bspw. WALTER (2000), S. 31.
- [20] Auftraggeber bzw. Kunden können niemals sicher sein, ob der Finanzanalyst wirklich die geäußerte Meinung hat, oder ob er diese aus strategischen Gründen äussert, um damit ein persönliches Nutzenmaximum zu realisieren. Nur der Finanzanalyst weiss über die Qualität seiner Prognose und über seine Motivation Bescheid. Deshalb ist eine asymmetrische Informationsverteilung ein konstitutives Element jeder Auftraggeber-Analysten-Beziehung.
- [21] Vgl. zum Ansatz der Random Networks beispielsweise CONT/BOUCHAUD (2000), S.170–196; D’HULST/RODGERS (1999), S. 1–8; EGUILUZ/ ZIMMERMANN (2000), S. 5659–5662.
- [22] Annahmegemäss verrät dieses externe Signal nichts über den Gegenstand der Prognose (die künftige Marktentwicklung), sondern ausschliesslich über das Verhalten der anderen Gruppenmitglieder. Dieses Signal aufzugreifen, führt dementsprechend nicht zu einer besseren Prognoseleistung, sondern lediglich zu einem auf die anderen Gruppenmitglieder abgestimmten Verhalten. Wie sich im weiteren Verlauf der vorliegenden Studie zeigen wird, kann die jeweils aktuelle Marktsituation zum Zeitpunkt der Prognoseabgabe als ein solches externes Signal fungieren. Die Finanzanalysten könnten sich jedoch auch auf beliebige andere externe Signale als Mittel der Verhaltensabstimmung einigen: Bspw. die Markteinschätzung eines Leaders der Herde oder gut beobachtbare kapitalmarktrelevante Grössen, die in festgelegter Weise in Beziehung zum Kapitalmarktgeschehen gesetzt werden. Z. B. könnte man sich als externes Signal für die Herdenorientierung bei der Zinsprognose auf „Inflationsrate + 2 Prozentpunkte“ oder auf „BIP-Wachstumsrate + 4 Prozentpunkte“ einigen.
- [23] Hinsichtlich dieser Ausgangsüberlegung stimmen die Ansätze des Reputational Herding und des External Triggered Herding überein. Ausführlich wird diese Ausgangslage am Anfang des 2. Kapitels geschildert.
- [24] Vgl. Endnote 7.
- [25] Vgl. Consensus Forecasts, Jg. 1989–1999.
- [26] Inzwischen durch Fusion mit der Hypo-Bank in der Bayerischen HypoVereinsbank AG (HVB) aufgegangen.
- [27] Inzwischen durch Fusion mit der Bayerischen Vereinsbank in der Bayerischen HypoVereinsbank AG (HVB) aufgegangen.
- [28] Inzwischen vom schwedischen Bankhaus Skandinaviska Enskilda Banken (SEB) übernommen.
- [29] Inzwischen von der ABN AMRO Holding Deutschland AG übernommen.
- [30] Inzwischen vom Schweizerischen Bankverein (UBS) übernommen.
- [31] Firmiert inzwischen als DZ-Bank.
- [32] Abgesehen von den folgenden drei Ausnahmen haben sich die betrachteten Institute während des gesamten Betrachtungszeitraumes an der Veröffentlichung der Prognosedaten in Consensus Forecasts beteiligt: FAZ-Institut (erst ab 1992), M. M. Warburg (erst ab 1993), SMH (nur bis 1998). Bei der Berechnung der relevanten Kennzahlen wurden diese verkürzten Betrachtungszeiträume angemessen berücksichtigt. 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 zu den betreffenden Instituten nachrecherchiert und damit die Prognosezeitrei-

hen vervollständigt. In wenigen Ausnahmefällen, in denen gar kein Prognosewert erstellt wurde, so dass auch die Nachrecherche zu keiner Datenergänzung führen konnte, wurde der Prognosewert des Vormonats fortgeschrieben.

