

Chapter Title: Banken und Industrialisierung in Deutschland: Quantifizierungsversuche
Chapter Author(s): Richard H. Tilly

Book Title: Entwicklung und Aufgaben von Versicherungen und Banken in der Industrialisierung.

Book Author(s): Dieter Farny, Peter Hertner, Carl-Ludwig Holtfrerich, Bernhard Kirchgässner, Hans-Peter de Longueville, Gustav Otruba and Richard H. Tilly

Book Editor(s): Friedrich-Wilhelm Henning

Published by: Duncker & Humblot GmbH. (1980)

Stable URL: <https://www.jstor.org/stable/jj.22361876.8>

JSTOR is a not-for-profit service that helps scholars, researchers, and students discover, use, and build upon a wide range of content in a trusted digital archive. We use information technology and tools to increase productivity and facilitate new forms of scholarship. For more information about JSTOR, please contact support@jstor.org.

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of the Terms & Conditions of Use, available at <https://about.jstor.org/terms>



This book is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY 4.0). To view a copy of this license, visit <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>.



JSTOR

Duncker & Humblot GmbH is collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Entwicklung und Aufgaben von Versicherungen und Banken in der Industrialisierung*.

Banken und Industrialisierung in Deutschland: Quantifizierungsversuche

Von *Richard H. Tilly*, Münster

In der sogenannten zweiten Phase der deutschen Industrialisierung von 1870 bis 1914 konzentrierte sich augenfällig die Kapitalakkumulation in Großunternehmen des Industrie- und Bankensektors. Nach Schätzungen W. Hoffmanns stieg der Wert des Nettokapitals (definiert als Eigen- und Fremdkapital abzüglich Geldvermögen) von Industrieaktiengesellschaften zwischen 1882 und 1913 von 13 auf 18 Prozent des Wertes des rasch anwachsenden gewerblichen Kapitalstocks¹. Zwischen 1870 und 1913 stieg der Wert des Nettokapitals der sogenannten Kreditbanken (Aktienbanken ohne Pfandbrief- oder Notenzirkulation) von ca. 492 Mill. M. auf fast 15 Mrd. M., d. h., noch stärker als das Kapital der Industrieunternehmen². Ungefähr die Hälfte dieser Summe verwalteten 1913 die 5 Berliner Großbanken³. Das Bankkapital war also nicht nur riesig groß im Aggregat, sondern auch stark konzentriert. Es ist bezeichnend, daß die drei größten Aktienunternehmen des Deutschen Reiches 1913 — und ferner 17 der größten 25 Unternehmen — Banken waren. Das ist eine Feststellung, die man für kein anderes bedeutendes Industrieland zu dieser Zeit machen kann⁴. Es ist vielleicht eine der wichtigeren Besonderheiten des „deutschen Weges“ der Industrialisierung.

* Zu diesem Vorgehen, A. G. Coenenberg u. a., Jahresabschluß und Jahresabschlußanalyse, München 1974, S. 236 ff.; R. u. H. Sellien, Dr. Gablers Wirtschaftslexikon, 1. Bd., Wiesbaden 1967, S. 1276 ff.

¹ Oder auf 15,1 Mrd. M. 1913. W. Hoffmann u. a.: Das Wachstum der deutschen Wirtschaft seit der Mitte des 19. Jahrhunderts, Heidelberg, 1965, S. 255 - 56, 785.

² Ebenda, S. 748 - 49.

³ Ebenda; H. Mottek u. a., Wirtschaftsgeschichte Deutschlands, Bd. III, Berlin 1974, S. 100 - 101.

⁴ Nach eingezahltem Grundkapital gemessen: Deutsche Bank (250 Mill. M.), Disconto-Gesellschaft (200 Mill. M.) und Dresdner Bank (200 Mill. M.). Zahlen bei D. Weder, Die 200 größten deutschen Aktiengesellschaften, 1913 - 1962, Inaug. Diss. Univ. Frankfurt (WiSo) 1968. Eine von A. Chandler (Harvard University USA) geleitete Gruppe erforscht vergleichend auf internationaler Ebene die 100 - 200 größten Aktiengesellschaften in USA, Deutschland und Großbritannien.

