Beta-Faktoren in der Bewertung von Banken: Eine empirische Bottom-Up Analyse

Von Prof. Dr. Korbinian Eichner

Professor für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre und Corporate Finance an der Hochschule Pforzheim, sowie Lehrbeauftragter für Corporate Finance an der Universität St. Gallen (HSG).

Email: korbinian.eichner@hs-pforzheim.com oder korbinian.eichner@unisg.ch

Inhaltsangabe

I Einleitung

II Relevanz der Eigenkapitalkosten bei der Bewertung von Banken

III Forschungsstand zum Thema

IV Thesenbildung

V Empirische Analysen

V.1 Darstellung der Stichprobe

V.2 Angewandte Regressionsmodelle

V.3 Ergebnisse

V.4 Aussagekraft und Grenzen der Analysen

VI Zusammenfassung

Abstract

Beta-Faktoren von Banken werden von einer Reihe unterschiedlicher bankspezifischer Faktoren beeinflusst. Gemäß den Ergebnissen dieses Aufsatzes sind dies Eigenkapitalrenditen, deren Variabilität, bilanzielle Risiken, sowie Liquiditäts- und regulatorische Eigenkapitalausstattungen gemäß Basel-III.

Executive Summary (Deutsch)

Bei der Bestimmung der Eigenkapitalkosten von Banken unter Anwendung des Capital Asset Pricing Modells (CAPM) nimmt der Beta-Faktor eine zentrale Stellung ein. Die folgenden empirischen Analysen untersuchen, welche bankspezifischen Faktoren einen wesentlichen Einfluss auf die Höhe von Beta-Faktoren europäischer Banken besitzen. Basierend auf einer Stichprobe von 315 Beobachtungen wird aufgezeigt, dass insbesondere Eigenkapitalrenditen, deren Variabilität, bilanzielle Risiken, Liquiditäts- und regulatorische Eigenkapitalausstattungen, sowie die Größe der Finanzinstitute einen nachweisbaren, höchst statistisch signifikanten Einfluss auf die Höhe der beobachtbaren Beta-Faktoren haben. Die Ergebnisse implizieren, dass insbesondere bei der Bewertung von privatgehaltenen Banken, für welche keine unternehmenseigenen Beta-Faktoren über Kapitalmärkte abgeleitet werden können, die Beta-Faktor-Ermittlung mittels einer Peer Group von Unternehmen erfolgen sollte, die vergleichbare Niveaus von beeinflussenden Finanzkennzahlen aufweisen wie das Bewertungsobjekt.

Executive Summary (Englisch)

When applying the capital asset pricing model (CAPM) for determining the cost of equity of banks, beta factors represent a key input parameter. The following study analyses which bank specific factors influence the observable level of beta factors for European banks. Based on a sample of 315 observations, it is found out that returns of equity, their variability, balance sheet risks, liquidity and regulatory capital levels, as well as size materially influence the levels of observable beta factors. The effects are found out to be highly statistically significant across various multivariate regressions. The results suggest that when creating peer groups of comparable companies, attention should be paid to these influencing factors to avoid including banks that substantially deviate in terms of these factors from those of the valuation subject.

I. Einleitung

In der Bewertungspraxis stellt die Bestimmung der Eigenkapitalkosten privatgehaltener Banken Bewertungsersteller regelmäßig vor Herausforderungen.[1] Aufgrund der privaten Natur der Bewertungsobjekte sind für diese keine bankeigenen Beta-Faktoren auf Kapitalmärkten direkt beobachtbar, welche jedoch einen notwendiger Parameter des *Capital Asset Pricing Modells* (CAPM) darstellen.[2] In der Praxis bedient man sich in diesen Fällen einer sog. *Peer Group*, d.h. einer Gruppe vergleichbarer börsennotierter Unternehmen, für welche Beta-Faktoren ermittelt werden können und die in der Bestimmung der Eigenkapitalkosten des Bewertungsobjekts angewendet werden.[3]

Trotz der Nachvollziehbarkeit dieses Ansatzes aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit für das Bewertungsobjekt, stellt sich grundsätzlich die Frage, ob dieses Vorgehen nicht Risiken birgt. Risiken würden insbesondere dann bestehen, wenn der Beta-Faktor, welcher über eine *Peer Group* abgeleitet worden ist, von einem tatsächlichen, hypothetischen Beta-Faktor einer privatgehaltenen Bank wesentlich abweichen würde. Dies wäre insbesondere dann der Fall, wenn Beta-Faktoren von bestimmten bankspezifischen Faktoren beeinflusst werden, die im Bewertungsobjekt und den Vergleichsunternehmen der *Peer Group* wesentlich voneinander abweichen.[4] Welche Faktoren beeinflussen jedoch die Höhe von Beta-Faktoren von Banken? Die Antwort auf diese Frage ist insbesondere bei der Erstellung einer geeigneten *Peer Group* bei

---

1 Vgl. Pratt/Grabowski Cost of Capital, 4. Aufl. 2010, S. 585; Pratt/Niculita, Valuing a Business, 5. Aufl. 2007, S. 210-211; Booth, Journal of Business Valuation 1999, S. 87-114.

2 Vgl. Pratt/Niculita, a.a.O. (Fn. 1), S. 210-211.

3 Vgl. Muschallik/Rowoldt, Corporate Finance 9-10 2016, S. 363-368; Muschallik/Rowoldt, Corporate Finance 11 2016, S. 418-424.

4 Vgl. Jahankhani/Lynge, Journal of Bank Research, 11(3) 1980, S. 169-178; Templeton/Severiens, Quarterly Journal of Business and Economics, Autumn, 3-17 1992, S. 3-17; Demsetz/Strahan; Journal of Money, Credit and Banking, 29 (3) 1997, S. 300-313.

der Bankenbewertung essentiell. Aufgrund der hohen Relevanz dieses Themas in der Bankenbewertung geht der vorliegende Aufsatz der Frage der Einflussfaktoren von Banken-Betas nach.

Die Ergebnisse der folgenden empirischen Analysen sollten insbesondere für Bewertungspraktiker und Finanzverantwortliche von Banken von Interesse sein. Die Kenntnis um die bankspezifischen Einflussgrößen auf Beta-Faktoren ist insbesondere bei der Erstellung einer *Peer Group* wichtig.[5] Grundsätzlich sollten Vergleichsunternehmen in die *Peer Group* aufgenommen werden, die in so vielen Kriterien wie möglich mit denen des Bewertungsobjekts übereinstimmen unter der Voraussetzung, dass diese Kriterien einen Einfluss auf die Höhe von Beta-Faktoren haben.[6] Die Kenntnis der korrekten Eigenkapitalkosten sollte ebenso für Bankfinanzverantwortliche von zentralem Interesse sein. Erfolgt die Leistungsmessung unterschiedlicher Geschäftsbereiche auf Basis einer Überrenditenbetrachtung (d.h. als Differential zwischen Rendite des eingesetzten Kapitals und den Eigenkapitalkosten), ist die Ermittlung der korrekten *Benchmark Rendite* oder *Hurdle Rate* von wesentlicher Bedeutung.[7]

Der Artikel gliedert sich in sechs Abschnitte. Abschnitt II geht auf die Relevanz der Eigenkapitalkosten und der Beta-Faktoren in der Bewertung von Banken mittels Cash Flow-basierter Bewertungsmodelle ein. Abschnitt III zeigt den aktuellen Forschungsstand zu diesem Thema in der Wissenschaft auf. Die zu überprüfenden Hypothesen im Zusammenhang mit der Themenstellung dieses Aufsatzes werden in Abschnitt IV erläutert. Abschnitt V stellt den Gang der

---

5 Vgl. Bhojraj/Lee, Journal of Accounting Research 40 2002, S. 414; Koller/Goedhart/Wessels, Valuation: Measuring and managing the value of companies, 5. Aufl. 2010, S. 309, 315, 325.

6 Vgl. Hong/Sarkar, Contemporary Accounting Research 24 (2) 2007, S.423-466; Damodaran, Determinants of Beta and Relative Risk, abrufbar unter: http://people.stern.nyu.edu/adamodar/podcasts/valspr15/valsession6.pdf. Abruf am 20.01.2018.

7 Vgl. Froot/Stein, Journal of Applied Corporate Finance 11 (2) 2005, S. 59-69; Froot/Stein, Journal of Financial Economics 47 (1) 1998, S. 55-82; James, Wharton Financial Institutions Center Working Paper 96-40 1996, S. 1-31, abrufbar unter: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1000. Abruf am 20.01.2018.

Untersuchung und die Ergebnisse der empirischen Analyse dar. Der Artikel schließt mit einer Zusammenfassung in Abschnitt VI ab.

II. Relevanz der Eigenkapitalkosten bei der Bewertung von Banken

Als führende Bewertungsmethode in der Bewertung von Banken hat sich in der Bewertungspraxis sowie in der Literatur die sog. *Free Cash Flow to Equity* (FCFE)-Bewertungsmethode durchgesetzt.[8] Bei der FCFE-Methode werden diejenigen freien Cashflows prognostiziert, auf welche die Eigenkapitalgeber (Anteilseigner) ab dem Bewertungsstichtag einen Anspruch besitzen. Die FCFE-Methode berücksichtigt alle Liquiditätszu- und abflüsse während des Planungszeitraums und ermittelt somit diejenigen Dividenden, welche an die Anteilseigner hypothetisch ausgeschüttet werden könnten.[9] Eine Besonderheit des FCFE-Ansatzes ist es, dass Investitionen in das (regulatorische) Eigenkapital *Free Cash Flow*-mindernd in Abzug gebracht werden.[10] Dies ist insbesondere deshalb notwendig, da unter der Annahme eines positiven Wachstums der Vermögenswerte (vor allem Kundenausleihungen) bzw. Schulden (Kundeneinlagen), das Eigenkapital als Residualgröße wachsen muss um auch in Zukunft die regulatorischen Eigenkapitalvorgaben zu erfüllen.[11]

Da bei der FCFE-Methode diejenigen Zahlungsströme, welche ausschließlich den Anteilseigner zur Verfügung stehen, ermittelt werden, erfolgt die Abzinsung auf den Bewertungsstichtag unter Anwendung der Eigenkapitalkosten des Bewertungsobjekts.[12] Die Eigenkapitalkosten

---

8 Vgl. Koller/Goedhart/Wessels, a.a.O. (Fn. 5), S. 769-771; Damodaran, The Journal of Financial Perspectives 1 (1) 2013, S. 5-10, Beltrane/Previtali, Valuing Banks, 1. Aufl. 2016, S. 16-19; Geltinger, BankPraktiker 5 2009, S. 249.