- [33] Vgl. SZCZESNY/DORNAU/ANDERS (1997), S. 4.
- [34] Benannt nach seinen Erfindern LAKONISHOK, SHLEIFER und VISHNY. Vgl. dazu LAKONISHOK/SHLEIFER/VISHNY (1992); BIKHCHANDANI/SHARMA (2000), S. 14–19.
- [35] Das PCM wurde von WERMERS entwickelt. Vgl. dazu WERMERS (1995); BIKHCHANDANI/SHARMA (2000), S. 19–20.
- [36] BIKHCHANDANI/SHARMA zeigen die Probleme des LSV- und des PCM-Masses auf. BIKHCHANDANI/SHARMA (2000), S. 18–20.
- [37] Ein hoher Korrelationskoeffizient spiegelt lediglich den gleichgerichteten Verlauf von Zeitreihen wider. Er ignoriert hingegen die etwaig stark unterschiedlichen Grössenordnungen der Zeitreihen. Insofern kann der Korrelationskoeffizient nur dann sinnvoll zur Identifizierung von gleichgerichtetem Verhalten eingesetzt werden, wenn relevante Niveauunterschiede bei den Zeitreihen ausgeschlossen werden können. Vgl. zum Korrelationskoeffizienten bspw. ELTON/GRUBER (1995), S. 71–78; SHARPE/ALEXANDER / BAILEY (1995), S. 180–181.
- [38] Die durchschnittlichen Variablenausprägungen der 22 Prognose-Zeitreihen mit dreimonatigem Prognosehorizont variieren lediglich in der Spannweite von 6,59% bis 6,75% (=16 Basispunkte). Die durchschnittlichen Variablenausprägungen der 22 Prognose-Zeitreihen mit zwölfmonatigem Prognosehorizont variieren in der relativ engen Spannweite von 6,62% bis 6,98% (=36 Basispunkte). Vor diesem Hintergrund kann die Beurteilung der Übereinstimmung der Zeitreihenverläufe auf die Betrachtung der Korrelationskoeffizienten beschränkt werden, ohne ergebnisverzerrende Effekte in Kauf nehmen zu müssen.
- [39] Als Grundlage für die Berechnung der Korrelationskoeffizienten dienen hier die (Prognosen der) Zinssätze. Alternativ könnten auch die (Prognosen der) Zinssatzveränderungen herangezogen wer-

den. Dies führte jedoch zu keinen im Grundsatz anderen Ergebnissen.

- [40] Dass die Prognosezeitreihen aller Institute relativ hoch mit dem Consensus Forecast korreliert sind, ist wenig verwunderlich, da der Consensus Forecast der Durchschnitt aller Prognosen darstellt und die einzelnen Prognosen nur wenig voneinander abweichen. Lügen hingegen stark abweichende Prognosezeitreihen der Institute vor, so würden dementsprechend die Korrelationen zum Consensus Forecast deutlich geringer ausfallen. Die hohen Korrelationen zum Consensus Forecast können daher als Indiz für die starke Übereinstimmung der Prognosezeitreihen der einzelnen Institute interpretiert werden.
- [41] Weitgehend übereinstimmende Ergebnisse sind einer Untersuchung von SPIWOKS zu entnehmen, die sich mit der Analyse von Prognosedaten, nicht jedoch mit Fragen des Herdenverhaltens von Finanzanalysten auseinandersetzt. Vgl. SPIWOKS (2002), S. 302–304. Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse kann die Vermutung von LÖFFLER, dass kleinere Institute sich unter Umständen bewusst aus der Herde lösen, nicht als bestätigt betrachtet werden. Vgl. LÖFFLER (1998), S. 52. Auch die These von ZITZEWITZ bzw. LAUX/PROBST, dass es für einen Teil der Analysten Anreize für ein bewusstes Ausscheren aus dem Meinungspulk gäbe, kann anhand der vorliegenden Daten nicht bestätigt werden. Vgl. ZITZEWITZ (2001), S. 1–26; LAUX/PROBST (2001), S. 1–23.
- [42] Vgl. Endnote 41.
- [43] Gelegentlich wird die Auffassung vertreten, dass ein Herdenverhalten nicht durch eine gegenseitige Beeinflussung der Gruppenmitglieder hervorgerufen werden muss. Vertreter dieses Begriffsverständnisses sprechen auch dann von Herdenverhalten, wenn eine Gruppe von Akteuren unabhängig voneinander zeitgleich eine übereinstimmende Handlung vollzieht. Vgl. bspw. WERMERS (1999), S. 582. Die Mehrheitsmeinung, die auch der vorliegenden Untersuchung zugrunde liegt, geht allerdings davon aus, dass man von einem wirklichen Herdenverhalten (True oder Intentional Her-