Das historische Ergebnis eines eng mit der Industrie verbundenen Großbankensystems — dokumentiert etwa in den o. e. Zahlen über Kapitalgröße oder auch in der Besetzung von Aufsichtsratspositionen in Industrieunternehmen durch Bankdirektoren — hat schon vor 1914 starke Beachtung durch Wissenschaft und Politik gefunden. Beiträge zur Erklärung der Entstehung oder der wirtschaftlichen Auswirkung des Großbankensystems gehören seitdem zum Kernstoff der deutschen Wirtschaftsgeschichtsschreibung. Das historische Interesse an dieser Frage scheint auch heute nicht nachzulassen⁵. Im folgenden Referat soll nun der Versuch unternommen werden, einige Beiträge darzustellen, die die Wirkung der deutschen Großbanken auf die Industrialisierung *quantifizieren* wollen. Es wird sich die Frage stellen, ob ihnen eine Quantifizierung gelungen ist und ob überhaupt in dieser methodischen Richtung Erfolgsaussichten bestehen. Ansätze von Eistert, Neuburger und Stokes, sowie dem Verfasser selbst werden vorgeführt und kritisch gewürdigt.

Eistert

Einem Schüler Walter Hoffmanns, Eistert, mag es wohl anstehen, den ersten neueren Versuch zur quantitativen Bestimmung des Wachstumsbeitrages der deutschen Kreditbanken gemacht zu haben. Knapp zusammengefaßt besteht er aus einer Gegenüberstellung von Wachstumsindikatoren für Bankensektor und Gesamtwirtschaft⁶. Nach Eistert kann dem Bankensystem nicht eine „kausale“ sondern nur eine „erlaubende“ Rolle im Wachstumsprozeß zugeschrieben werden, und zwar nur dann, wenn die Bereitstellung von Finanzmitteln durch die Banken

⁵ Die wichtigsten Werke sind: J. Riesser, *Die deutschen Großbanken und ihre Konzentration*, Berlin 1910, O. Jeidels, *Das Verhältnis der Großbanken zur Industrie mit besonderer Berücksichtigung der Eisenindustrie*, 2. Aufl. München und Leipzig 1913; A. Weber, *Depositenbanken und Spekulationsbanken. Ein Vergleich englischen und deutschen Bankwesens*, Leipzig 1902; R. Hilferding, *Das Finanzkapital*, Berlin 1909 (sehr interessant als theoretischer Versuch); W. I. Lenin, *Der Imperialismus als höchstes Stadium des Kapitalismus*, 1917, in: W. I. Lenin, *Ausgewählte Werke*, 3 Bde., Ost-Berlin 1966 hier: Bd. III, Vgl. auch die neueren Beiträge von H. Böhme, z. B. in: H.-U. Wehler (Hgs.), *Sozialgeschichte heute. Festschrift für Hans Rosenberg*, Göttingen 1975. Vgl. auch P. Penzkofer, *Wirtschaftliche und gesellschaftliche Einflüsse auf die Entstehung und Entwicklung der privaten Geschäftsbanken Ende des 19. und im 20. Jh.*, in: A. Grosser u. a., *Wirtschaft, Gesellschaft, Geschichte*, Stuttgart 1974; oder den neo-marxistischen Ansatz: W. Spohn, *Weltmarktkonkurrenz und Industrialisierung Deutschlands, 1870 - 1914*, Berlin 1977, bes. S. 273 ff.

⁶ Ähnlich Hoffmanns eigenen Schätzungen des „Nettofinanzierungsbeitrages“ der Banken in: W. Hoffmann u. a., *Das Wachstum der deutschen Wirtschaft seit der Mitte des 19. Jahrhunderts*, Heidelberg 1965, S. 730 - 761 und W. Hoffmann, *Il contributo delle istituzioni... Hier wird E. Eistert, Die Beeinflussung des Wirtschaftswachstums in Deutschland von 1883 bis 1913 durch das Bankensystem*, Berlin 1970, gewürdigt.

nicht zum Engpaßfaktor wird. Für ihn hat deshalb das Bankensystem im deutschen Wachstumsprozeß von 1883 bis 1913 eindeutig eine positive Rolle gespielt, weil sein Index der Mittelbereitstellung der Banken in diesem Zeitraum ein größeres Wachstum aufweist als der von ihm verwendete Index des Sozialprodukts⁷.

Eisterts Studie ist informativ aber recht angreifbar. Zu beanstanden wäre z. B. das Ausklammern von „reinen Finanztransaktionen“ und somit der Zentralbankpolitik, das Fehlen einer Erklärung der Mittelbereitstellung der Banken, und nicht zuletzt die Verwendung eines irreführenden Indikators der Mittelbereitstellung. Auf diese letztgenannte Schwäche soll hier kurz eingegangen werden, da allein sie schon den Wert Eisterts Quantifizierungsversuches in Frage stellt.