9 Vgl. Beltrane/Previtali, a.a.O. (Fn. 8), S. 16-19.

10 Vgl. Damodaran, The Journal of Financial Perspectives 1 (1) 2013, S. 10; Koller/Goedhart/Wessels, a.a.O. (Fn. 5), S. 771.

11 Vgl. Dombert/Bender, in: Hummel/Breuer (Hrsg.), Handbuch Europäischer Kapitalmarkt, 1. Aufl. 2001, S. 329; Damodaran, The Journal of Financial Perspectives 1 (1) 2013, S. 8-9.

12 Vgl. Sterz, Finanzbetrieb 4 2007, S. 213.

drücken die Renditeerwartungen der Eigenkapitalgeber aus, welche aus der Bereitstellung des im Unternehmen investierten Eigenkapitals hervorgehen.

In der Bankenbewertungspraxis ist eine klare Dominanz des sog. *Capital Asset Pricing Modells* zur Ermittlung der bankenspezifischen Eigenkapitalkosten zu konstatieren.[13] Das CAPM unterstellt einen eindimensionalen, linearen Risiko-Rendite-Zusammenhang der Eigenkapitalinvestoren. Risiko im CAPM wird über den sog. Beta-Faktor gemessen, welcher das systematische Risiko eines börsennotierten Unternehmens (bzw. eines Wertpapiers) *i* im Vergleich zum Marktportfolio *M* darstellt.[14] Neben dem Beta-Faktor stellen (i) die Renditeerwartungen an ein risikoloses Asset r_f sowie (ii) die Netto-Renditeerwartung an einen Kapitalmarkt (d.h. abzüglich der Renditeerwartung an ein risikoloses Asset; sog. Marktrisikoprämie, MRP) zentrale Größen für die Bestimmung der Renditeerwartung an ein börsennotiertes Unternehmens *i* ($k_{e,i}$) dar.

$$k_{e,i} = r_f + \beta_i \, x \, MRP$$

Vereinzelt ist in der Bankenbewertungspraxis die Anwendung von Mehrfaktoren-Modellen für die Ermittlung der bankspezifischen Eigenkapitalkosten zu beobachten. Hierbei wird der CAPM-Ansatz um weitere Faktoren, welche die Renditeanforderungen eines diversifizierten Investors beeinflussen, erweitert. Insbesondere sind dies die Grösse des börsennotierten Unternehmens sowie Markt-/Buchwertdifferenzen.[15]

Im CAPM misst der Beta-Faktor das systematische Risiko eines börsennotierten Unternehmens *i* im Vergleich zum Marktportfolio *M*. Bei dem systematischen Risiko handelt es sich um diejenige Risikokomponente, die von Investoren nicht durch Diversifikation eliminiert werden

---

[13] Vgl. King, BIS Quarterly Review 9 2009, S. 60, 62; Knüsel/Lossin, in: Everling/Guedeckemeyer (Hrsg.), Bankenrating: Kreditinstitute auf dem Prüfstand, 1. Aufl. 2004, S. 96-97; Dombert/Bender, a.a.O. (Fn. 11), S. 330; Beltrane/Previtali, Valuing Banks, a.a.O. (Fn. 8), S. 23.

[14] Vgl. Ross/Westerfield/Jaffe, Corporate Finance, 6. Aufl. 2003, S. 289.

[15] Vgl. Fama/French, Journal of Finance 47 (2) 1992, S. 427-465; Fama/French, Journal of Financial Economics, 33 (1) 1993, S. 3-56.

kann.[16] In diesem Zusammenhang wird das systematische Risiko auch als Marktrisiko bezeichnet.[17] Finanzmathematisch kann der Beta-Faktor eines börsennotierten Unternehmens *i* (β_i) ausgedrückt werden als:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{i,M}}{\sigma_M^2} = \rho_{i,M} \frac{\sigma_i}{\sigma_M}$$

wobei $\sigma_{i,M}$ die Kovarianz der Aktienrenditen des Unternehmens *i* und den Renditen des Marktportfolios *M*, sowie σ^2_M die Varianz der Renditen von *M* darstellen. Somit kann der Beta-Faktor eines börsennotierten Unternehmens *i* als Korrelationskoeffizient der Renditen von *i* und *M* multipliziert mit dem Quotient der Standardabweichungen der Renditen von *i* und *M* ausgedrückt werden.[18]

Grundsätzlich kann die Ermittlung von Beta-Faktoren auf Basis täglicher, wöchentlicher oder monatlicher Aktienrenditen von *i* und *M* ermittelt werden. In der Bewertungspraxis werden die Renditen des Marktportfolios häufig durch diejenigen eines breiten, diversifizierten Aktienindex approximiert. Bei den empirisch ermittelten Beta-Faktoren handelt es sich um sog. verschuldete Beta-Faktoren (sog. *levered Beta*). D.h. die Beta-Faktoren berücksichtigen die unternehmensspezifische Kapitalstruktur. Eliminiert man den Verschuldungseffekt resultiert das sog. *Asset Beta* (oder auch *unlevered Beta* genannt).[19]

In der Bankenbewertungspraxis wird der Beta-Faktor von privatgehaltenen Banken häufig über diejenigen von börsennotierten Banken approximiert. Dieses Vorgehen basiert auf der Annahme, dass das systematische Risiko unabhängig von einer Börsennotierung ist und primär durch das operative Risiko der Geschäftstätigkeit bestimmt wird.

---

16 Vgl. Damodaran, Applied Corporate Finance, 3. Aufl. 2011, S. 84; Damodaran, Value and Risk: Beyond Betas, Working Paper 2006, S. 15.

17 Vgl. Ross/Westerfield/Jaffe, a.a.O. (Fn. 14), S. 288.

18 Vgl. Ross/Westerfield/Jaffe, a.a.O. (Fn. 14), S. 270.

19 Vgl. Damodaran, Estimating Risk Parameters, Working Paper, S. 1-31.

III. Forschungsstand zum Thema

Grundsätzlich existiert bis heute nur eine begrenzte Anzahl von Studien bzgl. der Einflussfaktoren von Beta-Faktoren bei Banken. Insbesondere basieren diese auf Stichproben US-Amerikanischer Banken sowie Datensätze vor Einführung der regulatorischen Eigenmittelrichtlinien gem. Basel-III-Rahmenwerk (im Folgenden auch Basel-III genannt). Eine Ausweitung des Forschungsfokus auf europäische Banken sowie Datensätze von Banken unter Basel-III erscheinen sinnvoll, da Basel-III die regulatorische Eigenkapitalausstattung von Banken wesentlich verschärfte, und deren Einfluss auf Beta-Faktoren womöglich wesentlich ist.

Zu den empirischen Studien, welche auf Datensätze von US-Amerikanischen Banken basieren, gehören diejenigen von Jahankhani/Lynge (1980), Rosenberg/Perry (1981), Templeton/Severiens (1992), Demsetz/Strahan (1997), sowie Bhattacharyya/Purnanandam (2011), auf welche im Folgenden kurz eingegangen werden soll.[20] Rosenberg/Perry (1981) untersuchen Beta-Faktoren von *US Bank Holding Companies* (US BHCs) zwischen 1969 und 1977 und finden heraus, dass insbesondere Größe, Kapitalstruktur und historische Dividendenrenditen bankspezifische Beta-Faktoren beeinflussen. Jahankhani/Lynge (1980) untersuchen ebenso US BHCs und erweitern den Datensatz um *US Commercial Banks* (US CBs). Die Analysen der Autoren, welche Beta-Faktoren zwischen 1972 und 1976 berücksichtigen, zeigen auf, dass Dividenden-Ausschüttungsquoten, die historische Variabilität von Kundeneinlagen, sowie das Verhältnis zwischen Kundeneinlagen und –ausleihungen wesentliche Einflussfaktoren darstellen. Dass Geschäftsdiversifikation und die Zusammensetzung der Vermögenswerte einer Bank das systematische Risiko beeinflussen können, zeigen die empirischen Analysen von Templeton/Se-

[20] Vgl. Rosenberg/Perry, NBER Working Paper No. 265 1981, S.367-407; Jahankhani/Lynge, Journal of Bank Research, 11(3) 1980, S. 169-178; Templeton/Severiens, Journal of Business and Economics, Autumn 1992, S. 3-17; Demsetz/Strahan, Journal of Money, Credit and Banking 29 (3) 1997, S. 300-313; Bhattacharyya/Purnanandam, AFA 2012 Chicago Meetings Paper, S. 1-46.

veriens (1992), Demsetz/Strahan (1997) und Bhattacharyya/Purnanandam (2011). Templeton/Severiens (1992), welche systematische Risiken von US BHCs untersuchen, finden heraus, dass eine Diversifikation in mehrere Geschäftsbereiche die Variabilität der Aktienrenditen reduziert. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen Demsetz/Strahan (1997), welche systematische Risiken von US BHCs zwischen 1980 und 1993 analysieren. Die Autoren zeigen einen Zusammenhang zwischen der Höhe des systematischen Risikos und der Größe einer Bank, sowie dem Diversifikationsgrad. Im Anschluss an die globale Finanzkrise 2007 untersuchten Bhattacharyya/Purnanandam (2011) den Einfluss von bilanzierten Hypotheken sowie deren Anstieg auf Beta-Faktoren von US CBs zwischen 2000 und 2006. Die Ergebnisse der Autoren zeigen auf, dass bereits vor der eigentlichen Finanzkrise das systematische Risiko der Banken durch die Zunahme von Hypotheken schrittweise anstieg.