ding) nur sprechen kann, wenn das gleichgerichtete Verhalten der Akteure auf eine gegenseitige Wahrnehmung, das heisst also auf einem formellen oder informellen Kommunikationsprozess, beruht. Unabhängiges gleichgerichtetes Verhalten wird stattdessen als Pseudo-Herdenverhalten (Spurious oder Unintentional Herding) bezeichnet. Vgl. BIKHCHANDANI/SHARMA (2000), S. 13–14; ähnlich auch HIRTH/WALTER (2001), S. 17. Da für die Erörterung insbesondere des rationalen Herdenverhaltens Fälle eines Pseudo-Herdenverhaltens irrelevant sind, muss gesondert überprüft werden, ob es sich bei dem beobachteten Phänomen nicht etwa um ein Pseudo-Herding handelt.

[44]

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

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

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

T : Gesamtanzahl der vorliegenden Prognosen bzw. tatsächlich eingetretenen Beobachtungen

t : laufender Zeitindex

h : Prognosehorizont

x_t : Eingetretene Beobachtung zum Zeitpunkt t (Geltungszeitpunkt der Prognose)

x_{t-h} : Eingetretene Beobachtung zum Zeitpunkt $t-h$ (Entstehungszeitpunkt der Prognose)

\hat{x}_t : Vorliegende Prognose zum Zeitpunkt t (Geltungszeitpunkt der Prognose)

Vgl. THEIL (1971), S. 28.

[45] Eine naive Prognose („Alles bleibt, wie es ist“) ist eine mechanische Übertragung der aktuellen Situation auf den Prognosehorizont. Vgl. PODDIG (1999), S. 455–456. Wenn man überhaupt keine Vorstellung davon hat, was in Zukunft passieren wird, spricht ebensoviel für einen steigenden wie für einen fallenden Verlauf der Zeitreihe. In diesem Fall ist es rational, von einer unveränderten Situa-

tion in der Zukunft auszugehen (naive Prognose). Diese Überlegung entspricht dem Prinzip des unzureichenden Grundes, das auf LAPLACE (1814) zurückgeht. Somit stellt die naive Prognose den Nullpunkt der Prognosequalität dar. Weist eine Prognose-Zeitreihe keine signifikant bessere Qualität auf als die entsprechende Zeitreihe der naiven Prognosen, spiegelt sich darin die völlige Unkenntnis der prognostizierten Zusammenhänge wider. Vgl. ANDRES/SPIWOKS (1999), S. 524.

[46] Für die erfolgreiche Umsetzung aktiver Portfolio-management-Strategien sind Prognosen erforderlich, die nicht lediglich zufällig, sondern systematisch besser sind als die naive Prognose. Prognosen können demnach nur dann als verwertbar betrachtet werden, wenn sie den zufälligen Schwankungsbereich um den Wert 1 des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten nachhaltig unterschreiten. Von einer nachhaltigen Unterschreitung kann bei $U_2 < 0,4$ ausgegangen werden.

[47] THEIL hat diese Grenze für den Theilschen Ungleichheitskoeffizienten „alter Art“ (U_1) festgelegt. Sie kann aber analog auch für U_2 herangezogen werden. Vgl. THEIL (1961), S. 32.

[48] Vor dem Hintergrund dieser ernüchternden Ergebnisse erscheinen theoretische Überlegungen, wie befähigte und unfähige Analysten voneinander zu separieren seien, als verhältnismässig unnötiges Unterfangen. Vgl. zu einem solchen Ansatz bspw. HOUGE (2000), S. 1–51.

[49] Betrachtet man allein die 12-Monats-Prognosen, weist die entsprechende Punktwolke einen Korrelationskoeffizienten in Höhe von $-0,10$ auf.

