Kredit und Kapital, 39. Jahrgang, Heft 4, Seiten 513–536
Abhandlungen

Risikoexposure deutscher Universal- und Hypothekenbanken gegenüber makroökonomischen Schocks*

Von Patrick Behr, Frankfurt/M., und Steffen Sebastian, Regensburg

I. Einleitung

In der empirischen Kapitalmarktforschung werden Bankaktien regelmäßig gesondert von anderen Branchen analysiert, da Banken ein spezifisches Geschäftsmodell aufweisen. So ist beispielsweise aufgrund der besonderen Bedeutung des Zinsgeschäftes für Banken und der Fristentransformation zu erwarten, dass die Renditeentwicklung von Bankaktien weitaus stärker von Zinsentwicklungen abhängt als die von Nicht-Banken, die teilweise ebenfalls zinsabhängiges Geschäft betreiben. Für den deutschen Markt erscheint die Separierung der Banken von anderen Unternehmen allerdings nicht ausreichend. Ein besonderes Charakteristikum des deutschen Bankenmarktes stellen Hypothekenbanken dar, die einen signifikanten Anteil des Gesamtmarktes ausmachen. Die Geschäftstätigkeit von Hypothekenbanken ist gegenüber Universalbanken stark eingeschränkt. Sie besteht vorwiegend aus Immobilienfinanzierungen und Krediten an die öffentliche Hand, die durch die Vergabe von Pfandbriefen finanziert werden.[1] Das bedeutet, dass Hypothekenbanken gegenüber Universalbanken, die neben dem Zinsgeschäft zunehmend provisionsabhängiges Geschäft betreiben, in geringerem Maße diversifiziert sind. Deshalb lässt sich unter anderem erwarten, dass Hypothekenbanken ein höheres Risikoexposure gegenüber der Zinsentwicklung aufweisen als Universalbanken.

* Wir danken André Güttler, den anonymen Gutachtern sowie Seminarteilnehmern in Frankfurt und Rio de Janeiro für wertvolle Kommentare und Anmerkungen.

[1] § 1 und § 5 des Hypothekenbankgesetzes regeln die Geschäftstätigkeit. Bis zu der Verabschiedung des allgemeinen Pfandbriefgesetzes am 17. Juni 2005 durften Hypothekenbanken als einzige Privatbanken Pfandbriefe emittieren.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Das Ziel dieser empirischen Studie besteht darin, erstmals zu untersuchen, ob Universal- und Hypothekenbanken unterschiedlich auf Veränderungen makroökonomischer Faktoren reagieren. Die Ergebnisse können sowohl für Investoren als auch für Entscheidungsträger in den Banken selbst relevant sein. Im Kontext der Einführung einer Eigenmittelunterlegung für das Zinsänderungsrisiko im Anlagebuch sind die Resultate auch für die Bankenaufsicht von Interesse.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Abschnitt zwei gibt einen Überblick über empirische Untersuchungen des Einflusses makroökonomischer Faktoren auf Bankaktien. Der dritte Abschnitt beinhaltet die Beschreibung des Datensatzes der in die Untersuchung einbezogenen Banken, die Methode zur Berechnung der Risikoprämien, die Darstellung der verwendeten makroökonomischen Faktoren sowie die Vorgehensweise der empirischen Analyse. Die Ergebnisse der Untersuchung werden in Abschnitt vier dargestellt und interpretiert. Abschnitt fünf fasst die gewonnenen Erkenntnisse zusammen.

II. Literaturüberblick

Eine der ersten Arbeiten zur Untersuchung des Einflusses makroökonomischer Variablen auf Bankaktien ist die Studie von *Lynge/Zumwalt* (1980), die ein von *Stone* (1974) entwickeltes theoretisches Modell empirisch überprüfen. Im Rahmen dieses Modells wird neben dem Marktfaktor die Bedeutung eines Zinsfaktors, der vom Markt separat gepreist wird, für Bankaktien herausgearbeitet. Die Autoren berichten einen negativen Effekt von Zinsänderungen auf Aktienrenditen US-amerikanischer Banken. *Flannery/James* (1984) untersuchen den Einfluss von Zinssatzänderungen auf die Renditen US-amerikanischer Banken. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass Risikoprämien von Bankaktien, die in größerem Umfang Fristentransformation betreiben, sensitiver auf Zinsänderungen reagieren. *Maher* (1997) findet hingegen nur eine geringe Zinssensitivität von Bankrisikoprämien US-amerikanischer Banken. Als Begründung führt er erfolgreiche Risikomanagementstrategien zur Eindämmung von Zinsrisiken an. *Choi/Elyasiani/Kopecky* (1992) modellieren explizit den Einfluss eines Wechselkursfaktors auf die Risikoprämien von Bankaktien und finden einen signifikanten Zusammenhang, der als Proxy für nicht ausreichendes Hedging von Wechselkursrisiken interpretiert wird. In die gleiche Richtung zielen die Ergebnisse von *Chamberlain/Howe/Popper* (1997), die ebenfalls einen signifikanten Einfluss des

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Wechselkurses auf die Risikoprämien von US-Bankaktien finden. *Faff/Howard* (1999) untersuchen den Einfluss von Zinssätzen und unerwarteten Zinssatzänderungen auf Renditen australischer Bankaktien, mit dem Ergebnis, dass kleine Banken im Gegensatz zu großen Banken wenig zinssensitiv sind und insbesondere eine Veränderung der langfristigen Zinssätze die Renditen beeinflusst. In einer vergleichenden Studie für US-amerikanische und europäische Bankaktien ermitteln *Madura/Zarruk* (1995) für die europäischen Banken eine stärkere Zinssensitivität gegenüber ihren US-amerikanischen Pendants. *Lajeri/Dermine* (1999) untersuchen den Einfluss unerwarteter Inflationsänderungen auf Bankaktienrenditen französischer Banken und finden, dass neben dem Marktfaktor auch unerwartete Inflationsänderungen von den Marktteilnehmern gepreist werden. *Oertmann/Rendu/Zimmermann* (2000) liefern empirische Evidenz dafür, dass die Aktienrenditen deutscher Banken sensitiv auf unerwartete Änderungen des Zinsniveaus reagieren.

Während die genannten Studien die Analyse jeweils auf eine spezifische Makrovariable konzentrieren, untersuchen *Bessler/Opfer* (2003) anhand eines dynamischen Multifaktorenmodells den Einfluss eines Sets aus Makrovariablen, bestehend aus langfristigen Zinssätzen, dem Spread zwischen lang- und kurzfristigen Zinssätzen, einem Wechselkursfaktor, der Veränderung der Industrieproduktion sowie einem Marktfaktor, auf die Renditen verschiedener Branchen am deutschen Kapitalmarkt. Sie verwenden einen Index für Banken und Versicherungen und kommen unter anderem zu dem Ergebnis, dass diese Gruppe von Finanzintermediären im Zeitablauf eine hohe Sensitivität gegenüber Zinsfaktoren und der Marktrendite aufweist und diese Sensitivität zeitlichen Schwankungen unterliegt. In einer aktuelleren Studie weisen *Bessler/Opfer* (2005), die sich intensiv mit den Einflussfaktoren auf deutsche Aktienrenditen beschäftigt haben, für das Zinsniveau, den Wechselkurs zwischen dem US-Dollar und der D-Mark sowie den ifo-Geschäftsklimaindex – nicht jedoch für den Marktfaktor – signifikante Einflüsse auf die Renditen am deutschen Aktienmarkt nach. Allerdings handelt es sich bei dieser Studie nicht um eine bankspezifische, sondern eine allgemeine Betrachtung der makroökonomischen Einflussfaktoren auf die Renditen am deutschen Kapitalmarkt.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