Grundsätzlich implizieren die Resultate bisheriger empirischer Studien, dass Beta-Faktoren von einer Reihe bankspezifischer Faktoren beeinflusst werden können, deren Kenntnis in der Bankenbewertung essentiell sind.

IV. Thesenbildung

Wie eingangs erwähnt handelt es sich bei Beta-Faktoren von börsennotierten Unternehmen um Aktienrendite-Variabilitätsgrößen. Vereinfacht ausgedrückt misst der Beta-Faktor, um welches Vielfache der Aktienkurs eines Unternehmens mehr- oder weniger stark im Vergleich zum Marktportfolio über einen historischen Beobachtungszeitraum schwankte.[21]

[21] Vgl. Ross/Westerfield/Jaffe, a.a.O. (Fn. 14), S. 270.

Aktienkurse von börsennotierten Unternehmen stellen das Resultat von gegenwärtigen Angebots- und Nachfragefunktionen von Investoren dar, welche auf Wertvorstellungen im Zusammenhang mit einer Aktie basieren.[22] Das Angebot an Aktien wird grundsätzlich von denjenigen Akteuren bestimmt, welche die Aktien eines Unternehmens besitzen und bereit sind diese zu einem bestimmten Preis zu veräußern.[23] Die Nachfrage resultiert von Akteuren, welche die Aktien eines bestimmten Unternehmens zu einem bestimmten Preis bereit sind zu erwerben. Existiert ein Überangebot an Aktien zu einem bestimmten Preis (d.h. Angebot ist grösser als die Nachfrage) sinkt grundsätzlich der Aktienkurs bis sich ein neuer Gleichgewichtspreis gebildet hat, bei dem die Nachfrage nach Aktien identisch ist zum Angebot.[24] Im Falle eines Nachfrageüberhangs steigt der Aktienkurs eines Unternehmens und folgt der gleichen Logik wie bei einem Angebotsüberhang. Somit sollten Kursschwankungen größtenteils aus unterschiedlichen oder sich über den Zeitablauf ändernden Wert- bzw. Preiseinschätzungen dieser Akteure resultieren.[25]

Geht man modelltheoretisch vereinfachend davon aus, dass diese Akteure Zugang zu den gleichen Informationen eines börsennotierten Unternehmens haben, könnten Kursschwankungen durch die unterschiedliche Interpretation dieser Informationen resultieren, die sich in unterschiedlichen Werteinschätzungen ausdrückt. Werden neue Informationen öffentlich, werden diese wieder von Akteuren interpretiert und eine mögliche Veränderung der Wert- bzw. Preiseinschätzungen könnte resultieren, welche Einfluss darauf hat, zu welchem Preis die Akteure Aktien anbieten oder nachfragen.[26] Somit gilt es bei dem Themenbereich der Einflussgrößen von Beta-Faktoren die Variablen bzw. Informationen zu identifizieren bzw. zu isolieren, deren Interpretation im Zusammenhang mit ihrer Wert- bzw. Preisrelevanz komplex sind und

---

22 Vgl. Evans, in: Evans (Hrsg.), Introduction to Financial Markets and Instruments, 1. Aufl. 2016, S. 2-3; Howells/Bain, Financial Markets and Institutions, 5. Aufl. 2007, S. 176-177.
23 Vgl. McConnell/Brue/Flynn, Economics, 20. Aufl. 2014, S. 54-62.
24 Vgl. Howells/Bain, a.a.O. (Fn. 22), S. 176-177.
25 Vgl. Liu/Park, Journal of Trading 10 (3) 2015, S. 13-14.
26 Vgl. Evans, a.a.O. (Fn. 22), S. 3-4.

demnach die Wert- bzw. Preiseinschätzung eines Unternehmens durch Akteure auf Kapitalmärkten beeinflussen können.

Unter der Annahme, dass Akteure Banken auf Kapitalmärkten primär unter Anwendung der FCFE-Methode bewerten und hieraus ihre Wert- bzw. Preisvorstellungen ableiten, wären diejenigen Variablen, welche die zukünftigen hypothetisch ausschüttbaren Dividenden an Anteilseigner beeinflussen (und deren Interpretation im Zusammenhang mit der Prognose zukünftiger *Free Cash Flows* komplex und risikobehaftet sind), mögliche Einflussfaktoren unternehmensspezifischer Betas. Insbesondere sind dies Einflussfaktoren auf das Jahresergebnis nach Steuern sowie notwendige Investitionen ins regulatorische Eigenkapital und sonstige Cashflow-relevante Größen, welche die ausschüttbaren Dividenden an Anteilseigner beeinflussen könnten.

Im Rahmen der Analysen dieses Artikels sollen deshalb folgende Einflussbereiche untersucht werden:

(1) Bankspezifische Eigenkapitalrenditen und deren Variabilität:

Der Jahresüberschuss nach Steuern kann als Resultat der bankspezifischen Eigenkapitalrendite auf das eingesetzte Eigenkapital verstanden werden.[27] Sind die Eigenkapitalrenditen wesentlichen Schwankungen unterworfen, ist die Prognose der zukünftigen Jahresergebnisse nach Steuern risikobehafteter, als wenn die Kapitalrenditen in der Vergangenheit stabil waren. Somit soll untersucht werden, wie sich historische Eigenkapitalrenditen und deren Variabilität in der Vergangenheit auf die beobachtbaren Beta-Faktoren auswirken. Insbesondere sind dies die absolute Höhe der erzielten Eigenkapitalrenditen, deren Variabilität, sowie deren Variabilität im Verhältnis zur Gesamtindustrie.

[27] Vgl. Damodaran, Damodaran on Valuation: Security Analysis for Investment and Corporate Finance, 2. Aufl. 2006, S. 131.

Hypothese 1: Grundsätzlich wird angenommen, dass sich eine höhere Variabilität der Eigenkapitalrenditen erhöhend auf den Beta-Faktor einer Bank auswirkt.

(2) Bankspezifische bilanzielle Risiken und Liquiditätsausstattung:

Die bilanzierten materiellen wie auch immateriellen Vermögenswerte stellen die wesentlichen Ertragsquellen einer Bank dar.[28] Je risikoreicher diese sind, desto komplexer ist die Prognose der Erträge, welche hieraus in Zukunft generiert werden können. Demnach soll das Risikoprofil der Vermögenswerte in die Analysen mitaufgenommen werden. In die Analysen fließen die bankspezifischen risikogewichteten Aktiven (RWA), die bestehenden *Non-Performing Loan* Portfolios, sowie bilanzierte *Loan Losses* ein. Darüber hinaus berücksichtigen die Analysen die Liquiditätsausstattungen der einzelnen Banken. Niedrige Liquidität bzw. Liquiditätsreserven können sich grundsätzlich investitionsrisikoerhöhend für Anteilseigner auswirken.

Hypothese 2: Grundsätzlich wird angenommen, dass risikoreichere Vermögenswerte einen erhöhenden Einfluss auf beobachtbare Beta-Faktoren von Banken haben.

(3) Bankspezifische regulatorische Eigenkapitalausstattung:

Die bankspezifischen regulatorischen Eigenkapitalausstattungen gem. Basel-III können als Indikatoren verstanden werden, inwiefern ein Finanzinstitut in Zukunft Dividenden ausschütten kann oder alternativ zusätzliches regulatorisches Eigenkapital aus einbehaltenen Jahresüberschüssen nach Steuern aufbauen muss.[29] Zusätzlich fängt das regulatorische Eigenkapital zu

---

[28] Vgl. Nissim/Penman, Columbia Business School Working Paper 2007, S. 5; Koller/Goedhart/Wessels, a.a.O. (Fn. 5), S. 768, 772. Für eine umfangreiche Zusammenfassung der Ergebnisbeiträge siehe Sterz, Finanzbetrieb 4 2007, S. 214-217.

[29] Vgl. Cohen/Scatigna, Journal of Banking and Finance 69 (1) 2016, S. 56-57; Cosimano/Hakura, IMF Working Paper Nr. 11/119-2011.

Zeiten herausfordernder mikro- oder makroökonomischer Rahmenbedingungen mögliche Verluste auf und kann somit einer drohenden Insolvenz entgegenwirken.[30] Somit kann sich das regulatorische Eigenkapital investitionsrisikomindern aus Sicht der Anteilseigner auswirken. In die Analysen wurden somit die Kernkapital- (Tier 1) und harte Kernkapitalquoten (CET 1) der jeweiligen Banken aufgenommen.

Hypothese 3: Grundsätzlich wird angenommen, dass eine höhere regulatorische Eigenkapitalausstattung einen vermindernden Einfluss auf beobachtbare Beta-Faktoren von Banken hat.

(4) Bankspezifisches Geschäftsmodell:

Die Komplexität der Geschäftsmodelle der jeweiligen Banken wurde ebenso in den Analysen mitberücksichtigt. Grundsätzlich kann davon ausgegangen werden, dass mit zunehmenden Komplexitätsgrad des Geschäftsmodells die Prognose der ausschüttbaren Cashflows risikobehafteter wird.[31] Um zu verstehen wie sich das Geschäftsmodell einer Bank auf die Höhe von beobachtbaren Beta-Faktoren auswirkt, wurde die Aktivseite der Bilanzen der Banken analysiert. Komplexität des Geschäftsmodells wurde durch den Anteil des Kreditportfolios einer Bank im Verhältnis zu den gesamten Vermögenswerten derselben approximiert.

Hypothese 4: Grundsätzlich wird anzunehmen, dass mit einem höheren Komplexitätsgrad des Geschäftsmodells Beta-Faktoren steigen.

(5) Größe des Finanzinstituts:

Neben den vorangegangen Analysebereichen wurden Variablen, welche die Größe der einzelnen Finanzinstitute messen, berechnen. Diese sind die jeweiligen Marktkapitalisierungen sowie

---

[30] Zur Bedeutung des regulatorischen Eigenkapitals gem. Basel-III-Rahmenwerk siehe Deutsche Bundesbank, Basel III – Leitfaden zu den neuen Eigenkapital- und Liquiditätsregeln für Banken, 2011, abrufbar unter: https://www.bundesbank.de/Redaktion/DE/Downloads/Veroeffentlichungen/Bundesbank/basel3_leitfaden.pdf?__blob=publicationFile, Abruf am 28.10.2017.