[50] Es zeigt sich beispielsweise, dass bei den in der Praxis verwendeten Modellen zur Erklärung des Verhaltens von Zinsstrukturkurven letztlich nur ein Risikofaktor berücksichtigt wird, der die Zinsstruktur treibt: Die sogenannte shortrate, die in der Praxis zumeist durch einen Geldmarktsatz approximiert wird. Vgl. RUDOLF (2000), S. 63–66. Dieses Beispiel macht deutlich, dass übereinstimmende falsche Einschätzungen durch verbreitete Nutzung eines unzureichenden Prognosemodells zustande kommen können.

- [51] Weitere prominente Zinstheorien gehen auf LAUNDERDALE, SENIOR, RICARDO, MILL, SAY, LONGFIELD, MUHS, STRIGL, SCHUMPETER, MENGER, SCHMOLLER und VON THÜNEN zurück. Einen guten Überblick über die zinstheoretische Debatte vermitteln LUTZ/NIEHANS (1980), S. 541–547; LUTZ (1967), S. 9–181; DIEHL (1933), S. 1125–1132; BRENNINKMEYER (1932), S. 2–26.
- [52] Vgl. SCHMÖLDERS (1968), S. 1883.
- [53] Vgl. SCHMÖLDERS (1968), S. 1883; SPIWOKS (1993), S. 34.
- [54] Zur breiten Palette möglicher Einflussfaktoren vgl. bspw. SPIWOKS (1993), S. 37–75; FILC (1998), S. 30–186.
- [55] Vgl. zu diesen und zu weiteren Verfahren der Fundamentalanalyse bspw. PODDIG (1999), S. 143–380. Zu Kapitalmarktmikrosimulationen mit Multi-Agenten-Modellen vgl. bspw. HEIN (2003). Wie unterschiedlich Modelle konkret ausfallen können, die ein und demselben Modelltyp (bspw. Fehlerkorrekturmodell) angehören, zeigen HERBERT/STAHLHACKE (1995).
- [56] Vgl. zu diesen und zu weiteren Verfahren der technischen Analyse bspw. ELLER/DREESBACH (2001), S. 55–176.
- [57] Nach mehrjähriger Berufserfahrung als Leiter des Bond Researchs einer Frankfurter Privatbank und ebenso langer Mitarbeit in der Bond Commission der Deutschen Vereinigung für Finanzanalyse und Asset Management (DVFA) komme ich zu der Einschätzung, dass in der Praxis eine schier unüberschaubare Fülle von unterschiedlichen Ansätzen der Zinsprognose Anwendung findet.
- [58] Vgl. SPIWOKS (2002), S. 180–318; SPIWOKS (2003), S. 296–303; SPIWOKS (2004); SCHMIDT (2003), S. 3–21; BOFINGER/SCHMIDT (2003a), S. 8–13; BOFINGER/SCHMIDT (2003b), S. 438–447.
- [59] Zum GOVA-Koeffizienten vgl. ANDRES/SPIWOKS (1999), S. 531–534; ANDRES/SPIWOKS (2000), S. 45–51.
- [60] Vgl. SPIWOKS (2002), S. 180–318; SPIWOKS (2003), S. 296–303; SPIWOKS (2004); SCHMIDT (2003), S. 3–21; BOFINGER/SCHMIDT (2003a), S. 8–13; BOFINGER/SCHMIDT (2003b), S. 438–447.
- [61] Dies ist möglicherweise auch darauf zurückzuführen, dass die Prognosedaten von M. M. Warburg erst ab 1993 vorliegen (siehe Endnote 32).
- [62] Vgl. Endnote 61.
- [63] Das Eingeständnis der nicht oder nicht ausreichend vorhandenen Prognosekompetenz würde die Existenzberechtigung des Analysten in Frage stellen.