III. Datenbasis und Untersuchungsdesign

1. Risikoprämien deutscher Bankaktien

Unser Datensatz beinhaltet zwölf Universal- und sechs Hypothekenbanken, wobei wir uns an der Zusammensetzung des Datastream-Banking-Index Germany orientieren. Bei diesem Index handelt es sich um einen kapitalgewichteten Total-Return-Index, der zum 31.12.2003 acht Banken enthält, die seit 1973 kontinuierlich im Index enthalten sind, und zehn weitere, die im Laufe der Untersuchungsperiode sukzessive in den Index aufgenommen wurden. Tabelle 1 gibt die Zusammensetzung des Bankindexes beziehungsweise der Indizes für Universal- und Hypothe-

Tabelle 1

Zusammensetzung des Datastream-Banking-Index Germany am 31.12.2003 (alphabetisch geordnet)

Name	Zugehörigkeit	Klassifizierung
Aareal Bank	07/2002–Ende	Universalbank
Baden-Württembergische Bank	01/1973–Ende	Universalbank
Bankgesellschaft Berlin	07/1984–Ende	Universalbank
Bayerische Hypo-und Vereinsbank	01/1973–Ende	Universalbank
Berlin-Hannoversche Hypothekenbank	01/1973–Ende	Hypothekenbank
BHW Holding	05/1997–Ende	Hypothekenbank
Comdirect Bank	07/2000–Ende	Universalbank
Commerzbank	01/1973–Ende	Universalbank
Depfa Deutsche Pfandbriefbank	04/1991–Ende	Hypothekenbank
Deutsche Bank	01/1973–Ende	Universalbank
Entrium	10/1999–Ende	Universalbank
Eurohypo	10/1988–Ende	Hypothekenbank
HSBC Trinkaus & Burkhardt	11/1985–Ende	Universalbank
HVB Real Estate Bank	01/1973–Ende	Hypothekenbank
IKB Deutsche Industriebank	11/1974–Ende	Universalbank
Oldenburgische Landesbank	01/1973–Ende	Universalbank
Vereins- und Westbank	10/1974–Ende	Universalbank
Württemberger Hypothekenbank	01/1973–Ende	Hypothekenbank

Die Indexzugehörigkeit beschreibt den Monat der erstmaligen Indexzugehörigkeit. Die Verwendung der Zeitreihen einiger Banken ist dabei nicht unproblematisch. So war bspw. die Eurohypo im Untersuchungszeitraum erheblichen institutionellen Veränderungen unterworfen. Eine ähnliche Situation lag bei der Bayerischen Hypo- und Vereinsbank und der HVB Real Estate vor.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

kenbanken wieder. Die Einteilung in die jeweilige Gruppe erfolgt aufgrund des verfolgten Geschäftsmodells der Banken zum Stichtag 31.12. 2003. Hierbei wurde die Bausparkasse BHW Holding aufgrund der verwandten Geschäftstätigkeit der Gruppe der Hypothekenbanken zugeordnet. Gleichsam wurden die Direktbanken Comdirect Bank und Entrium als Universalbanken klassifiziert.

Wir berechnen die Risikoprämien deutscher Bankaktien im Zeitraum Januar 1973 bis Dezember 2003 auf monatlicher Basis wie folgt:[2] Die Renditen des Bankindexes werden als Differenz der logarithmierten Kursstände des Total-Return-Index bestimmt. Die Subtraktion der (stetig berechneten) risikofreien Verzinsung von dieser Rendite liefert die Risikoprämie der Bankaktien. Formal stellt sich deren Berechnung folgendermaßen dar:

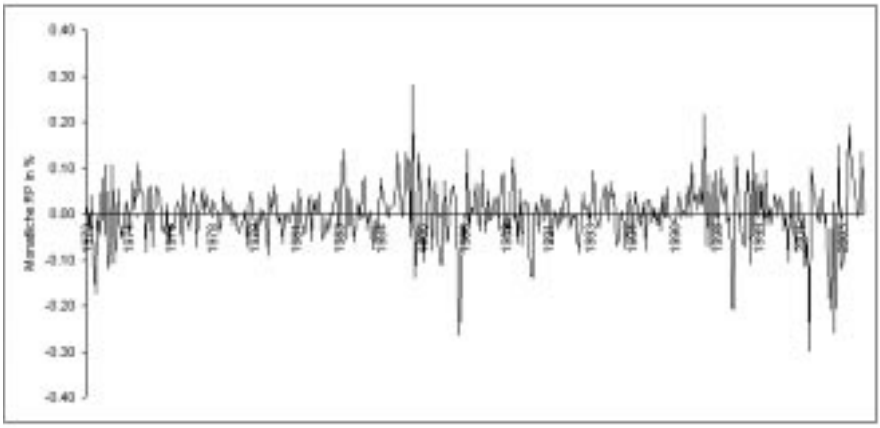
$$RP_{Bank,t} = ln(\frac{P_{Bank,t}}{P_{Bank,t-1}}) - r_{f,t}\,, \tag{1}$$

wobei $RP_{Bank,t}$ die Bankrisikoprämie zum Zeitpunkt t darstellt, $P_{Bank,t}$ den um Ausschüttungen und Kapitalmaßnahmen bereinigten Kurs des Bankindexes zum Zeitpunkt t und $r_{f,t}$ die risikofreie Verzinsung zum Zeitpunkt t. Als risikofreie Verzinsung wird bei der Berechnung von Risikoprämien die Rendite von Anlagen verwendet, die nicht ausfallbedroht sind. In dieser Studie wird der Ein-Monats-Geldmarktsatz am Frankfurter Bankenplatz verwendet.

Abbildung 1 zeigt die nach Gleichung (1) berechneten durchschnittlichen monatlichen Risikoprämien des Indexes deutscher Bankaktien. Wie der Abbildung zu entnehmen ist, unterlagen die Risikoprämien im Betrachtungszeitraum starken Schwankungen. Positive Risikoprämien wurden in 52,02 %, negative in 47,98 % der Fälle realisiert. Der Mittelwert (Median) über den gesamten Zeitraum liegt bei monatlich 0,10 % (0,25 %) bei einer Standardabweichung von 6,60 %. Die größte Risikoprämie von 28,11 % wurde im Januar 1986 realisiert, die geringste mit einem Wert von –29,74 % im Oktober 2001.

[2] Als Risikoprämie wird üblicherweise der Renditespread von riskanten Anlagen (Aktien) gegenüber risikofreien Anleihen verstanden. Der Begriff Risikoprämie kann somit als Überschussrendite von Aktien gegenüber sicheren Anleihen interpretiert werden. In dieser Studie wird die Risikoprämie in diesem Sinne verwendet. Wir berechnen die Ex-post-Risikoprämie, d. h. die historisch zu beobachtende Differenz zwischen Aktienrenditen und Renditen risikofreier Anlagen. Vgl. stellvertretend *Fama / French* (2002), S. 638.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/



Die Risikoprämie wurde anhand des Datastream-Banking-Index Germany berechnet.

Abbildung 1: Monatliche Risikoprämien deutscher Bankaktien für den Zeitraum 01/1973 bis 12/2003

Tabelle 2 fasst die deskriptiven Statistiken für die verwendeten Indizes sowie alle im Gesamtindex enthaltenen Einzelaktien zusammen. Es fällt auf, dass die Risikoprämien der Indizes für Universal- und Hypothekenbanken sowie der Einzelaktien sehr volatil sind. Starke Unterschiede in der Risikoprämie – und damit letztlich der Performance relativ zu sicheren Anleihen – lassen sich ebenfalls zwischen den einzelnen Banken feststellen. So weist die Aareal Bank mit durchschnittlich 2,37 % die größte Risikoprämie auf, die Comdirect Bank mit –3,81 % die geringste. Allerdings liegt für diese Aktien nur eine vergleichsweise kurze Datenhistorie vor. Wie der Tabelle weiter entnommen werden kann, haben die Aktien der Hypothekenbanken gegenüber den Aktien der Universalbanken im Betrachtungszeitraum mit einer durchschnittlichen Risikoprämie von 0,07 % gegenüber 0,04 % eine bessere Renditeentwicklung aufgewiesen.