[31] Vgl. Cetorelli/McAndrews/Traina, FRBNY Economic Policy Review December 2014, S. 85-106; Damodaran, The Value of Transparency and the Cost of Complexity, Working Paper 2006, S. 1-48.

die Bilanzsumme zum Beobachtungszeitpunkt. Bei größeren Banken kann angenommen werden, dass diese aufgrund ihrer steigenden Systemrelevanz für Anteilseigner weniger Investitionsrisiken bergen als kleinere Banken.

Hypothese 5: Grundsätzlich wird angenommen, dass für die Größe eines Finanzinstituts eine negative Korrelation mit der Höhe von Beta-Faktoren zu beobachten ist.

V. Empirische Analysen

V.1 Darstellung der Stichprobe

Die empirischen Analysen basieren auf den 35 größten börsennotierten Banken Europas. Für sämtliche Banken wurden die jeweiligen Beta-Faktoren auf Quartalsbasis zwischen Dezember 2014 und Dezember 2016 ermittelt. Somit floss jede Bank 9 Mal in die Untersuchung ein (d.h. 9 Beobachtungspunkte, gemessen am Quartalsende). Insgesamt resultierten hieraus 315 Beobachtungen, die in den empirischen Analysen berücksichtigt wurden (s. Abb. 1).

- Abb. 1 -

Die in der Stichprobe berücksichtigten Banken weisen über den Beobachtungszeitraum (Q4/2014 - Q4/2016) durchschnittliche Beta-Faktoren in Höhe von rund 1,14 auf (s. Tab. 1). Hierbei wurden die Beta-Faktoren jeweils über einen Ein-Jahres- (*BETA_FACTOR_1YR*) sowie Zwei-Jahres-Zeitraum (*BETA_FACTOR_2YRS*) ermittelt. Die Beta-Faktoren wurden auf Basis wöchentlicher Aktienrenditen berechnet. Als Referenzindizes wurden die jeweiligen breitesten lokalen Aktienindizes ausgewählt.

- Tab. 1 -

Die durchschnittlichen Eigenkapitalrenditen (*ROE_LTM*), welche die Banken über einen 12-Monatszeitraum vor dem jeweiligen Quartalsende erzielten, betrugen über den Beobachtungszeitraum im Durchschnitt 6,0%. Neben den absoluten Höhen der Eigenkapitalrenditen wurde

deren Variabilität, d.h. Standardabweichung, während der letzten 4 Quartale vor dem Beobachtungszeitpunkt ermittelt (*ROE_VAR_BANK_LTM*). Diese betrug im Datensatz rund 1,6%. Darüber hinaus wurde diese bankenspezifische Rendite-Variabilitätsgröße standardisiert (*ROE_VAR_INDUSTRY_LTM*), d.h. ins Verhältnis zu den Rendite-Standardabweichungen aller Banken in der Stichprobe gesetzt. Die Variable wurde als Quotient aus der Standardabweichung der Eigenkapitalrendite einer Bank über die letzten 4 Quartale und der Standardabweichung der Eigenkapitalrenditen aller Banken in der Stichprobe über den gleichen Zeitraum berechnet. Durch dieses Vorgehen soll versucht werden zu verstehen, inwiefern die Renditeschwankungen einer Bank wesentlich höher bzw. niedriger ausfallen als die der gesamten Industrie.

Um die gegenwärtigen bilanziellen Risiken der in der Stichprobe berücksichtigten Banken zu approximieren, wurden drei Risikokennzahlen und eine Liquiditätskennzahl berechnet. Die Risikokennzahlen umfassen (i) die *Loan Loss* Quote (*LOAN_LOSSES/LOANS*), berechnet als bilanzierte *Loan Losses Provisions* im Verhältnis zum gesamten Kreditportfolio einer Bank, (ii) die *Non-Performing Loans* Quote (*NPL/LOANS*), berechnet als Quotient aus *Non-Performing Loans* und dem gesamten Kreditportfolio einer Bank, sowie (iii) die *Risk-Weighted Asset* Quote (*RWA/ASSETS*), ermittelt als RWA geteilt durch die Summe aller Vermögenswerte. Die Liquiditätsrisikokennzahl *LIQUIDITY/ASSETS* wurde als Quotient aus bilanzierten liquiden Mitteln und sämtlichen bilanzierten Vermögenswerten berechnet.

Die *Loan Loss* Quote betrug über den Beobachtungszeitraum bei den in der Stichprobe berücksichtigten Banken rund 1,4%. *Non-Performing Loans* machten im Durchschnitt rund 4,4% des gesamten Kreditportfolios der Banken aus. Die *Risk-Weighted Asset* Quote betrug in der Stichprobe durchschnittlich 35,4%. Rund 5,4% aller bilanzierten Vermögenswerte stellten bei den Banken in der Stichprobe liquide Mittel dar.

Neben den oben beschriebenen Bankbilanzrisikokennzahlen wurden zwei regulatorische Eigenkapitalquoten gemäß Definition des Basel-III-Rahmenwerks ermittelt. Für die Banken in der Stichprobe wurden die jeweiligen Kernkapitalquoten (*TIER_1_RATIO*) sowie harten Kernkapitalquoten (*CET_1_RATIO*) berechnet. Diese betragen in der Stichprobe durchschnittlich 15,3%, bzw. 11,6%.

Das Geschäftsmodell der jeweiligen Banken wurde über die Zusammensetzung der Aktivseite der Bankenbilanzen approximiert. Hierfür wurde das gesamte bilanzierte Kreditportfolio ins Verhältnis aller bilanzierten Vermögenswerte gesetzt. Die hieraus resultierende Variable (*LOANS/ASSETS*) misst somit wieviel % der Aktiven aus Krediten bestehen.

Abschließend wurden zwei Größenvariablen berechnet. Diese messen die Größe der jeweiligen Bank am Kapitalmarkt (als Marktkapitalisierung zum Beobachtungszeitpunkt, *MARKET_CAP*) sowie deren Bilanzsumme (*ASSETS*). Die durchschnittliche Marktkapitalisierung beträgt im Datensatz rund € 30,0 Milliarden, während die Bilanzsumme € 778,3 Milliarden ausmachte.

- Abb. 2 –

Abb. 2 zeigt die jeweiligen absoluten Korrelationen (Korrelationskoeffizienten) der einzelnen Variablen mit den beobachtbaren Beta-Faktoren auf. Grundsätzlich wird bereits bei dieser Analyse ersichtlich, dass wesentliche Zusammenhänge zwischen den einzelnen bankspezifischen Finanzkennzahlen und der Höhe der Beta-Faktoren erwartet werden können.

Insbesondere für die Variabilität der Eigenkapitalrenditen, den bestehende *Loan Loss Provisions*, den existierende Portfolios von notleidenden Krediten, den risikogewichtete Aktiven, der Liquiditätsausstattung, sowie den regulatorischen Eigenkapitalausstattungen der einzelnen Banken sind Korrelationen von mehr als 0,2 zu beobachten. Die Höhe der Korrelationskoeffizienten kann Aufschluss darüber geben, für welche Variablen in den anschließenden multivariaten Regressionsanalysen wesentliche Zusammenhänge mit der Höhe der Beta-Faktoren zu erwarten sind.

V.2 Angewandte Regressionsmodelle

Die Analyse des Einflusses der jeweiligen bankenspezifischen Größen auf die Höhe der einzelnen Beta-Faktoren erfolgt unter Anwendung von multivariaten Regressionen. Um eine Vergleichbarkeit mit früheren Studien herstellen zu können, sind die in diesem Artikel angewandten Regressionsgleichungen methodisch konsistent mit denen von Jahankhani/Lynge (1980), Rosenberg/Perry (1981), Templeton/Severiens (1992), Demsetz/Strahan (1997), sowie Bhattacharyya/Purnanandam (2011).[32] In den Regressionen wurden die jeweiligen Beta-Faktoren (β^i_t) als abhängige und somit zu erklärende Variable definiert.

Die analysierten multivariaten Regressionen folgen grundsätzlich der Gleichung:

$$\beta^i_t = \alpha^i_t + \beta^i_{1,t}\, x\ \textit{Eigenkapitalrendite}^i_t + \beta^i_{2,t}\, x\ \textit{Risiko und Liquidität}^i_t + \beta^i_{3,t}\, x\ \textit{Regulatorisches Eigenkapital}^i_t + \beta^i_{4,t}\, x\ \textit{Geschäftsmodell}^i_t + \beta^i_{5,t}\, x\ \textit{Größe}^i_t + \beta^i_{6,t}\, x\ \textit{Dummy-Variable-Beobachtungszeitpunkt}^i_t + \varepsilon^i_t;$$

---

[32] Vgl. Bhattacharyya/Purnanandam, AFA 2012 Chicago Meetings Paper, S. 35 (S. 35: "The dependent variable is the bank's beta. (…) All models are estimated with bank fixed effects and standard errors are clustered at the bank level. Sample covers yearly bank observations from 2000 to 2006");
Demsetz/Strahan, Journal of Money, Credit and Banking 29 (3) 1997, S. 11, 30, 31 (S. 11: "We estimate each equation using a pooled time series/cross section data from 1987 to 1993 and include a set of time fixed-effects to control for changes in risk common to all bank holding companies' (BHC) stocks in our sample." S. 30: Die Autoren verwenden "regressions of (…) firm-specific risk and systematic risk on BHC size, characteristics and activities. Pooled data from 1987 to 1993, with time fixed effects");
Templeton/Severiens, Journal of Business and Economics, Autumn 1992, S. 7, 8, 14 (S. 7: "(…) OLS regression equations can test the relationship between the three measures of risk and nonbank diversification. All three dependent variables - variance of shareholder returns, beta, and the interest rate coefficient - are annual measures based on daily data." S. 8: "A pooled cross-sectional time-series approach is used to construct the sample. The sample period is 1979 through 1986.");
Rosenberg/Perry, NBER Working Paper No. 265 1981, S. 371, 387, 405 (Die Autoren beschreiben ihr Modell wie folgt: S. 371: "Data on more than 100 banks for about 100 months are available; there are 11'219 data points in all. Predictive models for systematic and residual risk are fitted to this pooled cross-sectional time series.");
Jahankhani/Lynge, Journal of Bank Research, 11(3) 1980, S. 8, 13 (S.8: "The sample utilized in this study consists of all firms in the COMPUSTAT Quarterly Bank data tape which had continuous data over the period 1972 through 1976"; S. 13: "Multiple regression is used to estimate the relationship between these accounting measures and the market determined risk measures").

mit α als Konstante (hier modelliert als sog. fester Effekt der Banken[33] - engl. *fixed effect*), β als Regressionskoeffizienten der unabhängigen Variablen und ε als Fehlerterm. Der Index t stellt die Beobachtungszeitpunkte für jede Bank i der Stichprobe dar.

