

Produktivität und ihre Einflussfaktoren – Eine empirische Analyse der Kreditgenossenschaften

Frank Richter*

Zusammenfassung

Zahlreiche Genossenschaftsbanken sehen sich durch die politisch motivierte Niedrigzinsphase zunehmend unter Druck gesetzt ihre Produktivität zu steigern, um ihr Geschäftsmodell weiterhin auskömmlich betreiben zu können. Die vorliegende Untersuchung liefert empirische Ergebnisse, welche Faktoren das geläufigste Produktivitätsmaß – die Cost-Income-Ratio – in den letzten Jahren beeinflusst haben. Dabei stützt sich die Analyse auf einen Paneldatensatz von annähernd 1100 Kreditgenossenschaften der Jahre 1993 bis 2012. Bei diesen Daten handelt es sich überwiegend um Informationen, die der Bundesverband der Deutschen Volksbanken und Raiffeisenbanken (BVR) jährlich bei seinen Mitgliedsinstituten erhebt.

Productivity and its Parameters – an Empirical Analysis of Credit Cooperatives

Abstract

In times of politically motivated low interest rates, many Credit Cooperatives are under pressure to increase productivity. This seems to be the only way in order to continue their business model in a profitable manner. The present study provides empirical results of the different parameters which have influenced the Cost-Income-Ratio in recent years. This analysis is based on a panel data set of approximately 1100 Credit Cooperatives between 1993 and 2012. The National Association of German Cooperative Banks (BVR) raised this data annually by its member institutions.

Keywords: Produktivität, Niedrigzinsphase, Fristentransformation, Kostentransparenz, Kreditgenossenschaften, Cost-Income-Ratio

JEL Classification: E4, E5, G2, K2

* Dr. Frank Richter, Bundesverband der Deutschen Volksbanken und Raiffeisenbanken (BVR), Schellingstraße 4, 10785 Berlin, f.richter@bvr.de.

Ein besonderer Dank gilt Herrn Dr. Andreas Martin, BVR-Vorstandmitglied, Herrn Dr. Ruben Lanzerath, Abteilungsleiter Betriebswirtschaft, Herrn Volker Wilkens, Referent Abteilung Betriebswirtschaft beim BVR sowie dem anonymen Gutachter, für ihre konstruktiven Verbesserungsvorschläge.

I. Einleitung

Nicht nur viele Genossenschaftsbanken stellen sich die Frage, wie sie ihr Geschäftsmodell in der gegenwärtigen Situation überhaupt noch auskömmlich betreiben sollen. Sinkende Margen, bedingt durch die gestiegene Preissensibilität der Kunden, strengere Verbraucherschutzmaßnahmen und einen verschärften Wettbewerb, zwingen sie dazu, entweder ihr Kundengeschäft auszuweiten oder die Kosten zu reduzieren. Flankiert wird der Druck auf die Margen vor allem durch das niedrige Zinsniveau. Bleibt dieses weiterhin so niedrig, dann wird die Durchschnittsverzinsung der Aktivseiten der Banken mit jeder Fälligkeit sinken. Gleichzeitig werden die Zinsen auf der Passivseite nahe null bleiben. Diese Situation führt dazu, dass die Erträge aus dem operativen Bankgeschäft unter Druck geraten und der Zinsüberschuss in der Tendenz stetig sinken wird. Eine Umkehr dieser Entwicklung ist nicht in Sicht. Erst wenn die europäischen Problemstaaten halbwegs saniert sind, ist mit einem Ende der politisch motivierten Niedrigzinsphase zu rechnen.¹

Vor dem Hintergrund dieses Dilemmas suchen viele Banken – getreu der alten Controller-Weisheit „Kosten sind sicherer als Erlöse“ – ihr Heil in Kostensparmaßnahmen, um überhaupt noch einigermaßen produktiv wirtschaften zu können. Die Kostenstrukturen scheinen für sie plan- und steuerbarer. Dabei darf es aber gerade für die Genossenschaftsbanken nicht um Kostensenkung um jeden Preis gehen. Denn mit ihrem rechtsformspezifischen Mitgliederförderauftrag verfügen die Volksbanken und Raiffeisenbanken über ein Alleinstellungsmerkmal, das von keinem anderen Kreditinstitut in dieser Form imitiert werden kann.² Die Erfahrung zeigt, dass die Genossenschaftsidee mit ihren strategischen Zielen wie der Schaffung eines Höchstmaßes an Mitglieder- und Kundenzufriedenheit sowie von Mitarbeiteridentifikation und -qualität vom Markt honoriert wird.³

Insofern bedeutet Produktivitätsmanagement für Volksbanken und Raiffeisenbanken, dass ihre Differenzierungsmerkmale auf jeden Fall gewahrt bleiben müssen und sich alle Maßnahmen zur Steigerung der Produktivität auf die Eliminierung „nicht wertschaffender“ Kosten konzen-

¹ Zum Erfolg von Zinspolitik vgl. bspw. *Modigliani/Sutch* (1966): *The American Economic Review*, S. 178–197.

² Mit der Frage wie steigende Zinsen Bankensysteme als Ganzes beeinflussen, hatte sich Paul Samuelson bereits im Jahre 1945 auseinandergesetzt. Vgl. *Samuelson* (1945): *The American Economic Review*, S. 16–27.

³ Vgl. *Lanzerath/Richter* (2012): *Bankinformation*, S. 25.

trieren. Welches aber waren in der Vergangenheit Faktoren, die die Cost-Income-Ratio (CIR), als das gängige Produktivitätsmaß, beeinflussten? Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung wird mit Hilfe einer multivariaten Regressionsanalyse versucht, Antworten auf diese Frage zu finden. Bankindividuelle Daten der Jahre 1993 bis 2012, die der Bundesverband der Deutschen Volksbanken und Raiffeisenbanken (BVR) jährlich von seinen knapp 1100 Mitgliedern erhebt, finden dabei Eingang in die Untersuchung. Die Ergebnisse können erste Aufschlüsse darüber geben, welche Maßnahmen zu mehr Produktivität und damit zu Wettbewerbsstärke, Marktbehauptungskraft und Zukunftsfähigkeit führen.⁴

II. Datenbasis

In die Untersuchung gehen grundsätzlich Daten aller Kreditgenossenschaften der Jahre von 1993 bis 2012 ein. Bei diesen Daten handelt es sich überwiegend um Informationen, die der Bundesverband der Deutschen Volksbanken und Raiffeisenbanken (BVR) jährlich von seinen Mitgliedsinstituten erhebt. Diese werden unter anderem dazu genutzt, um den sogenannten „Jährlichen Betriebsvergleich“ zu generieren, der den teilnehmenden Instituten jährlich kostenfrei vom BVR zur Verfügung gestellt wird. Der Jährliche Betriebsvergleich basiert auf zwei Vordrucken zur Datenerfassung. Der Erhebungsbogen „Jahresabschluss“ enthält detaillierte Bilanz- und GuV-Daten. Darüber hinaus enthält ein Fragebogen ergänzende Informationen zur Struktur und Geschäftslage der einzelnen Kreditgenossenschaften. Inzwischen gehört dieser Betriebsvergleich zu den wichtigsten Steuerungsinstrumenten der Kreditgenossenschaften. Dies spiegelt auch die hohe Beteiligungsquote von annähernd 100 Prozent wider. Entsprechend umfassend ist der für diese Untersuchung zur Verfügung stehende Paneldatensatz. 20.530 Bankenjahre finden Eingang in die Untersuchung.

Ergänzt werden die Daten aus den Erhebungsbögen um die jeweilige Marktypologisierung der Bank. Jede Bank kann einem von vier unterschiedlichen Markttypen zugeordnet werden, die auf Grundlage der beiden Indikatoren „Marktstellung“ und „Zukunftsfähigkeit“ errechnet

⁴ Die Wichtigkeit einer Analyse der Produktivität und Effizienz von Banken wird neben der Wissenschaft, auch von Politik und Praxis formuliert. Gerade aufgrund der besonderen volkswirtschaftlichen Bedeutung von Kreditinstituten ist eine Fragestellung nach Leistungstreibern gerechtfertigt. Vgl. *Burger* (2008): Arbeitsberichte der Frankfurt School of Finance & Management, S. 62; *Casu* et al. (2001): Efficiency in European Banking, S. 99.

werden. Die Marktstellung eines Institutes ergibt sich als Quotient aus der Anzahl der Kunden der Bank mit mindestens einem Bankkonto und den Einwohnern des Geschäftsgebietes der Bank. Mit dieser Kennzahl wird indirekt die Wettbewerbssituation vor Ort abgebildet. Um die Zukunftsfähigkeit vergleichbar zu bewerten, hat das Berlin-Institut für Bevölkerung und Entwicklung in der Studie mit dem Titel „Die demografische Lage der Nation“ alle 413 Landkreise und kreisfreien Städte anhand von 22 Indikatoren näher betrachtet und eine Prognose für den Wandel erstellt. Die Gesamtnote eines Kreises ergibt sich dabei aus den Hauptfaktoren Demografie, Wirtschaft, Ausländerintegration, Bildung und Familienfreundlichkeit.⁵ Diese Note ist allerdings nur für jüngere Jahre verfügbar, weshalb der Markttyp nicht für alle Jahre ab 1993 berechnet werden kann.