2. *Modellvariablen*

Um den Einfluss makroökonomischer Variablen auf die Risikoprämien deutscher Bankaktien zu untersuchen, werden sechs makroökonomische Faktoren verwendet: das allgemeine Marktzinsniveau (*LTY*), die Form der Zinsstrukturkurve (*FMTS*), die Dividendenrendite des Marktes (*DY*), die nicht-antizipierte Inflation (*NAIF*), die Veränderung der Industrie-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Deskriptive Statistiken zu den Risikoprämien für den Zeitraum 01/1973 bis 12/2003

	μ	σ	Min	Max
Universalbanken	0,04	4,88	–21,33	17,72
Aareal Bank (ab 07/2002)	2,37	16,45	–25,65	32,39
Baden-Württembergische Bank	0,04	3,53	–14,87	24,60
Bankgesellschaft Berlin (ab 07/1984)	–0,56	10,20	–53,53	28,12
Bayerische Hypo- und Vereinsbank	–0,05	9,35	–47,32	54,73
Comdirect Bank (ab 07/2000)	–3,81	23,35	–56,14	51,48
Commerzbank	0,00	9,03	–51,35	35,63
Deutsche Bank	0,19	7,82	–31,18	34,02
Entrium (ab 10/1999)	–0,46	19,13	–45,48	39,55
HSBC Trinkaus & Burkhardt (ab 11/1985)	0,54	6,78	–27,10	25,24
IKB Deutsche Industriebank (ab 11/1974)	0,29	5,55	–18,71	23,11
Oldenburgische Landesbank	0,31	4,27	–19,77	21,49
Vereins- und Westbank (ab 10/1974)	0,01	5,03	–32,34	24,00
Hypothekenbanken	0,07	4,78	–17,92	17,87
Berlin-Hannoversche Hypothekenbank	–0,29	10,96	–67,19	82,84
BHW Holding (ab 05/1997)	–0,32	10,12	–23,17	33,38
Depfa Deutsche Pfandbriefbank (ab 04/1991)	0,85	7,83	–21,23	29,20
Eurohypo (ab 10/1988)	0,33	7,69	–39,14	47,09
HVB Real Estate Bank	0,02	6,57	–24,87	38,22
Württemberger Hypothekenbank	0,18	5,32	–17,77	18,97

Alle Angaben in % auf monatlicher Basis.

produktion (ΔIP) sowie die Veränderung des Wechselkurses zwischen US-Dollar und D-Mark beziehungsweise ab 01.01.2002 zwischen US-Dollar und Euro (ΔFX). Weiterhin wird eine Dummy-Variable aufgenommen (JD), um den erstmals von *Rozeff/Kinney* (1976) nachgewiesenen Januar-Effekt zu kontrollieren.

In einem univariaten Modell auf der Basis des Capital Asset Pricing Models (CAPM) kann durch einen Marktindex in der Regel ein großer

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Teil der Varianz der Risikoprämie erklärt werden. In vielen Studien zur Untersuchung der makroökonomischen Einflussfaktoren auf Risikoprämien von Aktien wird daher die Rendite des Gesamtmarktes ebenfalls als erklärende Variable aufgenommen. Eine wesentliche Erkenntnis der grundlegenden Arbeit von *Chen/Roll/Ross* (1986) ist jedoch, dass ein Marktindex in einem makroökonomischen Modell keinen signifikanten Erklärungsbeitrag liefert. Um zu überprüfen, ob sich der Erklärungsgehalt des Makromodells durch die Einbeziehung des Marktfaktors verbessert, werden alle Regressionen sowohl mit als auch ohne Marktfaktor durchgeführt. Als Marktfaktor verwenden wir die Rendite des Deutschen Aktienindexes für Forschungszwecke (DAFOX).

Allgemeines Marktzinsniveau (LTY)

Das klassische Bankgeschäft (Einlagengeschäft, Kreditvergabe) ist primär zinsabhängiges Geschäft, d.h. eine Veränderung des Zinsniveaus sollte sich auf die Ertragssituation und damit auf die Risikoprämien der Banken auswirken. Bei fallenden Marktzinsen verbilligt sich einerseits die Refinanzierung für Banken, andererseits sinken die Zinserträge. Da Refinanzierungsvorteile in der Regel nur unterproportional an Kreditnehmer weitergegeben werden, ist zu erwarten, dass sich fallende Zinsen in steigenden Risikoprämien niederschlagen. Das Zinsniveau wird über die Rendite zehnjähriger Staatsanleihen (REXP 10) abgebildet.

Form der Zinsstrukturkurve (FMTS)

Die Form der Zinsstrukturkurve enthält Informationen der Marktteilnehmer über die Entwicklung der zukünftigen Zinsen. Sie bestimmt daneben den Grad der möglichen Fristentransformation. Die Form der Zinsstrukturkurve modellieren wir als Differenz von lang- und kurzfristigen Zinssätzen. Als langfristige Zinssätze werden analog zum Zinsniveau die Renditen zehnjähriger Staatsanleihen verwendet, als kurzfristige der annualisierte Drei-Monats-Geldmarktzins am Frankfurter Bankenplatz. Aufgrund der gängigen Bankenpraxis, positive Fristentransformation zu betreiben, ist ein positiver Zusammenhang zwischen der Form der Zinsstrukturkurve und der Risikoprämie zu erwarten.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Dividendenrendite des Marktes (DY)

Die Dividendenrendite des Marktes verwenden wir als Proxy für das Bewertungsniveau des Aktienmarktes. Deutsche Universalbanken verfügen im internationalen Vergleich über relativ hohe Beteiligungen am realen Sektor. Obwohl der Beteiligungsbesitz in den letzten Jahren drastisch zurückging, ist zumindest für den Großteil der Untersuchungsperiode zu erwarten, dass sich höhere Dividendenrenditen positiv auf die Risikoprämien der Aktien von Universalbanken auswirken. Als Dividendenrendite des Marktes wird die monatliche Dividendenrendite des CDAX verwendet. Sie berechnet sich als Quotient aus absoluter monatlicher Dividende des CDAX und Summe der Marktwerte der im CDAX enthaltenen Aktien. Für Studien über den deutschen Bankenmarkt wurde die Dividendenrendite bislang nicht als makroökonomischer Einflussfaktor verwendet.[3]

Nicht-antizipierte Inflation (NAIF)

Gemäß der Nominal Contract Hypothesis von *Kessel/Alchian* (1960) wird der Marktwert von Banken negativ von der unerwarteten Inflation beeinflusst. Sie leiten dieses Ergebnis über Kreditverträge her, die mit einem nominalen Rückzahlungsmodus ausgestattet und nicht inflationsindexiert sind. Kreditkunden profitieren demnach zulasten des Bankgewinns von unerwarteter Inflation, da sie dadurch real weniger zurückzahlen müssen. *Fischer/Modigliani* (1978) messen der unerwarteten Inflation ebenfalls einen signifikanten Einfluss auf die Renditen von Bankaktien zu. Allerdings vertreten sie die Hypothese, dass die Risikoprämie einer Bankaktie positiv mit Inflationsschocks korreliert sein sollte, da Inflation den realen Gegenwert der nicht-verzinslichen Depositen reduziert. Für den deutschen Bankenmarkt liegen bisher keine Ergebnisse für den Einfluss von Inflationsschocks vor.