Da es sich bei dem analysierten Datensatz um sog. Paneldaten handelt, besteht die Möglichkeit der Autokorrelation der Fehlerterme ε (auch engl. *Serial Correlation* genannt), welche in der Analyse berücksichtigt werden muss. Bei Finanzdaten können grundsätzlich zwei Arten der sog. *within-observation dependence* bestehen.[34] Erstens können die Fehlerterme für eine bestimmte Bank i in der Stichprobe über die unterschiedlichen Beobachtungszeitpunkte t = n miteinander korrelieren (sog. *firm effect*). Zweitens besteht auch die Möglichkeit, dass Fehlerterme der Banken in der Stichprobe zu einem bestimmten Beobachtungszeitpunkt t untereinander korrelieren (sog. *time effect*).

Ein Ansatz diese mögliche Autokorrelation der Fehlerterme ε einzugrenzen ist die Anwendung von sog. *cluster-robust standard errors*.[35] Petersen (2009) kommt in seinen Analysen zu dem Ergebnis, dass *cluster-robust standard errors* bei einer möglichen Autokorrelation der Fehlerterme eine zweckmäßige und sinnvollere Alternative zu *OLS*, *White*, *Newey-West* oder *Fama-MacBeth* Standardfehlern sind.[36] Aufgrund dessen wurden *cluster-robust standard errors* in der Regressionsanalyse dieses Artikels angewandt. Hierbei erfolgte die Gruppierung (d.h. *clustering*) der Standardfehler auf Basis der einzelnen Banken i; ein Vorgehen, das mit dem von

---

33 Vgl. Bertrand/Duflo/Mullainathan: How much should we trust differences-in-differences estimates? Quarterly Journal of Economics 119 (1) 2004, S. 249- 275.

34 Vgl. Brewer III, Relationship between bank holding company risk and nonbank activity. Journal of Economics and Business Vol. 41 (1989), S. 337-353.

35 Vgl. Petersen, Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. The Review of Financial Studies, 22 (1) 2009, S. 435 – 480; Thompson, Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. Journal of Financial Economics, 99 (1) 2011, S. 1-10.

36 Vgl. Petersen, Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. The Review of Financial Studies, 22 (1) 2009, S. 435 – 480.

Bhattacharyya/Purnanandam (2012) deckungsgleich ist.[37] Des Weiteren wurden die einzelnen Beobachtungszeitpunkte *t* mittels Dummy-Variablen in den Regressionen berücksichtigt (*Dummy-Variable-Beobachtungszeitpunkte*, siehe Regressionsgleichung oben). Diese Methodik stützt sich auf die Simulationserkenntnisse von Petersen (2009)[38] und ist konsistent zu dem Vorgehen früherer Studien zu den Einflussfaktoren von Beta-Faktoren.[39]

Zusätzlich wurden in den Regressionen um Multikollinearitätsprobleme zu vermeiden, lediglich erklärende Variablen berücksichtigt, die untereinander Korrelationskoeffizienten von 0,3 oder kleiner aufweisen. Des Weiteren wurden die Varianzinflationsfaktoren (ViF) der einzelnen erklärenden Variablen in den jeweiligen Regressionen untersucht. Falls erklärenden Variablen einen ViF von über 10 aufweisen würden, wären diese in den Regressionen ausgeschlossen worden. Dies war aber nicht der Fall.

---

[37] Vgl. Bhattacharyya/Purnanandam, AFA 2012 Chicago Meetings Paper, S. 35 (S. 35: "The dependent variable is the bank's beta. (…) All models are estimated with bank fixed effects and standard errors are clustered at the bank level)".

[38] Vgl. Petersen, Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. The Review of Financial Studies, 22 (1) 2009, S. 435 – 480. Siehe in diesem Zusammenhang auch: Bertrand/Duflo/Mullainathan, How much should we trust differences-in-differences estimates? Quarterly Journal of Economics 119 (1) 2004, S. 249- 275. Siehe auch Templeton/Severiens, Journal of Business and Economics, Autumn 1992, S. 8: "Brewer (1989) points out that pooled cross-sectional time-series data imply the introduction of a time-varying error in addition to the usual error term. (…) the current study has sought to remove time-series dependence by restructuring each of the four models using annual intercept dummy variables".

[39] Vgl. Templeton/Severiens, Journal of Business and Economics, Autumn 1992, S. 8; Demsetz/Strahan, Journal of Money, Credit and Banking 29 (3) 1997, S. 11;

V.3 Ergebnisse

Die in Tab. 2 dargestellten Ergebnisse entsprechen vollständig den in Abschnitt IV beschriebenen Hypothesen. Grundsätzlich kann für alle Einflussbereiche ein statistisch signifikanter Einfluss auf die Höhe von Beta-Faktoren von europäischen Banken beobachtet werden.

(1) Bankspezifische Eigenkapitalrenditen und deren Variabilität:

Zunächst ist zu beobachten, dass die Höhe der aktuellen Eigenkapitalrenditen (*ROE_LTM*) einen höchst statistisch signifikanten Einfluss auf Beta-Faktoren hat (s. Regressionen (1), (2), (5) - (7)). Aufgrund der negativen Vorzeichen der Regressionskoeffizienten (-0,683 bis -1,563) ist der Einfluss negativ. Das bedeutet, dass unter Berücksichtigung aller anderen Variablen in diesen Regressionsgleichungen, höhere Eigenkapitalrenditen einer Bank zu niedrigeren Beta-Faktoren führen. Womöglich hängt dies damit zusammen, dass Investoren höhere Eigenkapitalrenditen mit einem niedrigeren Investitionsrisiko interpretieren. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass Banken mit höheren Eigenkapitalrenditen für Investoren sicherer erscheinen, da unter der Annahme, dass diese Banken auch in Zukunft vergleichbare Renditen generieren werden, die Wahrscheinlichkeit geringer ist, dass diese Finanzinstitute negative Eigenkapitalrenditen erwirtschaften werden, da der Abstand zwischen einer hohen Eigenkapitalrendite und einer negativen Eigenkapitalrendite grösser ist, als wenn die beobachtbare Eigenkapitalrendite niedriger ist. Negative Eigenkapitalrenditen und somit negative Nachsteuer-Jahresüberschüsse reduzieren grundsätzlich das regulatorische Eigenkapital einer Bank, welches einen der zentralen Werttreiber einer Bank darstellt, was womöglich durch Investoren höchst problematisch angesehen wird.

Neben der Höhe der Eigenkapitalrenditen wurden in Regression (3) die beobachtbaren Schwankungen der Eigenkapitalrenditen über einen 12-Monats-Zeitraum der jeweiligen Finanzinstitute untersucht (*ROE_VAR_BANK_LTM*). Auch hier ist ein höchst statistisch signifikanter Einfluss

auf die beobachtbaren Beta-Faktoren zu identifizieren. Entsprechend des Vorzeichens des Regressionskoeffizienten (4,229) ist der Einfluss positiv, was bedeutet, dass eine höhere Variabilität der Eigenkapitalrenditen zu höheren Beta-Faktoren führt. Ein Ergebnis, welches nicht verwundert, da man annehmen kann, dass Renditeschwankungen zu volatileren Nachsteuer-Jahresüberschüssen führen und somit auch zu volatileren Aktienkursen. Eine Beobachtung, die bereits empirisch untersucht wurde.[40]

Standardisiert man die Schwankungen der beobachtbaren Eigenkapitalrenditen (*ROE_VAR_INDUSTRY_LTM*), d.h. setzt man diese ins Verhältnis zu den Renditeschwankungen der Industrie, ergibt sich ein sehr ähnliches Bild wie bei der Variable *ROE_VAR_BANK_LTM*. Auch hier ist ein höchst statistisch signifikanter Einfluss beobachtbar (s. Regression (4)). Für die standardisierte Variabilitätsgröße ist der Effekt auf die Beta-Faktoren ebenso äußert stark. Mit einem Regressionskoeffizienten von 0,525 ist der Effekt abermals positiv. Die Ergebnisse von *ROE_VAR_BANK_LTM* und *ROE_VAR_INDUSTRY_LTM* zeigen deutlich auf, dass sich Renditeschwankungen auf das eigesetzte Eigenkapital eindeutig in höheren Beta-Faktoren von Banken widerspiegeln.