LITERATUR

- ANDERSON, E. W., J. B. FRENZEN und M. W. SULLIVAN (1998), "The Signal Value of Others' Behavior", Working Paper, Michigan Business School.
- ANDERSON, L. R. und CH. A. HOLT (1997), "Informational Cascades in the Laboratory", *The American Economic Review*, Bd. 87, H. 5, S. 847–862.
- ANDERSON, L. R. und CH. A. HOLT (2000), "Informational Cascades and Rational Conformity", in: *Encyclopedia of Cognitive Science*, e-print, <http://www.people.virginia.edu/~cah2k/ecscas.pdf> vom 26.06.2002.
- ANDRES, P. und M. SPIWOKS (1999), "Prognosequalitätsmatrix, Ein methodologischer Beitrag zur Beurteilung der Güte von Kapitalmarktprognosen", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 219, H. 5+6, S. 513–542.
- ANDRES, P. und M. SPIWOKS (2000), "Prognosegütemasse, State of the Art der statistischen Ex-post-Beurteilung von Prognosen", *Sofia-Studien zur Institutionenanalyse*, Bd. 00-1, Darmstadt.
- ARNSWALD, T. (2001), "Investment Behaviour of German Equity Fund Managers, An Exploratory Analysis of Survey Data", *Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper 08/01*, Frankfurt/M.
- BANERJEE, A. (1992), "A Simple Model of Herd Behavior", *Quarterly Journal of Economics*, Bd. 107, H. 3, S. 797–817.
- BEWLEY, R. und D. G. FIEBIG (2002), "On the Herding Instinct of Interest Rate Forecasters", *Empirical Economics*, Bd. 27, H. 3, S. 403–426.
- BIBLIOGRAPHISCHES INSTITUT (1983), "Lemminge", in: *Bibliographisches Institut Mannheim/Wien/Zürich (Hrsg.), Meyers Grosses Taschenlexikon in 24 Bänden*, Bd. 13, S. 81.
- BIKHCHANDANI, S., D. HIRSHLEIFER und I. WELCH (1992), "A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades", *Journal of Political Economy*, Bd. 100, H. 5, S. 992–1026.
- BIKHCHANDANI, S., D. HIRSHLEIFER und I. WELCH (1998), "Learning from the Behavior of Others: Conformity, Fads, and Informational Cascades", *Journal of Economic Perspectives*, Bd. 12, H. 3, S. 151–170.
- BIKHCHANDANI, S., D. HIRSHLEIFER und I. WELCH (2002), "Informational Cascades and Rational Herding: An Annotated Bibliography and Resource Reference", e-print, <http://welch.som.yale.edu/cascades/> vom 24.06.2002.
- BIKHCHANDANI, S. und S. SHARMA (2000), "Herd Behavior in Financial Markets: A Review", *IMF Working Paper*, International Monetary Fund, WP/00/48.
- BOFINGER, P. und R. SCHMIDT (2003a), "Wie gut sind professionelle Wechselkursprognosen?, Eine empirische Analyse für den Euro/US-Dollar-Wechselkurs", *ifo Schnelldienst*, H. 17, S. 7–14.
- BOFINGER, P. und R. SCHMIDT (2003b), "On the Reliability of Professional Exchange Rate Forecasts: An Empirical Analysis for the €/US-\$ Rate", *Financial Markets and Portfolio Management*, Bd. 17, H. 4, S. 437–449.
- BRENNAN, M. (1990), "Latent Assets", *The Journal of Finance*, Bd. 45, S. 709–730.
- BRENNINKMEYER, L. (1932), "Neue Zinstheorien in der deutschsprachigen Literatur seit Böhm-Bawerk", Köln.
- BRUNS, CH. und F. MEYER-BULLERDIEK (1996), "Professionelles Portfoliomanagement, Aufbau, Umsetzung und Erfolgskontrolle strukturierter Anlagestrategien", Stuttgart.
- CHEVALIER, J. und G. ELLISON (1999), "Career Concerns of Mutual Fund Managers", *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 114, H. 2, S. 389–432.
- COHEN, B. H. und HYUN SONG SHIN (2002), "Positive Feedback Trading in the US Treasury Market", *Quarterly Review der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich*, H. 2, S. 59–67.
- CONSENSUS FORECASTS, Jahrgänge 1989–1999.
- CONT, R. und J.-P. BOUCHAUD (2000), "Herd Behavior and Aggregate Fluctuations in Financial Markets", *Macroeconomic Dynamics*, Bd. 4, S. 170–196.
- COOPER, R. A., T. E. DAY und C. M. LEWIS (1999), "Following the Leader: A Study of Individual Analysts Earnings Forecasts", e-print, <http://mba.vanderbilt.edu/fmrc/pdf/98-10.pdf> vom 26.06.2002.
- DEVENOW, A. und I. WELCH (1996), "Rational Herding in Financial Economics", *European Economic Review*, Bd. 40, S. 603–615.