Die nicht-antizipierte Inflation ist keine beobachtbare Größe und muss daher modelliert werden. Als Modellierungsansätze bieten sich ARIMA-Zeitreihenmodelle, ARIMA-Zinsratenmodelle sowie naive Zinsratenmodelle an. Für die deutsche Inflationsrate zeigen *Eberts/Maurer* (2001),

[3] Die Verwendung der Dividendenrendite als erklärende Makrovariable ist umstritten, da die Dividende in Deutschland in der Regel nur einmal im Jahr ausgeschüttet wird. Außerdem könnte gegen die Verwendung der Dividendenrendite sprechen, dass Dividendenzahlungen nur einen geringen Informationsgehalt aufweisen, vgl. *Elgeti/Maurer* (2000), S. 590.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dass die Prognosegüte von naiven Zinsratenmodellen gegenüber anderen Modellkategorien nicht signifikant schlechter ausfällt. Wir berechnen diese Variable daher anhand eines naiven Zinsratenmodells nach *Fama/Gibbons* (1984).

Veränderung der Industrieproduktion (ΔIP)

Die Veränderung der Industrieproduktion wird in der Regel als Proxy für die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung verwendet. Eine Erhöhung der Industrieproduktion sollte zu einer Erhöhung von Investitionen und Konsum führen, was sich stimulierend auf die Kreditnachfrage auswirken kann. Daher sind positive Effekte auf die Risikoprämien von Bankaktien zu erwarten. Die Industrieproduktion wird in dieser Arbeit durch den nach der X-12-ARIMA-Methode berechneten monatlichen Index des produzierenden Gewerbes abgebildet.

Veränderung des Wechselkurses zwischen dem US-Dollar und der D-Mark (ΔFX)

Insbesondere bei Banken mit starkem Auslandsgeschäft kann sich eine Veränderung des Wechselkurses auf deren Profite niederschlagen, wenn die Währungspositionen von Banken nicht ausreichend gegen Wechselkursänderungen gehedgt sind. Unerwartete Veränderungen des Wechselkurses der D-Mark mit dem US-Dollar sollten somit Änderungen der Renditen von Bankaktien bewirken.

Januar-Effekt (JD)

Der Januar-Effekt stellt eine Marktanomalie dar, die dadurch gekennzeichnet ist, dass Aktienrenditen im Januar signifikant höher sind als in anderen Monaten. Als Gründe können angeführt werden, dass Investoren aus steuerlichen Erwägungen im Dezember Aktien verkaufen und diese im Januar wieder zurückkaufen bzw. Fonds oft zu Beginn des Jahres Aktien in großen Stückzahlen kaufen, was zu Renditesteigerungen in diesem Monat führt.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

3. *Untersuchungszeitraum und Methodik*

Für alle Makrovariablen stehen Zeitreihen auf monatlicher Basis von Februar 1973 bis Dezember 2003 (n = 371 Beobachtungen) zur Verfügung. Die Kursdaten des DAFOX wurden von der Kapitalmarktdatenbank der Universität Karlsruhe zur Verfügung gestellt. Alle anderen Zeitreihen wurden Datastream entnommen.

Modell und Regressionsansatz

Unsere Analyse orientiert sich an dem von *Chen/Roll/Ross* (1986) erstmals verwendeten makroökonomischen Multifaktorenmodell. Diese Vorgehensweise erlaubt im Gegensatz zu Ansätzen nach *Fama/French* (1992) eine explizite Quantifizierung der Auswirkungen makroökonomischer Schocks. Wir verwenden ein Modell der allgemeinen Form

$$R_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{m} b_{i,j} F_j + \epsilon_i \,, \tag{2}$$

wobei R_i die (risikoadjustierte) Rendite eines Wertpapiers i ist, α_i eine wertpapierspezifische Konstante, $b_{i,j}$ die Faktorladungen, F_j die gemeinsamen Faktorausprägungen (Einflussfaktoren) und ϵ_i ein zufallsabhängiger Störterm, der annahmegemäß einen Erwartungswert von $E(\epsilon_i) = 0$ aufweist. Das bedeutet, dass die gesamte Rendite des Wertpapiers i von den im Modell spezifizierten Einflussfaktoren und einer Konstanten α_i erklärt wird. Das hier zu schätzende Modell nimmt (ohne Marktfaktor) somit folgende Form an:

$$\begin{aligned} R_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot LTY + \beta_2 \cdot FTMS + \beta_3 \cdot DY + \\ \beta_4 \cdot NAIF + \beta_5 \cdot \Delta IP + \beta_6 \cdot \Delta FX + \beta_7 \cdot JD + \epsilon_i \end{aligned} \tag{3}$$

Um einen veränderlichen Einfluss der Faktoren im Zeitablauf abbilden zu können, werden die Faktorladungen mittels eines dynamischen Regressionsansatzes ermittelt. Um eine ausreichende Zahl an Beobachtungen in jedem Subsample zu gewährleisten, werden Regressionszeiträume von jeweils 60 Monaten verwendet. Durch diese Vorgehensweise ergeben sich n = 313 Teilperioden und somit 313 Faktorladungen für jeden Faktor.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Prämissentests

Für die Durchführung einer Längsschnittregressionsanalyse ist es unerlässlich, die zugrunde gelegten Prämissen hinreichend zu testen. Hierbei handelt es sich insbesondere um die Untersuchung der Modellfaktoren auf Multikollinearität und der Zeitreihen auf Stationarität.

Die Multikollinearität wird anhand der Variance Inflation Factors (VIF) überprüft. Die Werte der VIF schwanken von 1,069 bis 5,605 und liegen damit außerhalb des Bereiches kritischer Multikollinearität.

Die Verwendung nicht-stationärer Zeitreihen kann dazu führen, dass die Modellergebnisse aufgrund von Scheinzusammenhängen verzerrt sind (spurious regression). Nicht-stationäre Zeitreihen können durch die Bildung der ersten Differenzen in stationäre Zeitreihen transformiert werden. Da durch die Verwendung erster Differenzen jedoch Informationen verloren gehen, wird neben der Hypothese H_0: Stationarität auch die Gegenhypothese H_0: Nicht-Stationarität überprüft. Hierzu werden der Augmented-Dickey-Fuller-Test, der Phillips-Perron-Test, der ERS-Test, der Ng-Perron-Test und der KPSS-Test in verschiedenen Varianten durchgeführt. Bei widersprüchlichen Ergebnissen wurden die Teststatistiken des Ng-Perron-Tests und des KPSS-Tests besonders berücksichtigt.[4] Auf dieser Basis kann Nicht-Stationarität für die Zeitreihen Dividendenrendite des Marktes, Zinsniveau und Zinsstruktur festgestellt werden. Diese Zeitreihen gehen als erste Differenzen in das Modell ein.

IV. Ergebnisse

Von den 18 im Index enthaltenen Banken können 12 als Universal- und 6 als Hypothekenbanken klassifiziert werden (vgl. Tabelle 1). Für die Regressionen verwenden wir zwei gleich gewichtete Indizes dieser Universal- und Hypothekenbanken. Die Regressionen werden für die beiden Indizes sowie für alle Einzelaktien im Zeitraum 02/1973–12/2003 rollierend durchgeführt. Tabelle 3 gibt die Anteile der signifikanten Faktorladungen über alle 313 Regressionen wieder.