Für jedes Jahr im Zeitraum 1993 bis 2012 werden darüber hinaus die SWAP-Sätze (EUR) 5 Jahre und 10 Jahre erfasst. Diese Daten sind grundsätzlich öffentlich verfügbar. Da grundlegend für die Untersuchung Daten sind, die zwar stichtagsbezogen zum Ende des Geschäftsjahres kommuniziert werden, aber betriebswirtschaftlich die Geschäftstätigkeit des gesamten Jahres widerspiegeln, werden die Tageswerte der Swap-Sätze über jedes Jahr arithmetisch gemittelt.

III. Hypothesenbildung

Für Europas Banken ist diese Situation vergleichsweise neu – Japanische Banken müssen dagegen bereits seit Ende der 90er Jahre in einem Umfeld extrem niedriger Zinsen agieren. Infolgedessen ist der Zinsüberschuss dieser Banken in den letzten 15 Jahren gesunken und die Banken gerieten zunehmend unter Druck, ihre Kosten zu reduzieren.⁶ Ein Szenario, das nun auch die Volksbanken und Raiffeisenbanken trifft. Dass der Zinsüberschuss von deutschen Banken auf Änderungen des makroökonomischen Umfelds wie beispielsweise des Zinsniveaus reagiert, das konnte die Deutsche Bundesbank bereits in einer empirischen Untersuchung für den Zeitraum 1995 bis 2009 zeigen. Vor allem bei kleineren und mittelgroßen Banken zeigt sich, dass sowohl Zinserträge als auch Zinsaufwen-

⁵ Vgl. *Berlin Institut* (2011): Broschüre „Die demografische Lage der Nation“, S. 1 ff.

⁶ Vgl. *Weistroffer*, C. (2013): DB Research v. 17. Juli 2013, S. 1; *Hoshi/Kashyap* (2004): *Journal of Economic Perspectives*, S. 3; *Hosono/Sakai/Tsuru* (2007): NBER Working Paper No. 13399, S. 6.

dungen positiv mit Zinssteigerungen korreliert sind.⁷ Unbeantwortet bleibt jedoch die Frage, inwieweit das allgemeine Zinsniveau Einfluss auf die Produktivität von Banken hat.⁸ Zu vermuten ist, dass es Banken nur schwer gelingt ihre Kostenstrukturen an das aktuelle Zinsniveau anzupassen, ein niedriges Zinsniveau entsprechend einen negativen Effekt auf die Cost-Income-Ratio entfaltet.

Auf der anderen Seite stellt sich die Frage, ob es wirklich das Zinsniveau ist, welches entscheidend auf die Produktivität der Banken wirkt und nicht doch vielmehr die Steilheit der Zinsstrukturkurve. Viele Kreditgenossenschaften übernehmen Zinsänderungsrisiken aus Fristigkeitsunterschieden zwischen der Anlage- und Refinanzierungsseite und erzielen damit zusätzliche Ergebnisbeiträge aus der Steilheit der Zinsstruktur.⁹ Entsprechend ist zu vermuten, dass die Differenz zwischen SWAP-Sätzen mit unterschiedlichen Laufzeiten Einfluss auf die Cost-Income-Ratio hat.

Im Zusammenhang mit der Frage wie man auf die gegenwärtige Zinslandschaft reagieren könnte, welche Maßnahmen getroffen werden könnten um die Produktivität zu verbessern oder zumindest konstant zu halten, rücken Überlegungen über das Schließen und Zusammenlegen von Filialen immer wieder in den Fokus der Vertriebsstrategie und des Vertriebswege-Mix einer Bank.¹⁰ Aber auch die zunehmende Selbstberatung der Kunden, gestützt durch Social Media sowie Kreditplattformen im Internet, Bargeldservices im Einzelhandel und Kooperationen von Finanzdienstleistern und Handel stellen seit längerem eine ernstzunehmende Bedrohung für die klassische Bankfiliale dar.¹¹ Zu vermuten ist, dass Banken, die in ihrer Filialstruktur schlanker aufgestellt sind, auch bessere Produktivitätsergebnisse erzielen.

Bei Überlegungen nach möglichen Maßnahmen zur Produktivitätssteigerung, sehen sich viele Banken auch durch den Begriff der „Entlassungsproduktivität“ unter Druck gesetzt.¹² In 2005 zum Unwort des Jahres gekürt, wurde auf den Zynismus abgestellt, dass durch Entlassungen

⁷ Vgl. *Deutsche Bundesbank* (2010): Finanzmarktstabilitätsbericht 2010, S. 94f.

⁸ Vgl. *Mathuva* (2009): The International Journal of Applied Economics and Finance, S. 35.

⁹ Vgl. *Balke/Brüling* (2009): zeb Themen, S. 1; *Memmel*, C. (2011): Journal of Banking and Finance, S. 283.

¹⁰ Vgl. *Börner* (2000): Strategisches Bankmanagement, S. 200.

¹¹ Vgl. *Singer/Drewianka* (2011): bank und markt, S. 32.

¹² Zum Begriff „Entlassungsproduktivität“ vgl. u.a. *Hallwirth* (2005): Wirtschaftsdienst, S. 295 ff.

die Produktivität gesteigert werden könnte. Um dieser Vermutung nachzugehen, wird der Zusammenhang zwischen der Cost-Income-Ratio und der Zahl der Mitarbeiter untersucht.

Da es durchaus wahrscheinlich erscheint, dass das Produktivitätsniveau der Kreditgenossenschaften durch strukturelle Gegebenheiten – die vor allem die geografische Lage mit sich bringt – determiniert ist, wird in der vorliegenden Untersuchung für die Zugehörigkeit zum jeweiligen Regionalverband kontrolliert. Aus datenschutzrechtlichen sowie politischen Gründen werden die Ergebnisse anonymisiert publiziert. Den einzelnen Regionalverbänden werden die Nummern 1 bis 7 zugewiesen.

Die Geschäftsstrategien der Banken werden im Wesentlichen auch von der Marktstellung und von der Zukunftsfähigkeit des Marktes bestimmt. Neben harten wirtschaftlichen Faktoren richtet sich die Zukunftsfähigkeit insbesondere im Privatkunden- und Gewerbekundengeschäft auch nach den regionalen soziodemografischen Gegebenheiten. Jede Bank kann einem von vier unterschiedlichen Markttypen zugeordnet werden, die auf Grundlage der beiden Indikatoren Marktstellung und Zukunftsfähigkeit errechnet werden. Die Zukunftsfähigkeit wird in zwei Klassen gegliedert, „hohe“ und „niedrige“ Zukunftsfähigkeit. Ähnlich erfolgt die Zuordnung der Institute bei der Marktstellung in zwei Klassen: „hohe“ und „niedrige“ Marktstellung. Entsprechend ergeben sich die Markttypen 1–4. Abhängig davon in welchem Markt die jeweilige Bank aktiv ist, ist ein Einfluss auf die Cost-Income-Ratio denkbar.