- D'HULST, R. and G. J. RODGERS (1999), "Exact Solution of a Model for Crowding and Information Transmission in Financial Markets", e-print, cond-mat/9908481 v1 vom 31.08.1999, <http://arxiv.org/pdf/cond-mat/9908481> vom 30.06.2002.
- DIEHL, K. (1933), "Zins und Zinstheorie", in: Ludwig Elster (Hrsg.), Wörterbuch der Volkswirtschaft, Bd. 3, 4. überarb. Aufl., Jena, S. 1123–1139.
- DOW, J. und G. GORTON (1994), "Arbitrage Chains", *The Journal of Finance*, Bd. 49, S. 819–849.
- EGUILUZ, V. M. und M. G. ZIMMERMANN (2000), "Transmission of Information and Herd Behavior: An Application to Financial Markets", *Physical Review Letters*, Bd. 85, H. 26, S. 5659–5662.
- EHRBECK, T. und R. WALDMANN (1996), "Why are professional Forecasters biased? Agency versus behavioral explanations", *The Quarterly Journal of Economics*, February, S. 21–40.
- ELLER, R. und S. DREESBACH (2001), "Technische und quantitative Wertpapieranalyse", 2. überarb. Aufl., Stuttgart.
- ELTON, E. J. und M. J. GRUBER (1995), "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis", 5. Aufl., New York.
- FILC, W. (1998), "Theorie und Empirie des Kapitalmarktinzins", 2. erw. u. überarb. Aufl., Stuttgart.
- FROOT, K., D. SCHARFSTEIN und J. STEIN (1992), "Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-Term Speculation", *The Journal of Finance*, Bd. 47, H. 4, S. 1461–1484.
- GALE, D. (1996), "What Have We Learned from Social Learning?", *European Economic Review*, Bd. 40, S. 617–628.
- GOLEC, J. (1997), "Herding on Noise: The Case of Johnson Redbook's Weekly Retail Sales Data", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Bd. 32, H. 3, S. 367–381.
- GRAHAM, J. R. (1999), "Herding among Investment Newsletters: Theory and Evidence", *The Journal of Finance*, Bd. 54, H. 1, S. 237–268.
- GRINBLATT, M., S. TITMAN und R. WERMERS (1995), "Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior", *The American Economic Review*, Bd. 85, H. 5, S. 1089–1105.
- GUL, F. und R. LUNDHOLM (1995), "Endogenous Timing and the Clustering of Agents' Decisions", *Journal of Political Economy*, Bd. 103, S. 1039–1066.
- HEIN, O. (2003), "Ein Multi-Agenten-System für die Analyse von begrenzt rationalem Anlageverhalten", Vortragsunterlagen zum Vortrag an der Fachhochschule Wolfsburg am 03.12.2003.
- HERBERT, T. und M. STAHLHACKE (1995), "Prognose des deutschen Kapitalmarktinzins, Eine empirische Studie zur prognostischen Güte von ARIMA-, Fehlerkorrektur- und vektorautoregressiven Modellen", *Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge*, H. 66, Frankfurt/M.
- HIRSHLEIFER, D. (1993), "Managerial Reputation and Corporate Investment Decisions", *Financial Management*, Bd. 22, S. 145–160.
- HIRSHLEIFER, D. (1997), "Informational Cascades and Social Conventions", Working Paper #9705–10, University of Michigan.
- HIRSHLEIFER, D. und SIEW HONG TEOH (2001), "Herd Behavior and Cascading in Capital Markets: A Review and Synthesis", e-print, http://www.cob.ohio-state.edu/fin/dice/papers/2001/2001_20.pdf vom 27.06.2002.
- HIRTH, H. und A. WALTER (2001), "Rationales Herdenverhalten", *WiSt, Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, S. 17–22.
- HIRTH, H. und A. WALTER (2002), "Investition, Imitation und Reputation", *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, H. 1, S. 35–47.
- HONG, H., J. D. KUBIK und A. SOLOMON (1999), "Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts", Working Paper, Stanford Business School.
- HONG, H., J. D. KUBIK und A. SOLOMON (2000), "Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts", in: *RAND Journal of Economics*, Bd. 31, S. 121–144.
- HOUGE, T. (2000), "Identifying Skilled Analysts", e-print, <http://www.biz.uiowa.edu/faculty/thouge/analyst.pdf> vom 28.06.2002.
- HUCK, S. und J. OECHSSLER (2000), "Informational cascades in the laboratory: Do they occur for the right reasons?", *Journal of Economic Psychology*, Bd. 21,