Von den verwendeten Variablen weisen das Zinsniveau (*LTY*), die Form der Zinsstrukturkurve (*FTMS*) sowie die Dividendenrendite des Marktes

[4] Die Statistiken des Ng-Perron-Tests stellen Weiterentwicklungen des Phillips-Perron- und des ERS-Tests dar. Sie weisen gegenüber dem Phillips-Perron-Test eine geringere Größenverzerrung auf, vgl. hierzu beispielsweise *Schwert* (1989), S. 6–9. Für eine Diskussion vgl. *Perron/Ng* (1996), *Ng/Perron* (2001).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3

Anteil signifikanter Betakoeffizienten für Universal- und Hypothekenbanken

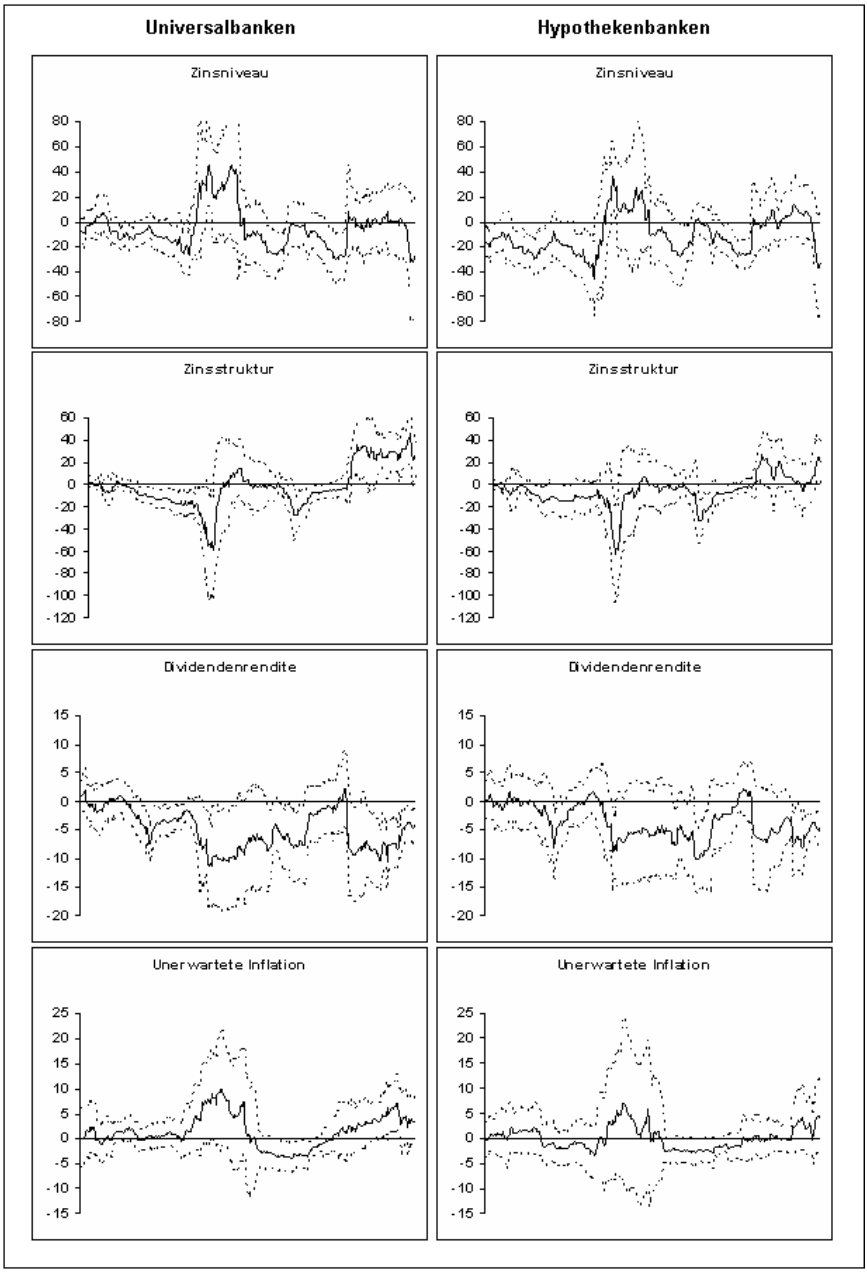
Index	Variable						
	LTY	*FTMS*	*DY*	*NAIF*	ΔIP	ΔFX	*JD*
Universalbanken	25,88 %	47,60 %	52,72 %	17,25 %	3,51 %	2,24 %	15,97 %
Hypothekenbanken	41,21 %	21,73 %	20,13 %	7,99 %	15,97 %	0,00 %	0,00 %

Es wird jeweils der Anteil signifikanter Faktorladungen auf dem 1 %- und 5 %-Niveau angegeben.

(*DY*) am häufigsten einen signifikanten Einfluss auf die Risikoprämien auf. Dabei zeigen sich deutliche Unterschiede zwischen Universal- und Hypothekenbanken. Offensichtlich sind die Risikoprämien von Hypothekenbanken in stärkerem Maße vom allgemeinen Zinsniveau abhängig. Die Form der Zinsstrukturkurve hat hingegen auf Hypothekenbanken einen geringeren Einfluss als auf Universalbanken. Besonders deutlich ist der Unterschied bei der Dividendenrendite. Während bei Universalbanken die Dividendenrendite in 52,72% der Fälle signifikante Koeffizienten aufweist, sind es bei Hypothekenbanken 20,13%. Zusätzlich hat sich bei den Universalbanken die unerwartete Inflation (*NAIF*) und bei den Hypothekenbanken die Veränderung der Industrieproduktion (ΔIP) in relativ vielen Fällen als signifikanter Einflussfaktor erwiesen. Die Veränderung des Wechselkurses (ΔFX) ist für beide Bankengruppen hingegen gering. Genaueren Einblick in die Bedeutung makroökonomischer Schocks für die Risikoprämie deutscher Universal- und Hypothekenbanken liefern die Verläufe der Faktorladungen in Abbildung 2.

Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass Inflationsschocks für Universalbanken eine größere Bedeutung haben als für Hypothekenbanken. Die Industrieproduktion als Proxy für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung scheint hingegen für Hypothekenbanken bedeutsamer als für Universalbanken. Ein Einfluss des Wechselkurses ist nahezu nicht feststellbar. Ein Januareffekt (*JD*) ist bei Universalbanken in 15,97 % der Fälle zu beobachten. Die Regressionsergebnisse für ausgewählte Subperioden sind in Tabelle 4 zusammengefasst.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/



Die gestrichelte Linie gibt den Verlauf des 95%-Konfidenzintervalls an. Ein Koeffizient ist dann signifikant, wenn der Wert Null nicht in diesem Konfidenzintervall liegt.

Abbildung 2: Verläufe der Regressionskoeffizienten von 02/1973 bis 12/2003

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Regressionsergebnisse für ausgewählte Subperioden

	01/1974 12/1978	01/1979 12/1983	01/1984 12/1988	01/1989 12/1993	01/1994 12/1998	01/1999 12/2003
			Universalbanken			
LTY	–1,160	–12,487**	31,915	–17,636***	1,179	–27,247
FTMS	–2,723	–13,071***	1,679	–10,442	19,306***	21,411**
DY	–1,026	–3,495**	–10,598**	–5,679**	–8,349**	–4,104***
NAIF	2,552	0,451	–9,722*	–3,572**	2,838	3,399
ΔIP	0,224	0,258	–0,363*	0,205	1,061**	–0,059
ΔFX	–0,129	0,048	0,223	0,143	0,084	–0,189
JD	–0,002	–0,008	0,028	0,035***	–0,006	0,006
R^2	8,05 %	20,13 %	18,31 %	36,43 %	23,90 %	15,97 %
R^2 adj.	–4,32 %	9,38 %	7,31 %	27,87 %	13,66 %	4,66 %
			Hypothekenbanken			
LTY	–13,139**	–17,638*	10,317	–17,049**	–2,347	–32,115
FTMS	–4,513	–15,661**	–5,919	–7,109	12,993**	19,159**
DY	–0,488	–4,258**	–6,385	–5,789	–5,989	–4,541***
NAIF	1,152	–2,069	5,892	–2,623**	0,838	4,630
ΔIP	0,801*	0,268	–0,161	–0,025	0,288	–0,243
ΔFX	–0,102	0,034	0,222	0,013	–0,102	–0,069
JD	–0,008	0,029	0,003	0,016	–0,001	0,008
R^2	24,36 %	21,74 %	8,27 %	25,61 %	13,01 %	24,94 %
R^2 adj.	14,18 %	11,21 %	–4,08 %	15,59 %	1,30 %	14,83 %

Regressionskoeffizienten auf dem 10 %-, 5 %- und 1 %-Signifikanzniveau sind mit *, **, *** gekennzeichnet.