Alternativ könnte auch die Rechenzentralzugehörigkeit eine Rolle spielen. Dabei wäre einerseits denkbar, dass das Produktivitätsmaß durch die Qualität verschiedener Instrumente beeinflusst wird, auf der anderen Seite werden viele dieser Instrumente den Kreditinstituten nicht kostenfrei und je nach Rechenzentrale auch zu unterschiedlichen Preisen zur Verfügung gestellt. Eine Wirkung auf die Kostenseite der Cost-Income-Ratio wäre also ebenfalls denkbar. Aus den gleichen Gründen, warum die Ergebnisse der Verbandszugehörigkeit anonymisiert veröffentlicht werden, wird auch bei den Rechenzentralen zwischen den beiden großen genossenschaftlichen Rechenzentralen 1 und 2 unterschieden.¹³

Zuletzt wäre auch noch an die Größe der Bank zu denken. Economies of scale, sog. Größenvorteile – wie diese im Detail aussehen könnten,

¹³ Zwar gibt es noch eine dritte genossenschaftliche Rechenzentrale, diese wird aber aufgrund ihrer ausschließlichen Relevanz für genossenschaftliche Spezialinstitute nicht im Untersuchungsdesign berücksichtigt.

bleibt mal dahingestellt – lassen eine niedrigere Cost-Income-Ratio bei größeren Banken vermuten. Gängiges Kriterium zur Größenklassifizierung ist die Bilanzsumme. Entsprechend findet die Bilanzsumme als unabhängige Variable Eingang in die Untersuchung.

IV. Deskriptive Statistik

Entsprechend der Definition der Deutschen Bundesbank, wird als Cost-Income-Ratio das Verhältnis der Verwaltungsaufwendungen zu den operativen Erträgen verstanden. Diese Kennzahl, in der Literatur auch als Cost-Income-Ratio im „engeren Sinne“ (CIR i.e.S.) bezeichnet, hält oftmals auch als ein einfacher Indikator für die Kosteneffizienz her.¹⁴ Sie grenzt sich von der Cost-Income-Ratio im „weiteren Sinne“ dadurch ab, dass in die Bezugsgröße nicht noch zusätzlich das Nettoergebnis des Handelsbestandes sowie der Saldo der sonstigen betrieblichen Erträge und Aufwendungen einfließen. Ergebnisse, die nicht dem operativen Geschäft zuzurechnen sind, können die CIR somit nicht verwässern.

Abbildung 1 zeigt 20.509 Beobachtungspunkte (bei 20 Bankenjahren). Um die Größenabhängigkeit auszuklammern, sind auf der horizontalen Achse die Verwaltungsaufwendungen in Prozent der durchschnittlichen Bilanzsumme (DBS) abgetragen, die vertikale Achse erfasst die Zins- und Provisionserträge in Prozent der DBS. Die Cost-Income-Ratio ergibt sich entsprechend als Relation zwischen diesen beiden Größen. Alle Beobachtungspunkte, die oberhalb der grauen Linie liegen, entsprechen somit einer CIR kleiner Eins. Die höchste Dichte der Punktwolke liegt in etwa bei einem Verwaltungsaufwand von 2,5 % der DBS und einem Zins- und Provisionsüberschuss von ca. 3,5 % der DBS. Entsprechend ergäbe sich eine „repräsentative“ CIR über die letzten zwei Jahrzehnte i.H.v. 71,43 %. Der tatsächliche Mittelwert liegt bei 74,33 %.

Abbildung 2 zeigt Box-Whisker-Plots der Cost-Income-Ratio, differenziert nach den einzelnen Jahren von 1993–2012. Für jedes Jahr werden der Median, die zwei Quartile sowie die Extremwerte dargestellt.¹⁵ Die

¹⁴ Die Cost-Income-Ratio gilt bei Bankern immer noch als das Produktivitätsmaß schlechthin. Allerdings mehren sich auch Stimmen, dass eine derart einfache Kennzahl nicht zur Produktivitätsbestimmung ausreicht. Vgl. *Beccalli et al. (2006): Journal of Business Finance & Accounting*, S. 247; *Paradi et al. (2004): Assessing Bank and Bank Branch Performance*, S. 349ff.

¹⁵ Um eine übersichtliche Darstellung zu gewährleisten, wurden die Daten auf dem 1-Prozent-Level „winsorized“.

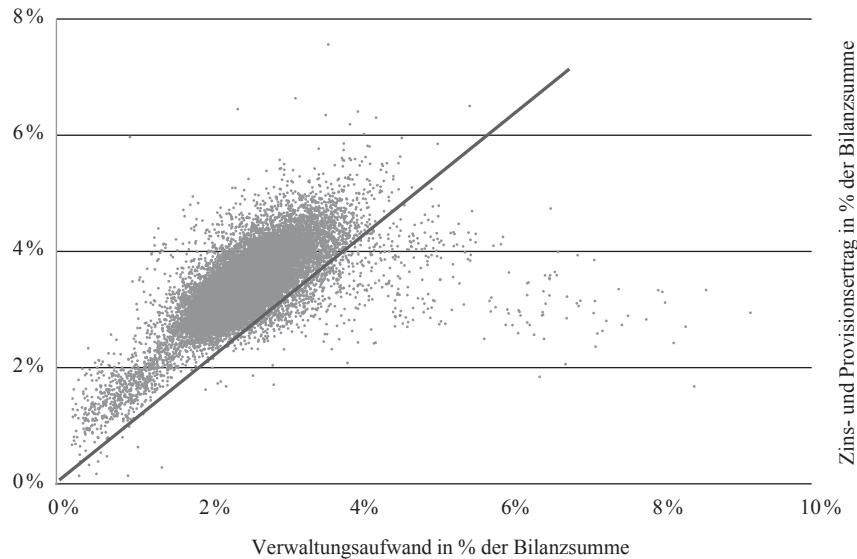


Abbildung 1: Cost-Income-Ratio der Kreditgenossenschaften

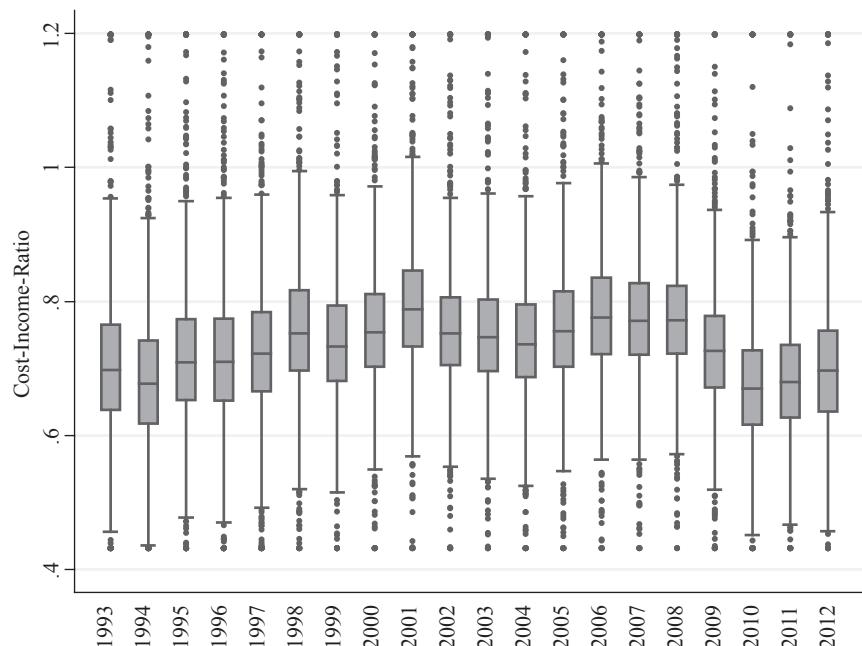


Abbildung 2: Box-Whisker-Plots der Cost-Income-Ratio

Lage des Medians, der als durchgehender Strich in der „Box“ dargestellt ist, änderte sich deutlich im Zeitablauf. Während für die Jahre 1994 bis 2001 tendenziell ein leicht steigender Median festzustellen ist, sinkt er in den Jahren 2008 bis 2010 deutlich, bevor es in den letzten beiden Jahren wieder zu einem leichten Anstieg kommt. Auffällig ist weiterhin, dass oberes und unteres Quartil in jedem Jahr in etwa den gleichen Abstand zum Median aufweisen. Man kann also sagen, dass sich die Länge der „Box“ kaum ändert und sich mit dem Median verschiebt. In jedem Untersuchungsjahr sind einige Ausreißer zu verzeichnen.

Zusätzlich zu der Entwicklung der CIR in den Jahren 1993 bis 2012, zeigt die Tabelle 1 die Entwicklung für die Kennzahlen „Zweigstelle pro Kunde“ und „Mitarbeiter pro Kunde“ sowie den SWAP-Satz. Seit dem Jahre 1993 ist der Median der Kennzahl „Zweigstellen pro Kunde“ um 0,006 Prozentpunkte auf 0,035 % gesunken.