(2) Bankspezifisches Risiko und Liquiditätsausstattung:

Als erste Risikogröße wurden in den Regressionen (1) und (5) die bestehenden *Loan Loss Provisions* der einzelnen Banken berücksichtigt (*LOAN_LOSSES/LOANS*). Wie oben beschrieben, stellen *Loan Loss Provisions* drohende Zahlungsausfälle von Kunden bzw. Kreditnehmern einer Bank dar, und somit einen negativen Einfluss auf zukünftige Cashflows einer Bank. Grundsätzlich ist in den beiden untersuchten Regressionen ein höchst statistisch signifikanter positi-

[40] Siehe hierzu z.B. Minton/Schrand, Journal of Financial Economics 54 1999, S. 423-460; Beaver/Kettler/Scholes, The Accounting Review 45 1970, S. 654-682; Rosenberg/McKibben, Journal of Financial and Quantitative Analysis 8 1973, S. 317-333; Lev/Kunitsky, The Accounting Review 48 1974, S. 259-270; Bowman, Journal of Finance 34 1979, S, 617-630; Barnes, LBS Accounting Subject Area Working Paper No. ACCT019 2002, S. 1-48.

ver Einfluss auf beobachtbare Beta-Faktoren zu identifizieren. Das bedeutet, dass höhere bilanzierte *Loan Loss Provisions* einen erhöhenden Einfluss auf beobachtbare Beta-Faktoren von Banken haben.

Als nächste Risikovariable wurde der Effekt von bestehenden Portfolios an notleidenden Krediten in Regression (7) analysiert (*NPL/LOANS*). Die NPL Quote stellt ebenso ein bilanzielles Risikomaß dar, da die Cashflow-Effekte von NPL Portfolios grundsätzlich schwierig zu prognostizieren sind und die Bewertung der bilanzierten NPL Portfolios z.T. ermessensbehaftet ist. Auch für diese Risikovariable ist ein höchst statistisch signifikanter positiver Effekt auf die Beta-Faktoren zu erkennen. Aufgrund des positiven Vorzeichens des Regressionskoeffizienten (4,472) hat diese Variable einen erhöhenden Einfluss auf beobachtbare Beta-Faktoren.

Neben den beiden spezifischen Risikogrößen *Loan Loss Provisions* und *Non-Performing Loans* wurde der grundsätzliche Effekt von sämtlichen bilanzierten und nicht-bilanzierten Risikopositionen (sog. *On- and Off-Balance Sheet Risk Positions*), aggregiert in der Kennzahl der sog. risikogewichteten Aktiven, auf beobachtbare Beta-Faktoren analysiert. Um vergleichbare Ergebnisse zwischen den Banken in der Stichprobe herstellen zu können, wurden die risikogewichteten Aktiven standardisiert, d.h. ins Verhältnis zu sämtlichen Vermögenswerten einer Bank gesetzt (*RWA/ASSETS*). Analog zu den vorherigen Ergebnissen ist auch hier ein höchst statistisch signifikanter Effekt auf die Beta-Faktoren zu erkennen (s. Regression (7)). Mit einem Regressionskoeffizienten von 0,891 ist der hieraus resultierende Einfluss positiv (also Beta-Faktor-erhöhend).

Während sich die beschriebenen bilanzierten und nicht-bilanzierten Risiken grundsätzlich erhöhend auf Beta-Faktoren auswirken, reduzieren bestehende Liquiditätsreserven die Höhe von beobachtbaren Beta-Faktoren. Der Effekt ist in den Regressionen (2) bis (4) dargestellt. Die reduzierende Wirkung wird durch die negativen Regressionskoeffizienten von -1,856 bis -2,032 ausgedrückt. In allen drei Regressionsanalysen ist der Einfluss höchst statistisch signifikant und

impliziert, dass höhere Liquiditätsbestände eine systematisches risikomindernde Wirkung in den in der Stichprobe enthaltenen Banken entfalten.

(3) Bankspezifische regulatorische Eigenkapitalausstattung:

Gemäß den Ergebnissen der Regressionen (1) bis (7) mindern höhere regulatorische Eigenkapitalquoten grundsätzlich das systematische Risiko der Banken in der Stichprobe. Das regulatorische Eigenkapital soll in Krisenzeiten Verluste absorbieren. Banken mit niedrigem regulatorischen Eigenkapital sehen sich grundsätzlich der Gefahr ausgesetzt, dass deren Kapitalpuffer evtl. zu niedrig ist um wesentliche Verluste aufzufangen.

Die Ergebnisse der Regressionen zeigen einen eindeutigen reduzierenden Effekt der regulatorische Eigenkapitalquoten auf das systematische Risiko der Banken. Für die Kernkapitalquote (*TIER_1_RATIO*) ist der Einfluss äußert stark ausgeprägt und in allen Regressionen höchst statistisch signifikant. Die risikoreduzierende Wirkung zeigen die negativen Regressionskoeffizienten von -3,296 bis -3,730 auf. Ähnliche stark ausgeprägte Ergebnisse lassen sich für die harte Kernkapitalquote (*CET_1_RATIO*) beobachten. In den Regressionen (2) bis (4) und (7) sind die Regressionskoeffizienten abermals negativ (-2,717 bis -4,417). Diese Ergebnisse implizieren, dass das systematische Risiko, welches durch den Beta-Faktor ausgedrückt wird, für besser kapitalisierte Banken auf Kapitalmärkten niedriger eingeschätzt wird. An niedriger kapitalisierte Banken würden Investoren somit eine höhere Renditeanforderung stellen, unter sonst identischen bankspezifischen Voraussetzungen.

(4) Bankspezifisches Geschäftsmodell:

Wie eingangs erwähnt, wurde das inhärente Risiko des Geschäftsmodells der Banken in der Stichprobe durch die zu beobachtende Zusammensetzung der Aktivseite der Bankenbilanz approximiert. Hierfür wurde untersucht, welchen Anteil der gesamten Vermögenswerte das bilanzierte Kundenkreditportfolio besitzt (*LOANS/ASSETS*). Die Variable *LOANS/ASSETS* ver-

sucht zum einen abzuschätzen, welches operative Risiko im Geschäftsmodell einer Bank reflektiert ist. Zum anderen kann die Variable als Approximation des Diversifikationsgrades einer Bank über unterschiedliche Geschäftsbereiche interpretiert werden. Ein hohes *LOANS/ASSETS*-Verhältnis impliziert, dass sich eine Bank auf ein traditionelles Geschäftsmodell aus Kreditgewährung an Privat- und Firmenkunden fokussiert. Für die Variable *LOANS/ASSETS* ist in allen untersuchten Regressionen (1) bis (7) ein höchst statistisch signifikanter Einfluss auf die Höhe der Beta-Faktoren zu beobachten. Die systematische risikoreduzierende Wirkung auf die Beta-Faktoren wird durch die negativen Regressionskoeffizienten von -0,485 bis -1,063 dargestellt. Diese Ergebnisse implizieren, dass das systematische Risiko von Banken, welche sich auf das klassische Privat- und Firmenkunden Kreditgeschäft stärker konzentrieren, auf Kapitalmärkten niedriger eingeschätzt wird als *vice versa*.

(5) Größe des Finanzinstituts:

Die Größe der jeweiligen Banken wurde durch deren Marktkapitalisierung, sowie deren Bilanzsumme approximiert. Die Variablen *MARKET_CAP* und *ASSETS* versuchen zu messen, inwiefern ein Zusammenhang zwischen der Größe eines Finanzinstituts und dessen systematischen Risikos besteht. In den Regressionen (1) bis (4), (6) und (7) zeigt die Größenvariable *MARKET_CAP* einen höchst statistisch signifikanten Einfluss auf die beobachtbaren Beta-Faktoren der Banken in der Stichprobe. Die negativen Regressionskoeffizienten, welche zwischen -2,94E-06 und -3,48E-06 liegen, zeigen auf, dass die Größe eines Finanzinstituts das systematische Risiko reduziert. Eine mögliche Erklärung hierfür könnte in der höheren Systemrelevanz von Großbanken im Gegensatz zu kleineren Banken liegen. Investoren könnten evtl. aufgrund einer höheren Systemrelevanz davon ausgehen, dass deren Eigenkapitalinvestition geringeren Investitionsrisiken ausgesetzt ist, da die Wahrscheinlichkeit größer ist, dass im Krisenfall systemrelevantere Finanzinstitute durch europäische Regierungen unterstützt würden. Dies ist je-

doch eine schwer zu prüfende These, da dies durch das Basel-III-Rahmenwerk eigentlich vermieden werden soll. Dennoch ist dies teilweise in Europa weiterhin zu beobachten (siehe z.B. den aktuellen Fall der im Juli 2017 durch die EU-Kommission genehmigten Rekapitalisierung der italienischen Großbank Monte dei Paschi di Siena, für welche Staatshilfen in Höhe von € 5,4 Milliarden durch die italienische Regierung bereitgestellt wurden).[41]

V.4 Aussagekraft und Grenzen der Analysen

Im Zentrum der vorangegangenen Analysen stand die Untersuchung der Einflussfaktoren von Beta-Faktoren von Banken. Die Höhe der R^2-Werte in den berechneten Regressionen (R^2 von 28,5 bis 52,0) impliziert, dass ein wesentlicher Teil der Variabilität der abhängigen Variablen, d.h. der beobachtbaren Beta-Faktoren, durch die berücksichtigten Determinanten erklärt werden kann. Dennoch existieren weitere Variablen, welche nicht Bestandteil der Regressionen sind, die einen Einfluss auf die Höhe von Beta-Faktoren haben.