1. Interpretation der Ergebnisse

Die Analyse zeigt, dass nicht nur die Risikoprämien deutscher Bankaktien, sondern auch die Erklärungsgehalte der Faktoren erheblichen Schwankungen ausgesetzt sind. Dies gilt sowohl für Universal- als auch für Hypothekenbanken. Für die Faktoren zeigen sich bei beiden Banken-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gruppen ähnliche Strukturen der zeitlichen Verläufe. Unterschiede ergeben sich hinsichtlich Niveau und Signifikanz der Betakoeffizienten.

Zinsniveau

Erwartungsgemäß fällt der Einfluss des Zinsniveaus auf die Hypothekenbanken deutlich häufiger signifikant aus als auf die Universalbanken (41,24 % gegenüber 25,88 %). Für das Zinsniveau finden sich bei beiden Bankengruppen sowohl positive als auch negative Einflüsse. Auffallend ist hier, dass Signifikanz in der überwiegenden Mehrheit der Fälle bei den negativen Einflüssen vorlag. Dieses Ergebnis bestätigt unsere Erwartungen. Es lässt sich darauf zurückführen, dass sich die Refinanzierung für Banken bei steigenden Marktzinsen verteuert. Ab Mitte der 90er-Jahre lässt sich weder für Universal- noch für Hypothekenbanken ein signifikanter Einfluss des Zinsniveaus auf die Risikoprämien feststellen. Eine mögliche Erklärung hierfür könnte in verbesserten Techniken des Zinsrisikomanagements zu sehen sein, die beispielsweise auf Weiterentwicklungen im Bereich von Zinsderivaten zurückzuführen sind.

Maher (1997) ermittelt für US-amerikanische Banken eine geringe Zinssensitivität und führt dies auf effiziente Risikomanagementtechniken zurück. Zu einem abweichenden Ergebnis kommen *Oertmann/Rendu/Zimmermann* (2000), die für deutsche Bankaktien eine signifikante Sensitivität auf Änderungen des langfristigen Zinsniveaus nachweisen. Im Gegensatz zu unserer Studie verwenden beide Untersuchungen jedoch einen statischen Regressionsansatz, der keine differenzierte Aussage über die zeitliche Entwicklung der Koeffizienten zulässt.

Form der Zinsstrukturkurve

Die Form der Zinsstrukturkurve weist ebenfalls in vielen Fällen einen signifikant negativen Effekt auf die Risikoprämie auf. Der Einfluss der Form der Zinsstrukturkurve auf die Risikoprämien der Hypothekenbanken ist mit 21,73 % in deutlich weniger Fällen signifikant als dies bei den Universalbanken mit 47,60 % der Fall ist. Da Hypothekenbanken insbesondere im Bereich der Finanzierung der öffentlichen Hand aufgrund der geringen Margen in diesem Geschäftsfeld oftmals nur durch Fristentransformationstechniken Profite erwirtschaften können, widerspricht dieses Ergebnis insoweit der ökonomischen Intuition. Eine Erklärung dieser Beobachtung kann in einem dominierenden Einfluss des Hypothekenkreditgeschäfts liegen, das weitgehend unabhängig vom Zins-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

spread ist. Es findet sich ein mit dem Zinsniveau vergleichbares zeitliches Muster. Die Einflüsse sind speziell Mitte der 70er- bis Mitte der 80er-Jahre und zu Beginn der 90er-Jahre signifikant.

Dividendenrendite des Marktes

Von allen Faktoren übt die Dividendenrendite des Marktes am häufigsten einen signifikanten Einfluss auf die Risikoprämien deutscher Universalbanken aus. Entgegen unseren Erwartungen finden sich überwiegend negative Einflüsse. Eine Erklärung könnte darin bestehen, dass die Ausschüttungsquoten steigen, wenn Unternehmen mehr Gewinne verzeichnen. Möglicherweise nimmt bei höheren Gewinnen auch der Anteil der Innenfinanzierung zu, was zulasten der Kreditvergabe geht. Dies mag auch ein Grund für den deutlichen Unterschied der signifikanten Anteile zwischen den Universal- und den Hypothekenbanken sein; letztere verfügen über keine nennenswerten Industriebeteiligungen. Während bei Universalbanken in 52,72 % der Regressionen der Einfluss signifikant ist, beträgt der Anteil bei den Hypothekenbanken deutlich geringere 20,13 %.

Nicht-antizipierte Inflation

Neben diesen drei makroökonomischen Faktoren findet sich für die nicht-antizipierte Inflation eine Reihe von signifikanten Faktorladungen. Im Vergleich der Universal- mit den Hypothekenbanken zeigt sich, dass der signifikante Anteil bei den Universalbanken mit 17,25 % mehr als doppelt so hoch ausfällt wie bei den Hypothekenbanken mit 7,99 %. Da sich sowohl signifikant positive als auch negative Einflüsse finden, kann keine der beiden formulierten Hypothesen bezüglich der Einflussrichtung eindeutig bestätigt werden.

Veränderung der Industrieproduktion

Die Veränderung der Industrieproduktion weist bei Hypothekenbanken in 15,97 % der Regressionen einen signifikanten Einfluss auf. Bei den Universalbanken spielt diese Variable mit 3,51 % signifikanter Anteile hingegen keine Rolle. Erklären könnte sich dieser Einfluss damit, dass Investoren in Zeiten eines wirtschaftlichen Aufschwungs (positive Veränderungsraten der Industrieproduktion) verstärkt in Immobilien investie-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ren und damit das Geschäft der Hypothekenbanken, die einen Geschäftsschwerpunkt im Bereich der gewerblichen Immobilienfinanzierung aufweisen, stimuliert wird. Dieser Erklärungsansatz wird dadurch gestützt, dass die Veränderung der Industrieproduktion bei der Untersuchung auf Einzelaktienebene insbesondere bei den Hypothekenbanken häufig statistische Signifikanz aufweist.

Veränderung des Wechselkurses des US-Dollar mit der D-Mark

Bezüglich der Veränderung des Wechselkurses des US-Dollar mit der D-Mark finden sich keine erwähnenswerten Einflüsse auf die Risikoprämien deutscher Universal- und Hypothekenbanken. Beide Bankengruppen waren in der Untersuchungsperiode scheinbar gut in der Lage, ihr Wechselkursexposure mit dem US-Dollar effektiv zu hedgen. Der geringe Anteil der Erklärungskraft der Veränderungen des Wechselkurses steht im Widerspruch zu den Ergebnissen von *Bessler/Opfer* (2003), die in weitaus häufigeren Fällen einen signifikanten Einfluss des Wechselkurses auf die Risikoprämien deutscher Bankaktien feststellen konnten. Dieser Unterschied kann sowohl auf die abweichende Zusammensetzung der Untersuchungsgruppe als auch auf eine andere Modellierung zurückgeführt werden.

Januar-Effekt

Ein Januar-Effekt ist bei Hypothekenbanken in keinem der 313 Untersuchungsergebnisse signifikant. Für Universalbanken konnten in 15,97 % der Fälle signifikante Parameterschätzer ermittelt werden. Die Untersuchung auf Ebene der Einzelaktien konnte dieses Ergebnis jedoch nicht bestätigen. Lediglich für die Risikoprämie dreier Banken lässt sich ein Januareffekt in nennenswertem Umfang feststellen (HSBC Trinkaus & Burkhardt: 37,97 %, IKB Deutsche Industriebank: 25,09 %, Vereins- und Westbank: 67,47 %).