Allerdings schwankt die Kennzahl seit 2005 relativ gering um 0,035 %. Mit Blick auf die Entwicklung des Medians der Kennzahl „Mitarbeiter pro Kunde“ zeigt sich eine sehr volatile Entwicklung. Der Median schwankt in den zwanzig Jahren zwischen 0,3383 und 0,361 Prozent.

Tabelle 1
Deskriptive Statistik der Variablen

Jahr	N	Cost-Income-Ratio			Zweigstellen pro Kunde			
		10 %-Quantil	Median	90 %-Quantil	N	10 %-Quantil	Median	90 %-Quantil
1993	730	0,5838	0,6979	0,8624	625	0,0000983	0,0004102	0,0008646
1994	739	0,5573	0,6774	0,8468	700	0,0001148	0,0003761	0,0008171
1995	1001	0,5926	0,7090	0,8665	963	0,0001439	0,0004163	0,0008132
1996	1016	0,5973	0,7098	0,8684	982	0,0001599	0,0004219	0,0008098
1997	1020	0,6034	0,7220	0,8605	988	0,0001585	0,0004154	0,0007868
1998	1030	0,6234	0,7522	0,8864	824	0,0001190	0,0003919	0,0007832
1999	1003	0,6128	0,7329	0,8617	950	0,0001532	0,0003878	0,0007230
2000	1054	0,6437	0,7538	0,8803	992	0,0001433	0,0003865	0,0007374
2001	1055	0,6791	0,7880	0,9062	984	0,0001356	0,0003725	0,0006955
2002	1067	0,6584	0,7521	0,8711	994	0,0001487	0,0003655	0,0006598
2003	1076	0,6435	0,7465	0,8683	1036	0,0000945	0,0003500	0,0006335
2004	1073	0,6362	0,7360	0,8594	1066	0,0000995	0,0003554	0,0006263
2005	1079	0,6512	0,7557	0,8805	1063	0,0000604	0,0003506	0,0006243

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung Tabelle 1)

Cost-Income-Ratio					Zweigstellen pro Kunde			
Jahr	N	10 %-Quantil	Median	90 %-Quantil	N	10 %-Quantil	Median	90 %-Quantil
2006	1081	0,6687	0,7760	0,9044	1071	0,0000748	0,0003529	0,0006230
2007	1084	0,6666	0,7710	0,8926	1076	0,0000688	0,0003454	0,0006213
2008	1082	0,6714	0,7716	0,8799	1080	0,0000640	0,0003428	0,0006216
2009	1085	0,6186	0,7260	0,8461	1071	0,0000578	0,0003578	0,0006243
2010	1086	0,5628	0,6696	0,7914	1070	0,0000698	0,0003563	0,0006240
2011	1077	0,5756	0,6798	0,7972	1069	0,0000721	0,0003514	0,0006309
2012	1071	0,5848	0,6969	0,8220	1065	0,0000556	0,0003498	0,0006220
Ø	1025	0,6216	0,7312	0,8626	983	0,0001046	0,0003728	0,0006971

Mitarbeiter pro Kunde					SWAP-Satz	
Jahr	N	10 %-Quantil	Median	90 %-Quantil	(5 J.) in %	(10 J.) in %
1993	645	0,0024453	0,0034826	0,0047055	6,171092	6,639061
1994	732	0,0025646	0,0035357	0,0048016	6,601943	7,206981
1995	992	0,0022567	0,0035444	0,0046868	6,366038	7,115885
1996	1002	0,0026590	0,0036101	0,0045990	5,436470	6,490134
1997	1006	0,0026373	0,0036042	0,0047006	4,993870	5,880537
1998	840	0,0026837	0,0035729	0,0045203	4,413027	4,925824
1999	976	0,0024961	0,0034185	0,0045004	4,213073	4,904310
2000	1012	0,0024832	0,0033829	0,0044832	5,462635	5,819558
2001	1009	0,0025288	0,0034622	0,0045105	4,712061	5,242602
2002	1024	0,0025210	0,0034891	0,0044604	4,515551	5,033560
2003	1036	0,0025987	0,0034693	0,0044691	3,475193	4,234981
2004	1066	0,0027723	0,0035079	0,0045099	3,452466	4,182485
2005	1071	0,0028062	0,0034925	0,0044906	2,976987	3,481876
2006	1072	0,0028125	0,0035127	0,0044341	3,793031	3,995114
2007	1077	0,0027699	0,0034666	0,0044053	4,443348	4,549791
2008	1080	0,0027365	0,0034233	0,0043004	4,313752	4,515653
2009	1071	0,0028372	0,0035496	0,0044891	2,817452	3,550596
2010	1070	0,0028522	0,0035579	0,0044981	2,249073	3,037502
2011	1069	0,0028511	0,0036041	0,0045400	2,491588	3,093765
2012	1065	0,0028010	0,0035970	0,0045648	1,217892	1,954401
Ø	996	0,0026557	0,0035142	0,0045335	3,993784	4,792731

V. Untersuchungsdesign

Bei dem vorliegenden Datensatz handelt es sich um Paneldaten. Kennzeichnend ist, dass mehrere Variablen bei ein und derselben Bank für verschiedene Jahre wiederholt gemessen wurden. Daher bedarf es einer Analyse, die diesen dynamischen Aspekt berücksichtigt. Bei einer einfachen OLS-Regression würde die Kopplung der untersuchten Merkmale an zeitveränderliche Drittvariablen nicht ausgeklammert.¹⁶ Würde man bspw. die Hypothese eines kausalen Effektes des Personalaufwands auf die Cost-Income-Ratio testen, dann ist Höhe des Personalaufwands und damit die der CIR wohl nicht nur abhängig von der Mitarbeiterzahl der Bank. Tarifliche Erhöhungen und die allgemeine Geldentwertung im Zeitablauf werden wohl ebenso einen Effekt auf die beiden Variablen entfalten. Somit wird die Interpretation eines Produktivitätsvergleiches zwischen verschiedenen Jahren auch erschwert.¹⁷ Um den Effekt von Drittvariablen abzukoppeln, wird dem in der Literatur empfohlenen Vorgehen gefolgt und ein sogenanntes Fixed-Effects-Regressionsmodell verwendet, welches speziell dazu geeignet ist, den kausalen Effekt von zeitveränderlichen Kovariaten auf eine metrische abhängige Variable zu berücksichtigen. Tabelle 2 zeigt die Definitionen aller erklärenden Variablen, welche die Regressionsgleichung determinieren.

Grundsätzlich stellt sich sicherlich die Frage, ob die Cost-Income-Ratio, als aggregierte Kennzahl, das geeignete Maß ist um die Produktivität von Banken zu bestimmen. Schließlich ist die Aussagekraft derartiger Kennzahlen oft sehr eingeschränkt.¹⁸ *Colwell/Davis, DeYoung* sowie *Paradi/Vela/Yang* sind beispielsweise alle der Meinung, dass einfache Kennzahlen wie die CIR nicht für eine adäquate Produktivitäts- bzw. Effizienzanalyse von Banken ausreichen.¹⁹ Kritisiert wird vor allem die Einfachheit, die ausschließliche Erfassung von monetären Größen, die fehlende Vergleichbarkeit aufgrund verschiedenster Geschäftsmodelle der Banken sowie die Tatsache, dass die Treiber der Cost-Income-Ratio nicht ersichtlich sind.²⁰ Eine hohe CIR kann aus einem schlechten Kos-

¹⁶ Vgl. *Giesselmann/Windzio* (2012): Studienskripten zur Soziologie, S. 33.

¹⁷ Vgl. *Bikker* (2001): Brussels Economic Review, S. 22.

¹⁸ Vgl. *Colwell/Davis* (1992): Scandinavian Journal of Economics, S. 111 ff.

¹⁹ Vgl. *DeYoung* (1997): Financial Practice and Education, S. 20 ff.; *Paradi/Vela/Yang* (2004): Handbook on Data Envelopment Analysis, Boston: Kluwer Academic, S. 349 ff.

²⁰ Vgl. *Fiorentino/Karmann/Koetter* (2006): Banking and Financial Studies, S. 1 ff.