Grundsätzlich sollte die Interpretation der Ergebnisse vor dem Hintergrund folgender zentraler Annahmen, welche seitens des Autors getroffen wurden, erfolgen. Zum einen ist darauf hinzuweisen, dass die vorangegangenen Analysen ausschließlich auf einer Stichprobe von europäischen Banken basierten. Auf eine Ausweitung der Stichprobe inkl. nordamerikanischer und asiatischer Banken wurde bisher verzichtet. Eine Ausweitung der Stichprobe könnte sich grundsätzlich positiv auf die Aussagekraft der Ergebnisse auswirken. Zweitens wurden die Analysen auf Basis von börsennotierten Großbanken durchgeführt. Eine Fokussierung auf Großbanken wurde durch den Autor als sinnvoll erachtet, da beobachtbare Handelsvolumina von Aktien börsennotierter Großbanken höher sind als von kleineren Finanzinstituten und somit angenom-

---

41 Vgl. EU Kommission, Kommission genehmigt Rekapitalisierung der italienischen Bank Monte dei Paschi di Siena (MPS), Presseerklärung, abrufbar unter: https://ec.europa.eu/germany/news/kommission-genehmigt-rekapitalisierung-der-italienischen-bank-monte-dei-paschi-di-siena-mps_de. Abruf am 21.01.2018.

men werden kann, dass die Aussagekraft der Beta-Faktoren von Großbanken im Zusammenhang mit deren tatsächlichem systematischen Risiko größer ist.[42] Des Weiteren ist hervorzuheben, dass sich der Analysezeitraum von Ende 2014 bis 2016 erstreckt. Die vorangegangenen Untersuchungen beinhalten somit keine Kapitalmarktbeobachtungen während Finanzkrisen. Eine Erweiterung um Datenpunkte aus Zeiten finanzieller Krisen wäre grundsätzlich interessant, um zu verstehen inwiefern die oben beschriebenen Ergebnisse auch in Zeiten extremer Aktienkursvolatilitäten gelten.[43]

Unabhängig von den oben beschriebenen Einschränkungen erweitern die vorangegangenen Analysen die bestehende Literatur zu den Determinanten von Beta-Faktoren von europäischen Banken, da aufgezeigt wird, dass sich eine unreflektierte Übernahme von Branchenbetas zu kurz greifen kann.

VI. Zusammenfassung

Welche unternehmensspezifischen Determinanten beeinflussen Beta-Faktoren von Banken? Diese Fragestellung stand am Anfang der vorangegangenen empirischen Analysen. Grundsätzlich wurden durch uni- und multivariate Analysen aufgezeigt, dass bankenspezifische Faktoren einen wesentlichen Einfluss auf die Höhe von Beta-Faktoren von Finanzinstituten haben. Alle in Abschnitt IV beschriebenen Einflussbereiche lassen sich im Datensatz nachweisen. Grundsätzlich ist der Einfluss derjenigen Determinanten, welche die einzelnen Einflussbereiche approximieren, äußert stark. Zum einen ist hier die Relevanz der Eigenkapitalrendite und deren Variabilität zu nennen. Banken mit höheren Eigenkapitalrenditen weisen im Datensatz niedrigere Beta-Faktoren auf, wohingegen sich deren Variabilität negativ auswirkt (d.h. eine höhere Variabilität führt zu höheren Beta-Faktoren). Dass die Höhe von Beta-Faktoren aber auch eine

---

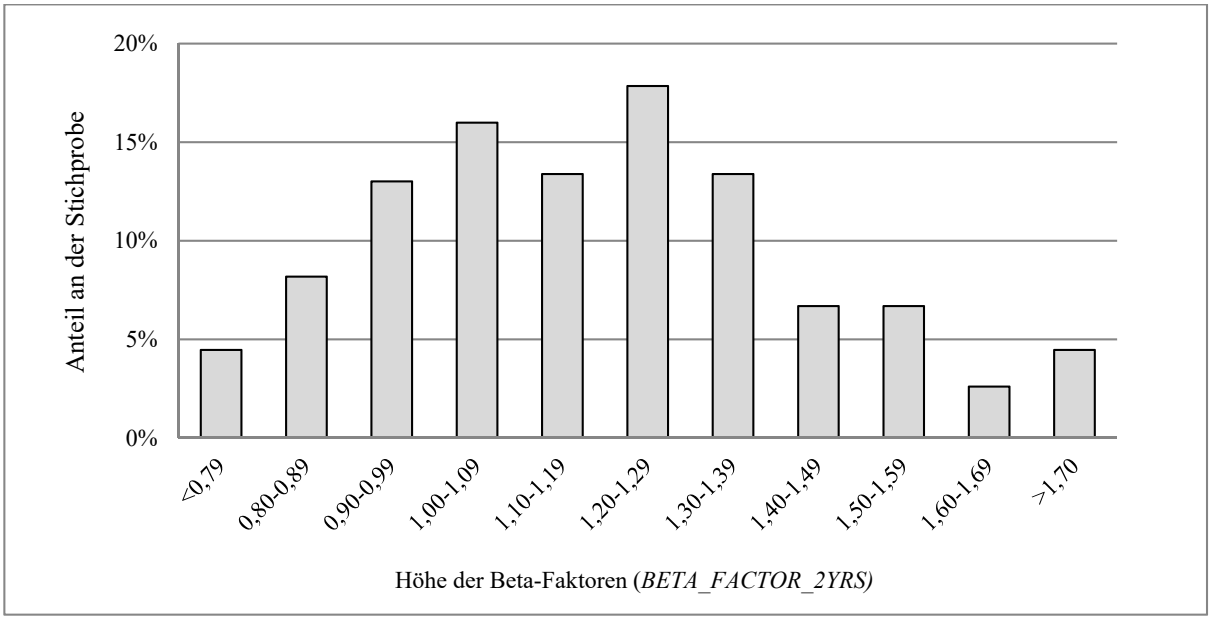
[42] Vgl. hierzu Carpenter/Upton, The Journal of Portfolio Management 7 (2), S. 60-64, sowie Damodaran, Estimating Risk Parameters, Working Paper, S. 1-31. Grundsätzlich kann angenommen werden, dass „(w)hen a share issue trades infrequently, the most recent transaction price may be stale and not reflect underlying changes in value" (CFA Institute, 2018 Level II Program Curriculum Volume, 12. Aufl. 2017, S. 77).

[43] Vgl. Black/Correa/Huang/Zhou, Journal of Banking and Finance 63, S.107-125.

Funktion der bilanziellen Risiken auf der Aktivseite einer Bankenbilanz darstellt, kann im Datensatz ebenso nachgewiesen werden, wie eine negative Korrelation mit den bankenspezifischen Liquiditätsausstattungen. Dass Banken mit einer höheren regulatorischen Eigenkapitalausstattung auch ein niedrigeres systematisches Risiko besitzen, konnte ebenso in allen analysierten Regressionen belegt werden. Ähnlich wie bilanzielle Risiken wirkt sich die Komplexität des Geschäftsmodells einer Bank Beta-Faktor-erhöhend aus. Abschließend konnte auch ein wesentlicher Einfluss der Größe eines Finanzinstituts auf dessen Beta-Faktor beobachtet werden.

Die Ergebnisse implizieren, dass insbesondere bei der Bewertung von privatgehaltenen Banken, für welche keine unternehmenseigenen Beta-Faktoren über den Kapitalmarkt abgeleitet werden können, eine Analyse der *Peer Group* notwendig wird, um zu verstehen, inwiefern wesentliche Abweichungen in den jeweiligen Einflussfaktoren bestehen.

Anhang



Datenquellen: Thomson Reuters, Capital IQ, Bloomberg.

Abb. 1: Verteilung der Beta-Faktoren europäischer Banken in der Stichprobe

Finanzinformationen der europäischen Banken in der Stichprobe (Q4/2014 - Q4/2016)						
Einflussfaktor [1]:	**Arith. Mittel**	**Median**	**1. (unteres) Quartil**	**3. (oberes) Quartil**	**Standard Abwei-chung**	**Anzahl (n)**
Systematisches Risiko:						
BETA_FACTOR_1YR	1,147	1,138	0,899	1,449	0,418	315
BETA_FACTOR_2YRS	1,136	1,141	0,970	1,342	0,339	315
Eigenkapitalrendite:						
ROE_LTM	0,060	0,071	0,033	0,098	0,063	315
ROE_VAR_BANK_LTM	0,016	0,009	0,005	0,018	0,020	315
ROE_VAR_INDUSTRY_LTM	0,150	0,086	0,044	0,173	0,181	315
Risiko und Liquidität:						
LOAN_LOSSES/LOANS	0,014	0,007	0,003	0,021	0,017	315
NPL/LOANS	0,044	0,031	0,014	0,056	0,045	315
RWA/ASSETS	0,354	0,346	0,250	0,433	0,131	315
LIQUIDITY/ASSETS	0,054	0,052	0,018	0,075	0,042	315
Regulatorisches Eigenkapital:						
TIER_1_RATIO	0,153	0,141	0,126	0,169	0,038	315
CET_1_RATIO	0,116	0,110	0,094	0,134	0,033	315
Geschäftsmodell:						
LOANS/ASSETS	0,528	0,565	0,377	0,641	0,161	315
Größe:						
MARKET_CAP (in € Millionen)	33.011	24.613	17.200	42.928	26.961	315
ASSETS (in € Millionen)	778.346	599.714	272.868	1.112.672	603.068	315

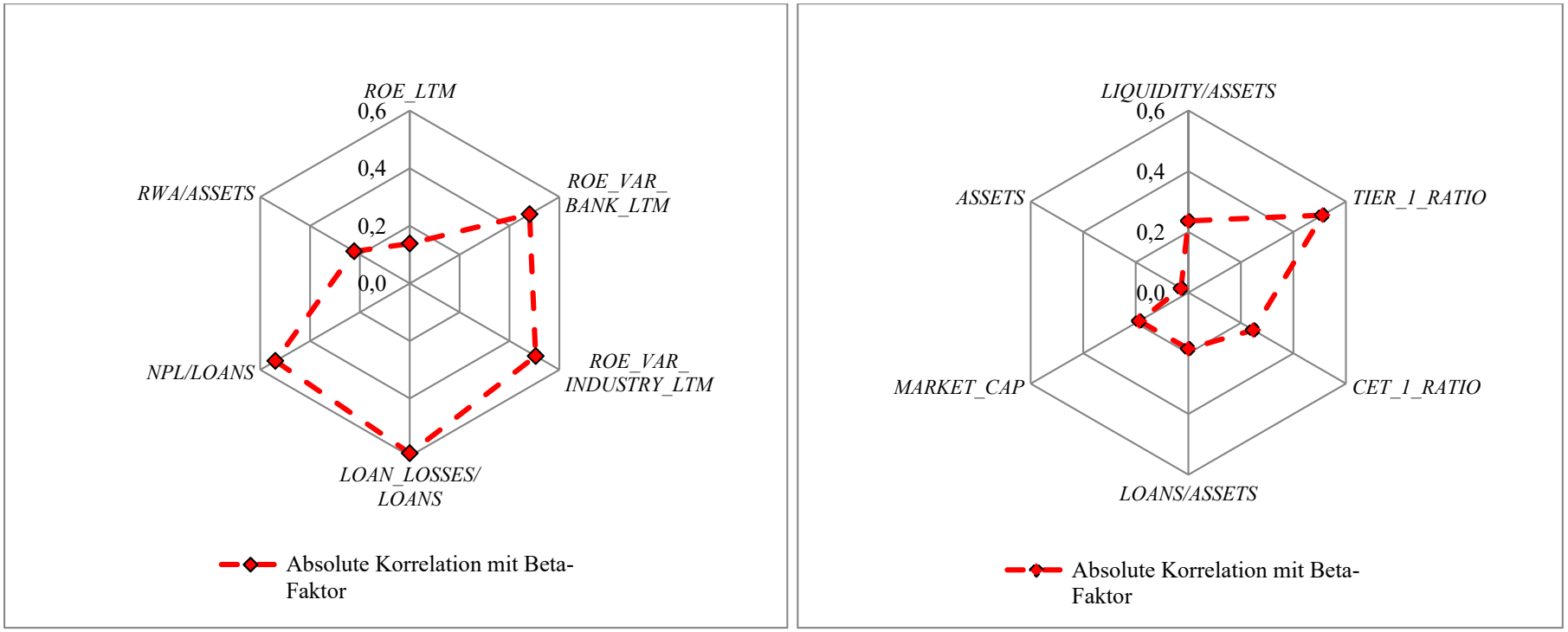
Anmerkungen:

[1] Definition der Variablen:

Die Variablen wurden für alle Banken (i = 1, 2, 3, …, 35) zu jedem der 9 Quartalsenden zwischen Dezember 2014 und Dezember 2016 (t = 1, 2, 3, …, 9) ermittelt. Die Variablen *BETA_FACTOR_1YR* und *BETA_FACTOR_2YRS* wurden für jede Bank i separat auf Basis wöchentlicher Aktienrenditen gegenüber dem breitesten lokalen Aktienindex über einen Ein- bzw. Zwei-Jahres-Zeitraum ermittelt. Die Eigenkapitalrendite *ROE_LTM* stellt den Quotienten aus dem Jahresüberschuss nach Steuern von i, gemessen retrospektiv über einen 12-Monats-Zeitraum, und dem bilanziellen Eigenkapital von i, zum jeweiligen Quartalsende, dar. Die erste Rendite-Variabilitätsgröße *ROE_VAR_ BANK_LTM* ermittelt sich als Standardabweichung des ROE einer Bank i über die letzten 4 Quartalsenden. Die zweite Rendite-Variabilitätsgröße *ROE_VAR_INDUSTRY_LTM* stellt eine standardisierte Variabilitätsgröße dar und entspricht dem Quotienten von *ROE_VAR_BANK_LTM* und der Standardabweichung aller ROE sämtlicher Banken in der Stichprobe über die letzten 4 Quartalsenden. Die Risikovariable *LOAN_LOSSES/LOANS* berechnet sich aus den bestehenden *Loan Loss Provisions* geteilt durch das gesamte bilanzierte Kreditportfolio einer Bank i jeweils zum Quartalsende. Die Variable *NPL/LOANS* wurde als Quotient aus dem bestehenden Portfolio aus notleidenden Krediten (*Non-Performing Loans*) und dem gesamten bilanzierten Kreditportfolio einer Bank i jeweils zum Quartalsende berechnet. Die dritte Risikovariable *RWA/LOANS* stellt das Verhältnis aus risikogewichteten Aktiven (*Risk-Weighted Assets*) und den gesamten bilanzierten Vermögenswerten einer Bank i zum jeweiligen Quartalsende dar. Die Variable *LOANS/ASSETS* approximiert die Komplexität des Geschäftsmodells einer Bank i und berechnet sich aus dem existierenden Kreditportfolio einer Bank in Relation zu deren gesamten bilanzierten Vermögenswerten zum jeweiligen Quartalsende. Die Liquiditätskennzahl *LIQUIDITY/ASSETS* berechnet sich aus bestehenden flüssigen Mitteln geteilt durch sämtliche Vermögenswerten einer Bank i zum jeweiligen Quartalsende. Die Kapitalisierungskenngrößen *TIER_1_RATIO* und *CET_1_RATIO* wurden als Quotienten aus Kernkapital bzw. hartem Kernkapital und risikogewichteten Aktiven einer Bank i zum jeweiligen Quartalsende ermittelt. Die größenspezifische Variable *MARKET_CAP* stellt die Marktkapitalisierung einer Bank i in € Millionen zum jeweiligen Quartalsende dar, wohingegen die Variable *ASSETS* sämtliche bilanzierten Vermögenswerte einer Bank i in € Millionen zum jeweiligen Quartalsende misst.

Datenquellen: Thomson Reuters, Capital IQ, Bloomberg, Jahresabschlüsse.

Tab. 1: Finanzinformationen der europäischen Banken in der Stichprobe.



Anmerkungen:

Die dargestellten Korrelationen stellen absolute Werte dar. Für folgende Variablen ist eine negative Korrelation mit der zu erklärenden Variablen *BETA_FACTOR_2YRS* zu beobachten: *ROE_LTM, LIQUIDITY/ASSETS, TIER_1_RATIO, CET_1_RATIO, LOANS/ASSETS, MARKET_CAP* und *ASSETS.*

Datenquellen: Thomson Reuters, Capital IQ, Bloomberg, Geschäftsberichte.

Abb. 2: Absolute Korrelationen (Korrelationskoeffizienten) der einzelnen Variablen mit den beobachtbaren Beta-Faktoren europäischer Banken.

ML-Regressionsanalysen bzgl. des Einflusses bankenspezifischer Finanzkennzahlen auf Beta-Faktoren (2014-2016)									
Abhängige Variable:		(1) R.K.		(2) R.K.		(3) R.K.		(4) R.K.	
BETA_FACTOR_2YRS	Erklärende Variablen [1]	(S.F.)	sig. [2]	(S.F.)	sig. [2]	(S.F.)	sig. [2]	(S.F.)	sig. [2]
(1) Eigenkapital-rendite:	*ROE_LTM*	-0,683	**	-1,563	***				
		(0,290)		(0,258)					
	ROE_VAR_BANK_LTM					4,229	***		
						(0,614)			
	ROE_VAR_INDUSTRY_LTM							0,525	***
								(0,069)	
(2) Risiko und Liquidität:	*LOAN_LOSSES/LOANS*	9,819	***						
		(1,209)							
	LIQUIDITY/ASSETS			-1,856	***	-2,032	***	-2,030	***
				(0,716)		(0,703)		(0,692)	
(3) Regulatorisches Eigenkapital:	*TIER_1_RATIO*	-3,296	***						
		(0,810)							
	CET_1_RATIO			-4,417	**	-4,339	***	-4,134	***
				(1,091)		(1,071)		(1,057)	
(4) Geschäfts-modell:	*LOANS/ASSETS*	-1,009	***	-0,485	***	-0,807	***	-0,824	***
		(0,207)		(0,189)		(0,187)		(0,184)	
(5) Größe:	*MARKET_CAP*	-3,17E-06	***	-3,22E-06	***	-3,48E-06	***	-3,48E-06	***
		(1,07E-06)		(1,12E-06)		(1,09E-06)		(1,09E-06)	
	(Konstante)	2,179	***	2,140	***	2,143	***	2,134	***
		(0,163)		(0,174)		(0,170)		(0,167)	
	F-Wert	25,126	***	9,243	***	10,262	***	11,287	***
	R-Quadrat	0,520		0,285		0,307		0,328	
	n	315		315		315		315	

ML-Regressionsanalysen bzgl. des Einflusses bankenspezifischer Finanzkennzahlen auf Beta-Faktoren (2014-2016)									
Abhängige Variable: *BETA_FACTOR_2YRS*	Erklärende Variablen [1]	(1) R.K. (S.F.)	sig. [2]	(5) R.K. (S.F.)	sig. [2]	(6) R.K. (S.F.)	sig. [2]	(7) R.K. (S.F.)	sig. [2]
(1) Eigenkapital-rendite:	*ROE_LTM*	-0,683	**	-0,838	***	-0,865	***	-1,363	***
		(0,290)		(0,288)		(0,304)		(0,225)	
(2) Risiko und Liquidität:	*LOAN_LOSSES/LOANS*	9,819	***	9,758	***				
		(1,209)		(1,251)					
	NPL/LOANS					4,472	***		
						(0,729)			
	RWA/LOANS							0,891	***
								(0,245)	
(3) Regulatorisches Eigenkapital:	*TIER_1_RATIO*	-3,296	***	-3,298	***	-3,730	***		
		(0,207)		(0,847)		(0,860)			
	CET_1_RATIO							-2,717	***
								(0,940)	
(4) Geschäfts-modell:	*LOANS/ASSETS*	-1,009	***	-1,063	***	-0,914	***	-0,794	***
		(0,207)		(0,237)		(0,225)		(0,165)	
(5) Größe:	*MARKET_CAP*	-3,16E-06	***			-3,33E-06	***	-2,94E-06	***
		(1,07E-06)				(1,12E-06)		(9,53E-07)	
	ASSETS			-1,01-E07	*				
				(6,19E-08)					
	(Konstante)	2,179	***	2,218	***	2,240	***	1,762	***
		(0,163)		(0,208)		(0,169)		(0,161)	
	F-Wert	25,126	***	24,185	***	21,392	***	10,914	***
	R-Quadrat	0,520		0,511		0,480		0,327	
	n	315		315		315		315	

Anmerkungen:

[1] Definition der Variablen: siehe Tab. 1.

[2] Signifikanz Niveaus von *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}1$.

Abkürzungen: ML Multilinear, R.K. Regressionskoeffizient, S.F. Standardfehler (sog. cluster-robust standard errors), n Anzahl.

Datenquellen: Thomson Reuters, Capital IQ, Bloomberg, Jahresabschlüsse.

Tab. 2: Ergebnisse der ML-Regressionsanalysen.