2. *Modellüberprüfung*

Um zu überprüfen, ob sich der Erklärungsgehalt des Makromodells durch die Einbeziehung des Marktfaktors verbessert, wird das Regressionsmodell um den DAFOX als Proxy für die Rendite des Marktportfo-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

lios erweitert. Bei ausreichender Parametrisierung des Modells sollte der Marktfaktor keinen signifikanten Erklärungsbeitrag mehr liefern.

Für Universalbanken beträgt das R^2 im Durchschnitt über alle 313 Regressionen 21,46 %, das adjustierte R^2 10,88 %. Werden die Regressionen zur Überprüfung der Modellgüte um den Marktfaktor erweitert, steigt das durchschnittliche R^2 auf 22,82 %, das adjustierte R^2 sinkt hingegen auf 10,71 %. Der Marktfaktor ist zudem in lediglich 7,03 % der 313 Regressionen signifikant. Dies spricht für eine ausreichende Parametrisierung des von uns verwendeten Modells.[5] Abbildung 3 zeigt den Verlauf der adjustierten Bestimmtheitsmaße für die Regressionen mit und ohne Marktfaktor.

3. Einzelaktien

Aus den Regressionen für Einzelaktien können hier nur ausgewählte Ergebnisse berichtet werden. Tabelle 5 enthält die Anteile der signifikanten Faktorladungen für die Indizes und die Einzelaktien. Die Aareal Bank, die BHW-Holding, die Comdirekt-Bank und Entrium wurden wegen der ungenügenden Historie nicht in die Untersuchung einbezogen. Bei der Bayerischen Hypo- und Vereinsbank, der Eurohypo und der HVB Real Estate ist auf die eingeschränkte Aussagekraft der Ergebnisse aufgrund der weitreichenden institutionellen Veränderungen dieser Banken im Untersuchungszeitraum hinzuweisen.

Der Anteil der signifikanten Koeffizienten ist bei den Einzelaktien in der Regel geringer als bei den Indizes. Hier scheinen mikroökonomische Effekte den Einfluss der makroökonomischen Faktoren zu verdrängen. Auch für Einzelaktien finden sich die höchsten Anteile signifikanter Faktorladungen wiederum bei den Variablen Zinsniveau, Form der Zinsstrukturkurve und Dividendenrendite. Zwischen den einzelnen Universalbanken sind jedoch deutliche Unterschiede festzustellen. Während beispielsweise bei der Deutschen Bank das Zinsniveau in 33,87 % der Fälle einen signifikanten Erklärungsbeitrag liefert, beträgt der Anteil signifikanter Parameterschätzungen bei der Bankgesellschaft Berlin ledig-

[5] Vgl. *Chen/Roll/Ross* (1986). Dieses Ergebnis lässt sich auch nicht darauf zurückführen, dass der Marktfaktor in der Variable Dividendenrendite enthalten ist und hierüber einen Einfluss ausübt. Die Durchführung aller Regressionen ohne Dividendenrendite ergab, dass der Marktfaktor auch dann keinen zusätzlichen Erklärungsgehalt liefert.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Abbildung 3: Zeitvariabilität des Bestimmtheitsmaßes und des adjustierten Bestimmtheitsmaßes der Regressionen mit und ohne Marktfaktor

lich 3,43 %. Bei den Hypothekenbanken sind die Unterschiede hingegen weniger stark ausgeprägt.

Die durchschnittlichen R^2 sind zum Teil deutlich geringer als für die Indizes. Dies lässt sich möglicherweise darauf zurückführen, dass bei einigen Aktien nur ein geringer Streubesitz vorhanden ist und deren Risikoprämien eher auf Liquiditätseffekte als auf makroökonomische Schocks reagieren. Bei den Universalbanken sind große Unterschiede bei den R^2 zu beobachten, welche von 12,96 % bis 20,57 % reichen. Beim adjustierten Bestimmtheitsmaß ist die Spannweite noch größer. Für die Hypothekenbanken weist die Mehrzahl der Modelle geringere adjustierte R^2

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 5

Anteil signifikanter Betakoeffizienten für Universal- und Hypothekenbanken

	LTY	*FTMS*	*DY*	*NAIF*	ΔIP	ΔFX	*JD*	R^2	adj. R^2	R_M
Universalbanken										
Index	25,88	47,60	52,72	17,25	3,51	2,24	15,97	21,46	10,88	*7,03*
Baden-Württ. Bank	11,50	22,36	34,50	4,47	17,57	0,00	7,67	15,52	4,14	*8,63*
Bankgesellschaft	3,43	24,00	34,29	15,43	36,00	1,14	3,43	20,08	9,32	*2,86*
BHV	27,16	34,19	30,99	20,45	9,90	3,51	7,67	17,24	6,10	*2,88*
Commerzbank	16,93	23,64	34,50	15,97	2,24	9,27	9,27	16,37	5,11	*0,00*
Deutsche Bank	33,87	38,66	44,73	19,49	2,56	3,19	9,90	18,87	7,95	*9,27*
HSBC Trinkaus	13,92	14,56	7,59	10,76	12,66	10,76	37,97	18,14	7,12	*29,11*
IKB Dt. Industriebank	21,31	9,97	7,22	0,00	9,97	1,03	25,09	12,96	1,25	*28,52*
Old. Landesbank	28,75	40,26	14,06	0,64	1,92	7,35	6,07	16,65	5,43	*7,67*
Vereins- und Westbank	15,07	3,77	26,71	1,03	0,00	0,34	67,47	20,57	7,93	*7,53*
Hypothekenbanken										
Index	41,21	21,73	20,13	7,99	15,97	0,00	0,00	19,10	8,21	*11,82*
Berlin-Hann. Hypobank	34,82	15,65	19,17	0,00	5,11	0,00	8,31	17,06	5,90	*4,15*
Depfa	17,20	11,83	12,90	0,00	22,58	3,23	0,00	13,92	2,33	*2,15*
Eurohypo	10,57	2,44	8,94	0,00	3,25	17,89	0,00	10,79	1,22	*17,89*
HVB Real Estate	36,10	24,92	6,39	14,06	18,21	0,96	3,51	14,62	3,12	*2,24*
Württ. Hypobank	17,25	3,83	7,03	6,39	14,06	10,22	2,56	13,57	1,93	*5,43*

Es wird jeweils für die Modelle ohne Marktfaktor der prozentuale Anteil der signifikanten Faktorladungen auf dem 1%- und 5%-Signifikanzniveau angegeben. BHV steht für Bayerische Hypo- und Vereinsbank, R^2 und adj. R^2 sind das durchschnittliche R^2 beziehungsweise das durchschnittliche adjustierte R^2. Die letzte Spalte gibt für die Modelle mit Marktfaktor den Anteil der signifikanten Faktorladungen für den DAFOX an.

auf als bei den Universalbanken. Trotz der zum Teil sehr geringen Erklärungskraft ist bei allen Banken der Marktfaktor in der überwiegenden Mehrzahl der Fälle nicht signifikant, wenn das Modell um den DAFOX erweitert wird.

Die Ergebnisse der Regressionen für die Risikoprämien der Einzelaktien bestätigen somit im Wesentlichen die bisherigen Erkenntnisse.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

V. Zusammenfassung

Die vorliegende Studie untersucht anhand eines dynamischen Multifaktorenmodells den Erklärungsgehalt sechs makroökonomischer Einflussfaktoren auf die Risikoprämien deutscher Bankaktien im Zeitraum Februar 1973 bis Dezember 2003. Universal- und Hypothekenbanken werden hierbei aufgrund der unterschiedlichen Geschäftsmodelle und der daher zu erwartenden unterschiedlichen Risikoexposures gegenüber makroökonomischen Schocks separat untersucht.