Tabelle 2
Erklärende Variablen der multiplen Regression

Variable	Definition (zu überprüfende Hypothese)
Zinsniveau _t	SWAP-Satz (EUR) 5-Jahre (10-Jahre) im Durchschnitt über das Jahr t
Zinssteilheit _{it}	Differenz zwischen durchschnittlichen SWAP-Satz (EUR) 10-Jahre und SWAP-Satz (EUR) 5-Jahre
$\left(\frac{\text{Zweigstelle}}{\text{Kunde}} \right)_{it}$	Zweigstelle pro Kunde von Bank i im Jahr t
$\left(\frac{\text{Mitarbeiter}}{\text{Kunde}} \right)_{it}$	Mitarbeiter pro Kunde von Bank i im Jahr t
Regionalverband _{it}	Dummy Variablen für die Regionalverbände. Dummy Variable wird auf „1“ gesetzt, wenn die Bank dem jeweiligen Verband zugehörig ist, ansonsten „0“.
Rechenzentrale _{it}	Dummy Variablen für die Rechenzentrale 1 und Rechenzentrale 2 für Bank i im Jahr t
Markttyp _{it}	Dummy Variablen für Zugehörigkeit zu einem der 4 verschiedenen Markttypen für Bank i im Jahr t
Größe _{it}	Natürlicher Logarithmus der Bilanzsumme von Bank i im Jahr t

tenmanagement, aber auch aus niedrigen Margen resultieren.²¹ Nichtsdestotrotz zeigt die Praxis, dass Banker die CIR gerade aufgrund ihrer Einfachheit als steuerungsrelevantes Produktivitätsmaß vorziehen.²² Die Kritik fehlender Vergleichbarkeit aufgrund unterschiedlicher Geschäftsmodelle greift für diese Untersuchung auch nicht, da sich diese auf die in ihrem Geschäftsmodell recht homogene Gruppe der Volksbanken und Raiffeisenbanken bezieht.

VI. Ergebnisse

Das Ergebnis der Regression ist in Tabelle 3 abgebildet und zeigt, dass das durchschnittliche Zinsniveau zwar einen sehr geringen, aber dennoch

²¹ Vgl. *Burger* (2008): Arbeitsberichte der Frankfurt School of Finance & Management, S. 62.

²² Vgl. *Beccalli* et al. (2006): *Journal of Business Finance & Accounting*, S. 247.

hochsignifikanten Einfluss auf die Cost-Income-Ratio hat. Steigt der durchschnittliche SWAP-Satz 5 Jahre um einen Prozentpunkt, dann steigt auch die Cost-Income-Ratio um 0,005 Prozentpunkte. Allerdings ist der Effekt nicht stark genug, als dass man konstatieren kann, die Produktivität der Banken sei maßgeblich an das Zinsniveau gekoppelt. Das zurzeit allgemeine niedrige Zinsniveau bietet daher – zumindest empirisch betrachtet – keine Rechtfertigung für schlechte Produktivitätsergebnisse.

Vielmehr zeigen die Ergebnisse, dass die Produktivität abhängig von der Steilheit der Zinskurve ist. Steigt bspw. die Differenz zwischen durchschnittlichen SWAP-Satz (EUR) 10-Jahre und SWAP-Satz (EUR) 5-Jahre um einen Prozentpunkt, dann sinkt die CIR um 0,07 Prozentpunkte. Der Effekt aus der Steilheit der Zinskurve beeinflusst die Produktivität der Banken entsprechend 14-mal stärker als das Zinsniveau. Der große Abstand zwischen kurz- und langfristigen Zinsen setzt in vielen Banken einen Anreiz zu intensiver Fristentransformation. Eine separate durchgeführte univariate Regressionsanalyse zeigt, dass Fristentransformation die Ertragsseite der CIR massiv beeinflusst. Der Ertrag in Prozent der DBS steigt mit jedem Prozentpunkt mehr Differenz zwischen durchschnittlichen SWAP-Satz (EUR) 10-Jahre und SWAP-Satz (EUR) 5-Jahre um 0,0016291*** Prozentpunkte. Eine steile Zinsstrukturkurve birgt allerdings auch Risiken. Aus dem Ausbau der Fristentransformation erwächst die Gefahr massiver Ertragsrückgänge für den Fall, dass die Zinsstruktur wieder flacher wird. Ob eine steile Zinsstrukturkurve die CIR der Kreditgenossenschaften jedoch auch in Zukunft beeinflussen wird, ist vor dem Hintergrund der Einführung der Baseler Ansätze zur Liquiditätsregelung fraglich.²³ Die Einhaltung der Liquidity Coverage Ratio (LCR) soll die kurzfristige Liquidität durch die Deckung sämtlicher Zahlungsverpflichtungen für einen Monat mit hochliquiden Aktiva sicherstellen. Vermutlich wird die sogenannte Net Stable Funding Ratio (NSFR) ebenfalls eine exzessive Fristentransformation verhindern.

In Bezug auf den Einfluss der Anzahl von Zweigstellen auf die Produktivität der Banken zeigt die vorliegende Untersuchung überraschenderweise keinen signifikanten Zusammenhang. Insofern passt dieses Ergebnis aber auch zu dem heterogenen Bild zahlreicher Forschungsergebnisse zum Fusionserfolg von Banken.

²³ Vgl. Deutsche Bundesbank (2010): Finanzmarktstabilitätsbericht 2010, S. 97.

Tabelle 3
Ergebnisse der multivariaten Regression (OLS)

Unabhängige Variable	Koeffizient	Signifikanz	Standardfehler
<i>SWAP-Satz 5 Jahre</i>	0.00466***	(0)	0.000600
<i>(SWAP-Satz 10 Jahre)</i>	0.00341***	(0)	0.000616
<i>Steilheit Zinskurve</i>	-0.0720***	(0)	0.00263
<i>Zweigstelle pro Kunde</i>	-0.000125	(0.971)	0.00348
<i>Mitarbeiter pro Kunde</i>	1.750***	(0)	0.238
<i>Regionalverbände</i>			
Verband 1	0.0297	(0.639)	0.0634
Verband 2	0.0366	(0.564)	0.0634
Verband 3	-0.00772	(0.903)	0.0636
Verband 4	0.0338	(0.604)	0.0652
Verband 5	-0.0187	(0.797)	0.0727
Verband 6	-0.132*	(0.0628)	0.0708
Verband 7	-0.00962	(0.880)	0.0635
<i>(Rechenzentralen)</i>			
Rechenzentrale 1	-0.0190*	(0.0720)	0.0105
Rechenzentrale 2	-0.00458	(0.606)	0.00887
<i>(Markttypen)</i>			
Markttyp 1	-0.0435***	(0.00229)	0.0143
Markttyp 2	-0.0215	(0.127)	0.0141
Markttyp 3	-0.0353**	(0.0112)	0.0139
Markttyp 4	0		0
<i>Größe</i>	-0.0185***	(0)	0.00249

Anmerkungen:

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Um Fehlinterpretationen durch Multikollinearität zu vermeiden, wurden bei Einbezug der Variablen in Klammern andere Variablen entfernt. Der SWAP-Satz 5 Jahre wurde durch den SWAP-Satz 10 Jahre ersetzt, die Regionalverbandszugehörigkeit einmal durch die Rechenzentralzugehörigkeit und einmal durch die Markttypenzuordnung. Sowohl Koeffizienten als auch Signifikanzniveaus der anderen unabhängigen Variablen bleiben für jede Regression robust. Die Zahl der Beobachtungen schwankt zwischen 3.189–19.649.

So konnte *Tebroke* (1993)²⁴ bei einer Untersuchung von 158 Fusionen zeigen, dass lediglich 40 % der durchgeführten Fusionen einen Erfolg aufweisen. *Wutz* (2002)²⁵ kam in seiner Untersuchung von 174 Fusionen sogar zu dem Ergebnis, dass grundsätzlich keine Verbesserung in der Kos-

²⁴ *Tebroke* (1993): Größe und Fusionserfolg von Genossenschaftsbanken, S. 1 ff.