S. 661–671.

JONES, S., D. LEE und E. WEIS (1999), "Herding and Feed Back Trading by Different Types of Institutions and the Effects on Stock Prices", Working Paper, Indiana University – Indianapolis Campus, Kennesaw State University, and Merrill Lynch.

KEYNES, J. M. (1936), "The General Theory of Employment, Interest, and Money", London.

LAKONISHOK, J., A. SHLEIFER und R. W. VISHNY (1992), "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices", *Journal of Financial Economics*, Bd. 32, S. 23–43.

LAPLACE, P. S. (1814), "Essai Philosophique sur les Probabilites", Paris.

LAUX, CH. und D. A. PROBST (2001), "One Signal, Two Opinions: Strategic Heterogeneity of Analysts' Forecasts", Version vom 16.10.2001, e-print, <http://www.vwl.uni-mannheim.de/hellwig/laux/stuff/analyst.pdf> vom 28.06.2002.

LEE, IN HO (1993), "On the Convergence of Informational Cascades", *Journal of Economic Theory*, Bd. 61, S. 395–411.

LÖFFLER, G. (1998), "Der Beitrag von Finanzanalysten zur Informationsverarbeitung, Eine empirische Untersuchung für den deutschen Aktienmarkt", Wiesbaden.

LUTZ, F. A. (1967), "Zinstheorie", 2. neu bearb. u. erw. Aufl., Zürich/Tübingen.

LUTZ, F. A. und J. NIEHANS (1980), "Faktorpreisbildung II: Zinstheorie", in: Willi Albers (Hrsg.), *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaft*, Bd. 2, S. 530–548.

MOSCARINI, G., M. OTTAVIANI und L. SMITH (1998), "Social learning in a changing world", *Economic Theory*, Bd. 11, H. 3, S. 657–665.

NOFSINGER, J. und R. W. SIAS (1999), "Herding and Feed Back Trading by Institutional and Individual Investors", *The Journal of Finance*, Bd. 54, S. 2263–2295.

OEHLER, A. (1998), "Do mutual funds specializing in German stocks herd?", *Financial Markets and Portfolio Management*, Bd. 12, H. 4, S. 452–465.

OEHLER, A. und GEORGE GOETH-CHI CHAO (ohne Jahresangabe), "Institutional Herding in Bond Markets",

e-print, <http://www.uni-bamberg.de/sowi/finanz/forschung/bafifo/bafifo13.pdf> vom 26.06.2002.

OLSEN, R. A. (1996), "Implications of Herding Behavior for Earnings Estimation, Risk Assessment, and Stock Returns", *Financial Analysts Journal*, Bd. 52, July/August, S. 37–41.

OTTAVIANI, M. und P. SORENSEN (2000), "Herd Behavior and Investment: Comment", *The American Economic Review*, Bd. 90, S. 695–704.

PODDIG, T. (1999), "Handbuch Kursprognose, Quantitative Methoden im Asset Management", Bad Soden/Ts.

RUDOLF, M. (2000), "Zinsstrukturmodelle", Heidelberg.