Es konnte festgestellt werden, dass sowohl für Universal- als auch für Hypothekenbanken die Faktoren Zinsniveau, Form der Zinsstrukturkurve und Dividendenrendite am häufigsten einen signifikanten Erklärungsbeitrag liefern. Die Veränderungen der Faktorladungen weisen zudem bei beiden Bankengruppen ähnliche zeitliche Verläufe auf. Allerdings ist bei Universalbanken die Dividendenrendite und bei Hypothekenbanken das Zinsniveau der häufigste signifikante Einflussfaktor. Dabei ist hervorzuheben, dass der Erklärungsgehalt genauso wie die Einflüsse der verwendeten makroökonomischen Faktoren im Zeitablauf erheblichen Schwankungen unterliegen. Zur Überprüfung der Modellierung wurden alle Regressionsmodelle um einen Marktfaktor erweitert. Dabei konnte nur in einer geringen Anzahl von Subperioden ein signifikanter Einfluss des Marktes beobachtet werden.

Beide Bankengruppen weisen insgesamt weitgehende Gemeinsamkeiten im Risikoexposure gegenüber makroökonomischen Schocks auf. Es finden sich jedoch Unterschiede in Höhe und Signifikanz der Parameter. Dies lässt sich möglicherweise zum einen auf die spezifischen Fähigkeiten und Kompetenzen dieser Banken – beispielsweise im Bereich Zins- und Währungsrisikomanagement – und zum anderen auf Unterschiede in den verfolgten Geschäftsmodellen zurückführen.

Literatur

Bessler, W. und H. *Opfer* (2003): „Empirische Untersuchung zur Bedeutung makroökonomischer Faktoren für Aktienrenditen am deutschen Kapitalmarkt," Financial Markets and Portfolio Management, 17 (4), S. 412–436. – *Bessler,* W. und H. *Opfer* (2005): „Aktienrenditen und makroökonomische Risikoprämien: Eine empirische Untersuchung für den deutschen Kapitalmarkt," Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft, 17 (2), S. 73–82. – *Chamberlain,* S., J. S. *Howe* und H. *Popper* (1997): „The Exchange Rate Exposure of U.S. and Japanese Banking Institutions," Journal of Banking and Finance, 21, S. 871–892. – *Chen,* N.-F., R. *Roll* und S. A. *Ross* (1986): „Economics Forces and the Stock Market," Journal of Busi-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ness, 59, S. 383–403. – *Choi,* J. J., E. *Elyasiani* und K. J. *Kopecky* (1992): „The Sensitivity of Bank Stock Returns to Market, Interest and Exchange Rate Risk," Journal of Banking and Finance, 16, S. 983–1004. – *Eberts,* E. und R. *Maurer* (2001): „Vergleich von Zeitreihen- und Zinsratenmodellen zur Prognose der deutschen Inflationsrate," Der Aktuar, 7, S. 86–93. – *Elgeti,* R. und R. *Maurer* (2000): „Zur Quantifizierung der Risikoprämien deutscher Versicherungsaktien im Kontext eines Multifaktorenmodells," Zeitschrift für die gesamte Versicherungswirtschaft, 4, S. 577–603. – *Faff,* R. W. und P. F. *Howard* (1999): „Interest Rate Risk of Australian Financial Sector Companies in a Period of Regulatory Change," Pacific-Basin Finance Journal, 7, S. 83–101. – *Fama,* E. F. und K. R. *French* (1992): „The Cross-Section of Expected Stock Returns," Journal of Finance, 47, S. 427–465. – *Fama,* E. F. und K. R. *French* (2002): „The Equity Premium," Journal of Finance, 57, S. 637–659. – *Fama,* E. F. und M. R. *Gibbons* (1984): „A Comparison of Inflation Forecasts," Journal of Monetary Economics, 13, S. 327–348. – *Fischer,* S. und F. *Modigliani* (1978): „Towards an understanding of the real effects and costs of inflation," Weltwirtschaftliches Archiv, 114, S. 810-833. – *Flannery,* M. J. und C. M. *James* (1984): „The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions," Journal of Finance, 39, S. 1141–1154. – *Kessel,* R. A. und A. A. *Alchian* (1960): „The meaning and validity of the inflation induced lag of wages behind prices," American Economic Review, S. 66–86. – *Lajeri,* F. und J. *Dermine* (1999): „Unexpected Inflation and bank stock returns: The case of France 1977–1991," Journal of Banking and Finance, 23, S. 939–953. – *Lynge,* M. J. und J. K. *Zumwalt* (1980): „An Empirical Study off the Interest Rate Sensitivity of Commercial Bank Returns: A Multi-Index Approach," Journal of Financial and Quantitative Analysis, 15, S. 731–742. – *Madura,* J. und E. R. *Zarruk* (1995): „Bank Exposure to Interest Rate Risk: A Global Perspective," The Journal of Financial Research, 23, S. 421–447. – *Maher,* M. (1997): „Bank Holding Company Risk from 1976–1989 with a Two-Factor Model," Financial Review, 32, S. 357–372. – *Ng,* S. und P. *Perron* (2001): „Lag Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," Econometrica, 69, S. 1519–1554. – *Oertmann,* P., C. *Rendu* und H. *Zimmermann* (2000): „Interest Rate Risk of European Financial Corporations," European Financial Management, 6 (4), S. 459–478. – *Perron,* P. und S. *Ng* (1996): „Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties," Review of Economic Studies, 63, S. 435–463. – *Rozeff,* M. S. und W. R. *Kinney* (1976): „Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns," Journal of Financial Economics, 3, S. 379–402. – *Schwert,* W. (1989): „Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," Journal of Economic Statistics, 7, S. 5–16. – *Stone,* B. K. (1974): „Systematic Interest-Rate Risk in a Two-Index Model of Returns," Journal of Financial and Quantitative Analysis, 9, S. 425–442.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zusammenfassung

Risikoexposure deutscher Universal- und Hypothekenbanken gegenüber makroökonomischen Schocks

Die vorliegende Studie untersucht für den Zeitraum Februar 1973 bis Dezember 2003 den Einfluss sechs makroökonomischer Variablen auf die Risikoprämien von Bankaktien in Deutschland. Besondere Bedeutung kommt der getrennten Analyse von Universal- und Hypothekenbanken zu. Die Untersuchungsergebnisse bestätigen die Eingangshypothese, dass die Renditen der Aktien von Universalbanken anderen Einflussfaktoren als die von Hypothekenbanken unterliegen. Durch die Verwendung eines dynamischen Regressionsmodells konnten zudem erhebliche Schwankungen des Einflusses der makroökonomischen Faktoren im Zeitablauf festgestellt werden. Dabei kann in nahezu allen Variationen die Varianz der Risikoprämien durch die makroökonomischen Faktoren soweit erklärt werden, dass auch eine Erweiterung um den Marktfaktor keine Verbesserung des Modells mehr erzielt. (JEL C32, C52, G12, G21)

Summary

Exposure of Germany Universal and Mortgage Banks to Macroeconomic Shock Risks

The present study analyses the implications of six macroeconomic variables for risk premiums relating to bank shares in Germany between February 1973 and December 2003. Separate analyses of universal and of mortgage banks deserve to be given special importance. The results of the study confirm the initial hypothesis that the returns on universal-bank shares are subject to influencing factors that are different from those valid for mortgage bank shares. Moreover, employing a dynamic regression model has also helped identify substantial fluctuations of the influence of macroeconomic factors over time. In this context, almost all variations show that the variance of risk premiums on account of macroeconomic factors can be explained insofar as even market factor could, when included, not be expected to improve the model.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.4.513 | Generated on 2025-07-26 10:18:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/