²⁵ *Wutz* (2001): Die Effizienz des Bankensektors, S. 1 ff.

teneffizienz nachweisbar ist. Dagegen konnte *Auerbach* (2009)²⁶ in einer neueren Studie zeigen, dass die Performance der fusionierten Institute im langfristigen Bereich ca. einen Perzentilrang unterhalb der von nicht fusionierten Banken liegt. Sicherlich liegt das Ergebnis derartiger Untersuchungen immer an den in die Untersuchung einbezogenen Banken und Fusionen sowie den jeweiligen konkretisierten Fragestellungen, dennoch bestätigt die vorliegende Untersuchung die verschiedensten Performance- und Effizienzstudien, die allesamt tendenziell ein schlechteres oder neutrales Ergebnis bei Fusionen zeigen. Für die Genossenschaftsbanken liegt es daher nahe, neben der Fusionsoption auch andere organisatorische Architekturen wie beispielsweise Kooperationen auszuloten.²⁷ Darüber hinaus muss gesagt werden, dass die Realisierung von Kostenenkungspotentialen immer im Hinblick auf die grundsätzliche strategische Ausrichtung der Bank zu geschehen hat. Somit dürfen Filialen auch nur unter Beachtung der Qualitätskultur zur Disposition stehen. Qualität ist und bleibt ein „genetischer Code“, der die wesentlichen Charaktereigenschaften der Volksbanken und Raiffeisenbanken verdichtet.²⁸

Anders als die Zahl der Filialen, zeigt die vorliegende Untersuchung einen starken und hochsignifikanten Effekt bei der Kennzahl „Mitarbeiter pro Kunde“. Steigt diese Kennzahl um einen Prozentpunkt, dann verschlechtert sich die CIR um ganze 1,75 Prozentpunkte. Dieser Wert scheint insofern nicht allzu ungewöhnlich, macht doch der Personalaufwand ca. 60 % des gesamten Verwaltungsaufwandes aus. Dieses Ergebnis darf aber unter keinen Umständen als Aufruf zur Entlassung von Personal verstanden werden. Die Realisierung von Kostenenkungspotentialen hat immer im Hinblick auf die grundsätzliche strategische Ausrichtung der Bank zu geschehen. Somit dürfen Mitarbeiter – genauso wie auch Filialen – nur unter Beachtung der Qualitätskultur zur Disposition stehen.

Das Ergebnis der Regressionsanalyse zeigt weiterhin, dass das Produktivitätsniveau der Kreditgenossenschaften grundsätzlich unabhängig von der Zugehörigkeit zum jeweiligen Regionalverband ist. Lediglich in einem Fall (Verband 6) kann ein positiv schwacher Effekt auf die Cost-Income-Ratio festgestellt werden. Die Verbandszugehörigkeit, respektive die geografische Lage – abstrahiert man von den Verbänden der Spezialinstitute, scheint also kaum einen Einfluss auf die Höhe der Cost-Income-Ratio zu haben. Eine differenziertere geografische Betrachtung

²⁶ *Auerbach* (2009): Fusionen deutscher Kreditinstitute, S. 1 ff.

²⁷ Vgl. *Spandau* (2010): Fusionen im genossenschaftlichen Finanzverbund, S. 28.

²⁸ Vgl. *Roßwog* (2012): Zeitschrift für das gesamte Genossenschaftswesen, 48.

könnte gegebenenfalls weiterreichende Erkenntnisse liefern, ist aber aufgrund der Datenbasis nicht möglich.

Bei der Frage, ob die Rechenzentralzugehörigkeit einen Einfluss auf die Produktivität der Banken entfaltet, zeigt sich, dass Banken, die der Rechenzentrale 1 zugehören eine etwas kleinere CIR aufweisen (Koeffizient: $-0,019^*$). Das Ergebnis ist auf dem 5 %-Level signifikant und könnte einen Hinweis darauf geben, dass IT-Instrumente Banken zu mehr Produktivität verhelfen. Allerdings konnte die Zugehörigkeit zu einer Rechenzentrale in dieser Untersuchung nur näherungsweise bestimmt werden, zum andern ist der beobachtbare Effekt marginal und nur schwach signifikant. Insofern können aus dem Ergebnis auch keine weiteren Handlungsempfehlungen abgeleitet werden.

Mittels weiterer Dummy Variablen wurde im Rahmen der Regressionsanalyse auf die Markttypenzuordnung abgestellt. Jede Bank kann grundsätzlich einem von vier unterschiedlichen Markttypen zugeordnet werden, die auf Grundlage der beiden Indikatoren Marktstellung und Zukunftsfähigkeit errechnet werden. Markttyp 1 weist eine hohe Zukunftsfähigkeit, aber eine niedrige Marktstellung auf, Markttyp 2 eine niedrige Zukunftsfähigkeit und niedrige Marktstellung, Markttyp 3 eine hohe Zukunftsfähigkeit sowie eine hohe Marktstellung und Markttyp 4 entsprechend eine niedrige Zukunftsfähigkeit aber hohe Marktstellung. Das Ergebnis der Regression zeigt, dass Banken, die in den Märkten 1 ($-0,0435^{***}$) und 3 ($-0,0353^{**}$) agieren, signifikant bessere Cost-Income-Ratios aufweisen, also Banken, die in äußerst starken, zukunftsfähigen Märkten agieren. Es könnte sein, dass dieses Ergebnis aus der empfohlenen strategischen Stoßrichtung für die in diesen Märkten agierenden Banken resultiert: Eine offensive Markteroberungsstrategie. Allerdings sei bei dem Ergebnis darauf hingewiesen, dass die Markttypologisierung erst für Jahre ab 2010 verfügbar ist, weshalb sich der Stichprobenumfang in diesem Fall von annähernd 20.000 Bankenjahren auf ca. 3.200 Bankenjahren reduziert.

Zuletzt sei noch ein Blick auf den Koeffizienten der erklärenden Variable „Größe“ geworfen. Die CIR sinkt mit zunehmender Bilanzsumme. Der Effekt ist mit einem Koeffizienten von $-0,0185^{***}$ deutlich schwächer als der bspw. der Steilheit der Zinskurve ($-0,072^{***}$). Economies of scale können als Erklärung für dieses Ergebnis herhalten.

VII. Diagnostische Tests und Robustheitstest

Zunächst wird mit Hilfe des „Hausman-Tests“ überprüft, ob das Fixed-Effects-Modell (FE-Modell) überhaupt das richtige Paneldatenmodell ist oder ob nicht vielmehr ein Random-Effects-Modell (RE-Modell) zur Anwendung kommen sollte.²⁹ Das Ergebnis zeigt, dass die Verwendung des FE-Modells berechtigt ist. In einem weiteren Schritt wird untersucht, ob allerdings sogenannte „time-fixed-effects“ im Rahmen des FE-Regressionsmodells benötigt werden. In einem Testverfahren, welches auf Dummy-Variablen für die Jahre 1993 bis 2012 abstellt, zeigt sich, dass einzelne Jahre signifikante Einflüsse auf die abhängige Variable entfalten.

Die Prämisse des linearen Regressionsmodells verlangt des Weiteren, dass die Varianz der Fehlervariablen konstant ist. Ist diese Voraussetzung verletzt, dann spricht man von Heteroskedastizität, was dazu führt, dass die OLS-Schätzung ineffizient sein kann.³⁰ Entsprechend ist es notwendig, die Daten auf Heteroskedastizität zu testen. Dafür haben sich in der Praxis zwei Tests durchgesetzt. Zum einen der „Breusch-Pagan-Test“, zum andern der „White-Test“.³¹ Beide Tests bestätigen das Vorliegen von Heteroskedastizität.

Neben der Annahme, dass die Residuen im linearen Regressionsmodell homoskedastisch sind, basiert das OLS-Modell auch auf der Annahme, dass die Residuen in der Grundgesamtheit unkorreliert sind.³² Das Ergebnis des „Wooldridge-Tests“ zeigt, dass die Hypothese es läge keine Autokorrelation vor, mit einer Wahrscheinlichkeit von 99 % verworfen werden kann.

Die Prämisse des linearen Regressionsmodells verlangt weiterhin Stationarität des stochastischen Prozesses hinter allen in die Regression involvierten Zeitreihen. Stationarität im strengen Sinne liegt vor, wenn die Verteilungsfunktion einer Variablen im Zeitablauf konstant ist. Ein „fisher-type unit-root Test“ bestätigt, dass die Nullhypothese einer instationären Zeitreihe abgelehnt werden muss.³³ Stationaritätserzeugende Transformationen sind also nicht notwendig.

²⁹ Vgl. *Hausman* (1978): *Econometrica*, S. 1251 ff.

³⁰ Vgl. *Backhaus* (2008): *Multivariate Analysemethoden*, S. 90.

³¹ Vgl. *Green* (2008): *Econometric Analysis*, S. 165.

³² Vgl. *Wooldridge* (2009): *Introductory Econometrics: a Modern Approach*, 2009, S. 412 ff.

³³ Vgl. *Choi* (2001): *Journal of International Money and Finance*, S. 249 ff.