SANDITOV, B., R. COWAN und C. KOOL (2002), "Mutual Illusions and Financing New Technologies: Two-Sided Informational Cascades", e-print, <http://meritbbs.unimaas.nl/rmpdf/2002/rm2002-006.pdf> vom 01.07.2002.

SCHARFSTEIN, D. S. und J. C. STEIN (1990), "Herd Behavior and Investment", *American Economic Review*, Bd. 80, S. 465–479.

SCHMIDT, R. (2003), "Zur Qualität professioneller Wechselkursprognosen, Sind professionelle Wechselkursprognosen eine sinnvolle Entscheidungshilfe für Unternehmen und Investoren?", *Würzburg Economic Papers*, Nr. 36, Würzburg.

SCHMÖLDERS, G. (1968), "Zinstheorie", in: Achterberg / Lanz / Benning (Hrsg.), *Zykluslexikon für das Geld-, Bank- und Börsenwesen*, Bd. 2, 3. erw. Aufl., Frankfurt/M., S. 1883.

SHARPE, W. F., G. J. ALEXANDER und J. V. BAILEY (1995), "Investments", 5. Aufl, Englewood Cliffs.

SIAS, R. W. (2001), "The Behavior of Institutional Investors: Tests for Herding, Stealth Trading, and Momentum Trading", e-print, http://www.panagora.com/2001crowell/2001cp_36.pdf vom 28.06.2002.

SPIWOKS, M. (1993), "Bestimmungsgründe der Kapitalmarktzinsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland von 1973 bis 1989, Eine theoretische und empirische Untersuchung", Baden-Baden.

SPIWOKS, M. (2002), "Vermögensverwaltung und Kapitalmarktprognose, Überprüfung der Prognosekompetenz ausgewählter deutscher Vermögensverwalter", *Reihe Bank- und Finanzwirtschaft*, Bd. 1, Frankfurt/M.

- SPIWOKS, M. (2003), "Zur Qualität der Zinsprognosen deutscher Banken, Eine empirische Analyse", *Kredit und Kapital*, H. 3, S. 289–308.
- SPIWOKS, M. (2004), "Die Verwendbarkeit der ZEW-Aktienindex-Prognosen für aktive Portfoliomanagement-Strategien", erscheint demnächst in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*.
- STEINER, M. und CH. BRUNS (1994), "Wertpapiermanagement", 2. Aufl., Stuttgart.
- SZCZESNY, A., R. DORNAU und U. ANDERS (1997), "G-Mind – German Market Indicator, Analyse des Stimmungsindikators und seiner Subkomponenten", ZEW-Dokumentation, Nr. 97–04, Mannheim.
- THEIL, H. (1961), "Economic Forecasts and Policy", Amsterdam.
- THEIL, H. (1971), "Principles of Econometrics", New York.
- TRUEMAN, B. (1994), "Analyst Forecasts and Herding Behavior", *The Review of Financial Studies*, Bd. 7, S. 97–124.
- WALTER, A. (2000), "Theoretische Erklärungsansätze für rationales Herdenverhalten", Diplomarbeit am Lehrstuhl Prof. Dr. Werner Neus, Eberhard-Karls-Universität Tübingen.
- WELCH, I. (1992), "Sequential Sales, Learning, and Cascades", *The Journal of Finance*, Bd. 47, H. 2, S. 695–732.
- WELCH, I. (2000), "Herding among Security Analysts", *Journal of Financial Economics*, Bd. 58, S. 369–396.
- WERMERS, R. (1995), "Herding, Trade Reversals, and Cascading by Institutional Investors", University of Colorado.
- WERMERS, R. (1999), "Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices", *The Journal of Finance*, Bd. 54, S. 581–622.
- ZHANG, J. (1997), "Strategic delay and the onset of investment", *RAND Journal of Economics*, Bd. 28, H. 1, S. 188–205.
- ZITZEWITZ, E. (2001), "Opinion-producing agents: career concerns and exaggeration", e-print, <http://faculty-gsb.stanford.edu/zitzewitz/research/chapter2.pdf> vom 28.06.2002.