Tabelle 4
Ergebnisse der multivariaten Regression (GLS)

Unabhängige Variable	Koeffizient	Signifikanz	Standardfehler
<i>SWAP-Satz 5 Jahre</i>	-0.00159***	(0.00832)	0.000604
<i>(SWAP-Satz 10 Jahre)</i>	-0.00170***	(0.00832)	0.000645
<i>Steilheit Zinskurve</i>	0.117***	(0)	0.00951
<i>Zweigstelle pro Kunde</i>	0.00183*	(0.0918)	0.00108
<i>Mitarbeiter pro Kunde</i>	1.046***	(0)	0.207
<i>Regionalverbände</i>			
Verband 1	0.0782**	(0.0393)	0.0379
Verband 2	0.0676*	(0.0751)	0.0380
Verband 3	0.0562	(0.139)	0.0380
Verband 4	0.0393	(0.303)	0.0381
Verband 5	0.0141	(0.720)	0.0392
Verband 6	-0.100**	(0.0129)	0.0402
Verband 7	0.0454	(0.232)	0.0379
<i>(Rechenzentralen)</i>			
Rechenzentrale 1	-0.0202***	(0)	0.00246
Rechenzentrale 2	-0.0170***	(0)	0.00220
<i>(Markttypen)</i>			
Markttyp 1	-0.00928**	(0.0472)	0.00468
Markttyp 2	-0.0140***	(0)	0.00319
Markttyp 3	0.00756*	(0.0790)	0.00431
Markttyp 4	0		0
<i>Größe</i>	-0.0111***	(0)	0.000838
<i>Jahre 1993–2012</i>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>

Anmerkungen:

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Um Fehlinterpretationen durch Multikollinearität zu vermeiden, wurden bei Einbezug der Variablen in Klammern andere Variablen entfernt. Der SWAP-Satz 5 Jahre wurde durch den SWAP-Satz 10 Jahre ersetzt, die Regionalverbandszugehörigkeit einmal durch die Rechenzentralzugehörigkeit und einmal durch die Markttypenzuordnung. Sowohl Koeffizienten als auch Signifikanzniveaus der anderen unabhängigen Variablen bleiben für jede Regression robust. Die Zahl der Beobachtungen schwankt zwischen 3.181–19.648.

Die Ergebnisse der diagnostischen Tests haben gezeigt, dass die einfache OLS-Regression zu statistischen Verzerrungen führen könnte. Entsprechend müssen Anpassungen getroffen werden, welche die Verzerrungen eliminieren. Die Generalized Least Squares Regression (GLS) beseitigt die Probleme von Heteroskedastizität und Autokorrelation, indem die lineare Standardgleichung in eine Gleichung transformiert wird, wel-

che die Annahmen homoskedastischer und unkorrelierter Residuen nicht verletzt.³⁴ Aufgrund der Tatsache, dass einzelne Jahre signifikante Einflüsse auf die Cost-Income-Ratio entfalten, werden die unabhängigen Variablen im Regressionsmodell um Dummy Variablen der Jahre 1993 bis 2012 ergänzt.

Das Ergebnis der Regression ist in Tabelle 4 abgebildet und zeigt, dass die meisten Ergebnisse aus der einfachen OLS-Regression robust sind. Zwar weisen die Koeffizienten sowohl des 5-jährigen als auch des 10-jährigen Zinsniveaus negative Vorzeichen auf, die Aussage, dass das Zinsniveau einen äußerst geringen Einfluss auf die Cost-Income-Ratio entfaltet, bleibt jedoch bestehen. Der große Abstand zwischen kurz- und langfristigen Zinsen setzt in Banken einen Anreiz zu intensiver Fristentransformation, welche sich in vielen Fällen positiv auf die Ertragssituation der Kreditinstitute auswirkt. Allerdings kann Fristentransformation unter gewissen Umständen auch den Ertrag mindern. Dies geschieht immer dann, wenn *ceteris paribus* aus einem Marktzinsanstieg ein größerer Zinsaufwand als Zinsertrag resultiert, respektive bei einem Marktzinsrückgang der Zinsertrag stärker sinkt als der Zinsaufwand. Für einen negativen Einfluss einer steilen Zinsstrukturkurve sind zwei Erklärungen denkbar. Zum einen, dass die Kreditinstitute die Marktzinsentwicklung nicht exakt genug einschätzen, zum anderen besteht aber auch die Möglichkeit, dass die naturgegebenen, intertemporalen Dysbalancen der Fristentransformation den Nachweis eines eindeutigeren statistischen Zusammenhangs erschweren: Denn der Gewinn, welcher heute mit höheren langfristigen Zinsen generiert wird, kompensiert Zinsänderungen über mehrere zukünftige Perioden. Und diese intertemporale Beziehung ist datentechnisch schwer abgrenzbar. Mit Bezug auf die Ergebnisse der OLS-Regression und die der GLS-Regression lässt sich keine klare Aussage darüber treffen, ob die Steilheit der Zinsstrukturkurve einen positiven oder negativen Einfluss auf die CIR entfaltet. Dies steht allerdings nicht im Widerspruch zu den theoretisch denkbaren Effekten der Fristentransformation.

In Bezug auf die Wirkung von Zweigstellen kann auch im Rahmen der GLS-Regression kein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden. Anders verhält es sich mit der Kennzahl „Mitarbeiter pro Kunde“. Ebenso wie bei der OLS-Regression zeigt sich mit einem Koeffizienten in Höhe von 1,05 ein stark negativ signifikanter Einfluss auf die Produktivität der Kreditgenossenschaften.

³⁴ Vgl. Komloss/Süssmuth (2010): Empirische Ökonomie, S. 91.

Das Ergebnis der GLS-Regressionsanalyse bestätigt weiterhin, dass das Produktivitätsniveau der Kreditgenossenschaften grundsätzlich unabhängig von der Zugehörigkeit zum jeweiligen Regionalverband ist. Zusätzlich zu einem schwach positiven Effekt im Falle einer Zugehörigkeit zu Verband 6 zeigen sich nummehr lediglich schwach negative Effekte der Zugehörigkeit zu den Verbänden 1 und 2.

Dass Banken, die der Rechenzentrale 1 zugehören eine etwas kleinere CIR aufweisen, wird ebenfalls bestätigt (Koeffizient: $-0,02^{***}$ im Vergleich zu $-0,019^*$). Der Koeffizient bleibt in seiner Höhe fast identisch, das Signifikanzniveau ist allerding höher (1%-Level). Auch für die Rechenzentrale 2 zeigt sich ein signifikanter Einfluss auf einem etwa vergleichbaren Niveau ($-0,017^{***}$).

Die GLS-Regression bestätigt weiterhin, dass Banken, die in dem Markt 1 agieren, eine etwas bessere Produktivität aufweisen. Der Effekt ist jedoch schwächer als nach den Ergebnissen der OLS-Regression zu vermuten war. Zusätzlich zeigen sich ein positiver Effekt durch Markttyp 2 (-0.0140^{***}) und ein schwach signifikanter, negativer Effekt durch Markttyp 3 (0.00756^*). Kennzeichnend für die Markttypen 1 und 2 ist die niedrige Marktstellung. Aus welchem Grund diese zu einer höheren Produktivität bei den Banken führt, lässt sich nur schwer interpretieren.

Zuletzt sei noch auf einen Vergleich des Koeffizienten der erklärenden Variable „Größe“ verwiesen. Dieser bestätigt, dass die CIR mit zunehmender Bilanzsumme sinkt. Der Effekt ist allerdings mit einem Koeffizienten von -0.0111^{***} etwas schwächer ausgeprägt (im Vergleich zu $-0,0185^{***}$).

VIII. Schlussbetrachtung

Die Ergebnisse dieser Untersuchung zeigen, dass das generelle Zinsniveau nur wenig Einfluss auf die Produktivität der Kreditgenossenschaften hat. Entsprechend kann das aktuell niedrige Zinsniveau auch nicht als Rechtfertigung für eine hohe Cost-Income-Ratio herhalten. Belastet wird das Produktivitätsmaß vielmehr durch die aktuell kaum vorhandene Steilheit der Zinsstrukturkurve, da die Kreditgenossenschaften ansonsten viel mehr die Möglichkeit hätten, Zinsänderungsrisiken aus Fristigkeitsunterschieden zu übernehmen und damit zusätzliche Ergebnisbeiträge zu generieren. Mit Blick auf mögliche Maßnahmen zur Produktivitätsverbesserung zeigt sich, dass ein relativ dünnes Filialnetz in der Vergangenheit keinen positiven Effekt auf die Produktivität hat ent-

falten können. Anders dagegen die Zahl der Mitarbeiter. Die Personalkosten machen ca. 60 % der Allgemeinen Verwaltungskosten aus. Von daher verwundert es wenig, dass die Zahl der Mitarbeiter die Cost-Income-Ratio in starkem Maße beeinflusst. Das Ergebnis dieser Untersuchung gibt erstmals empirische Gewissheit. Genauso wie die Banken sich mit makroökonomischen Gegebenheiten auseinandersetzen müssen, sind Faktoren wie die Zugehörigkeit zu einem Regionalverband, einer Rechenzentrale oder auch einem bestimmten Markttyp grundsätzlich gegeben. Auch wenn hier vereinzelt ein schwacher Effekt auf die Cost-Income-Ratio nachgewiesen werden konnte, ist es nicht möglich direkte Handlungsempfehlungen abzuleiten.

Die empirische Forschung ist geeignet, um theoretische Annahmen und Vermutungen anhand tatsächlicher Daten aus der Vergangenheit zu überprüfen. Inwieweit jedoch Erkenntnisse für die Zukunft gezogen werden können ist umstritten. Schließlich befindet sich gerade die Bankenbranche in einem sich ständig wandelnden Umfeld von makroökonomischen Gegebenheiten und aufsichtsrechtlichen Forderungen. Klar ist aber, dass Banken, in Zeiten, in denen die Ertragsseite besonders unter Druck steht, vor allem an der Kostenschraube der Cost-Income-Ratio drehen sollten, um weiterhin produktiv zu wirtschaften. Die Senkung der Kosten ist dabei aber erfahrungsgemäß keine automatische Folge von Erkenntnissen. Zunächst ist es sicherlich wichtig, dass in allen Bereichen und auf jeder Hierarchieebene Kostentransparenz geschaffen wird. Genauso wichtig ist es dann aber auch in einem zweiten Schritt, dass entsprechende Projekte zur Hebung von Kostenpotentialen aufgesetzt werden und Führungskräfte kostenbewusstes Verhalten vorleben.

Literatur

Auerbach, C. M. (2009): Fusionen Deutscher Kreditinstitute: Erfolg und Erfolgsfaktoren am Beispiel von Sparkassen und Kreditgenossenschaften, in: Schriften zum europäischen Management, (Hrsg.): Roland Berger Strategy Consultant – Academic Network, Wiesbaden.

Backhaus, K. (2008): Multivariate Analysemethoden: eine anwendungsorientierte Einführung, 12. Aufl., Berlin.

Balke, C./Brüling, S. (2009): Fristentransformation als Ertragsquelle, zeb Themen, S. 1–8.

Beccalli, E./Casu, B./Girardone, C. (2006): Efficiency and Stock Performance in European Banking, in: Journal of Business Finance & Accounting, 33. Jg., Nr. 1/2, S. 245–262.

Berlin Institut für Bevölkerung und Entwicklung (2011): Broschüre „Die demografische Lage der Nation“, abrufbar unter <http://www.berlin-institut.org>, S. 1–148.

Bikker, J. A. (2001): Efficiency in the European banking industry: an exploratory analysis to rank countries, in: *Brussels Economic Review*, Vol. 17, S. 3–28.

Börner, C. (2000): *Strategisches Bankmanagement: ressourcen- und marktorientierte Strategien von Universalbanken*, Oldenbourg.

Burger, A. (2008): Produktivität und Effizienz in Banken – Terminologie, Methoden und Status quo, in: *Arbeitsberichte der Frankfurt School of Finance & Management*, Nr. 92, Frankfurt/Main.

Casu, B./Molyneux, P. (2001): Efficiency in European Banking, in: Goddard, J. A./Molyneux, P./Wilson, J. O. S. (Hrsg.), *European Banking: Efficiency, Technology and Growth*, Chichester: John Wiley & Sons, S. 99–140.

Choi, I. (2001): Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance* (20), S. 249–272.

Colwell, R. J./Davis, E. P. (1992): Output and Productivity in Banking, in: *Scandinavian Journal of Economics*, 94. Jg., , S. S111–129.

Deutsche Bundesbank (2010): *Finanzmarktstabilitätsbericht 2010*, S. 1–146.

DeYoung, R. (1997): Measuring Bank Cost Efficiency: Don't count on Accounting Ratios, in: *Financial Practice and Education*, 7. Jg., S. 20–31.

Fiorentino, E./Karmann, A./Koetter, M. (2006): The cost efficiency of German banks: a comparison of comparison of SFA and DEA, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.

Giesselmann, M./Windzio, M. (2012): Regressionstechniken zur Analyse von Längsschnittfragestellungen mit Paneldaten, *Studienskripten zur Soziologie*, Vol. 1, S. 33–67.

Greene, W. (2008): *Econometric Analysis*, 6. Aufl. New Jersey.

Hallwirth, V. (2005): Beschäftigungsorientierte Lohnpolitik, in: *Wirtschaftsdienst*, Volume 85, Issue 5, S. 295–303.

Hausman, J. A. (1978): Specification Tests in Econometrics, in: *Econometrica* 46 (6), S. 1251–1271.

Hoshi, Takeo/Kashyap, A. K. (2004): Japan's Financial Crisis and Economic Stagnation, in: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18 (1), S. 3–26.

Hosono/Sakai/Tsuru (2007): Consolidation of Banks in Japan: Causes and Consequences. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 13399, S. 1–65.

Komlos, J./Süssmuth, B. (2010): *Empirische Ökonomie – Eine Einführung in Methoden und Anwendungen*, 1. Aufl., Berlin.

Lanzerath, R./Richter, F. (2012): Über Transparenz zu Effizienz, Der Weg zu einer strategiekonformen Kostenkultur, in: *Bankinformation*, (10), S. 22–25.

Mathuva, D. M. (2009): Capital adequacy, cost income ratio and the performance of commercial banks: The Kenyan Scenario, in: The International Journal of Applied Economics and Finance, 3 (2), 35–47.

Memmel, C. (2011): Banks' Exposure to Interest Rate Risk, Their Earnings from Term Transformation, and the Dynamics of the Term Structure, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 35 (2), S. 282–289.

Modigliani, F./Sutch, R. (1966): Innovations in interest rate policy, in: The American Economic Review, 56 (1/2), 178–197.

Paradi, J. C./Vela, S./Yang, Z. (2004): Assessing Bank and Bank Branch Performance: Modeling Considerations and Approaches, in: Cooper, W. W./Seiford, L. M./Zhu, J. (Hrsg.), Handbook on Data Envelopment Analysis, Boston: Kluwer Academic, S. 349–400.

Roßwog, G. (2012): Neue Vertriebswege – Herausforderungen und Chancen für Kreditgenossenschaften, in: Zeitschrift für das gesamte Genossenschaftswesen, Vol. 62.

Samuelson, P. A. (1945): The effect of interest rate increases on the banking system, in: The American Economic Review, 35 (1), 16–27.

Singer J./Drewianka , B. (2011): Dunkle Wolken über der Filiale, bank und markt, S. 32–34.

Soteriou, A./Zenios, S. A. (1999): Operations, Quality, and Profitability in the Provision of Banking Services, in: Management Science, 45. Jg., Nr. 9, Performance of Financial Institutions, S. 1221–1238.

Spandau, J. (2010): Fusionen im genossenschaftlichen Finanzverbund – Eine erfolgreiche Strategie?, in: Arbeitspapiere des Instituts für Genossenschaftswesen der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster.

Tebroke, H.-J. (1993): Größe und Fusionserfolg von Genossenschaftsbanken, in: Steiner, M. (Hrsg.): Reihe: Finanzierung – Steuern – Wirtschaftsprüfung, Band 17, Köln.

Weistroffer, C. (2013): Niedrigzinsumfeld und Banken – Was lehrt die Erfahrung japanischer Banken?, DB Research v. 17. Juli 2013, S. 1–12.

Wooldridge, J. M. (2009): Introductory Econometrics: a Modern Approach, 4. Aufl., Mason.

Wutz, A. (2001): Die Effizienz des Bankensektors, Eine empirische Analyse am Beispiel der bayerischen Genossenschaftsbanken, Augsburg.