Weil die das Wachstum bewirkenden „volkseinkommenswirksamen Ausgaben“ als Strömungsgröße gemessen werden, suchte Eistert für die Mittelbereitstellung der Banken ein Strömungsmaß, das — in Anlehnung an W. Stützel — als „Neuausleihungen der Banken pro Periode“ verstanden werden könnte⁸. Er lehnt natürlich die für das Bankensystem über den Untersuchungszeitraum verfügbaren Bestandsgrößen, „Kreditvolumen am Bilanzstichtag“, ab, glaubt aber, das geeignete Maß in den für einige Kreditbanken verfügbaren Angaben über den Jahresumsatz, gefunden zu haben. Entscheidend für die Ergebnisse Eisterts Arbeit sind seine Manipulationen an den Daten über Debitoren bzw. Kontokorrentkrediten der Kreditbanken. Daher — und weil unser Interesse ohnehin der Rolle dieser Kreditbanken gilt — sollen im folgenden nur diese Manipulationen erörtert werden⁹.

Nachdem die (hauptsächlich im Deutschen Ökonometristen) veröffentlichten Daten über die „Debitoren und Diverse der Geschäftsbanken am Jahresende“ um „Spekulationskredite“ und Bankakzepte vermindert werden — weil diese Posten nach Eistert die Finanzierung von „volkseinkommenswirksamen Ausgaben“ nicht reflektieren — wird diese Bestandsgröße über die Kontokorrentkredite der Geschäftsbanken am Jahresende mit einer aus den Umsatzstatistiken einiger dieser Banken

⁷ Genauer gesagt, sieht Eistert den verwendeten Index des Nettosozialproduktes zu Marktpreisen (in laufenden Preisen) als Ersatz für die theoretisch richtige Größe, das Handelsvolumen, da diese Größe nach Eistert die „volkseinkommenswirksamen Ausgaben“ mißt; auf diese wirkt der Einfluß der Mittelbereitstellung der Banken. Vgl. Eistert, Die Beeinflussung, S. 45 - 49.

⁸ Eistert, Beeinflussung, S. 41 und 43 - 45, auf Seite 41 schreibt Eistert: „Die Summe der volkseinkommenswirksamen Ausgaben in einem Jahr kann aber nur mit einer Strömungsgröße des Bankensystems verglichen und erklärt werden“. W. Stützel, Moderne Kreditpolitik, in: Konjunkturpolitik, Zeitschrift für angewandte Konjunkturforschung, 3. Jg. (1959).

⁹ Die entscheidenden Daten und Manipulationen sind in Eistert, Beeinflussung, S. 87 - 98 und seinen Tabellen 11 - 15 enthalten.

hergeleiteten Meßzahl multipliziert¹⁰. Da die gebildete Meßzahl nur den Umsatz der Sollseite des Debitorenkontos wiedergeben soll, wird das Produkt dieser Multiplikation als die im Laufe eines Jahres gewährten Kontokorrentkredite der Geschäftsbanken oder „Neuausleihungen pro Jahr“ verstanden. Gerade diese Interpretation ist aber nicht zulässig, wie folgendes Rechenbeispiel zeigt.

Tabelle 1

Beispiel der Beziehung zwischen Bestands- und Strömungs-
ziffern der Kontokorrentkredite der Banken (Zahlen in Mill. Mark)

Jahr	Bestandszahl	Strömungszahl	Nr.	Hypothetische Umsatzzahlen	
				Debitorensseite	
				Soll	Nr. Haben
1883	271,9	2828,0	1	2000,0	1 2000,0
			2	2000,0	2 2000,0
			3	952,3	3 885,0
			Zus.	4952,3	Zus. 4885,0
					4952,3 - 4885,0 = 67,3
1884	339,2	4952,3			

Tabelle 1 gibt links Bestandszahlen und Eisterts Strömungsschätzung für Kontokorrentkredite in 2 Jahren, daneben hypothetische Umsatzzahlen. Es zeigt sich, daß die Verwendung der Strömungsgrößen eine höhere Wachstumsrate der Mittelbereitstellung der Banken erzeugen kann, als die Bestandsgrößen (in diesem Beispiel 75 % statt 25 %). Aber diese Differenz kann nicht durch die erhöhte und in den Bestandszahlen nicht erfaßte Mittelbereitstellung der Banken erklärt werden, sondern allein durch die nichterfaßte Aktivität auf der Habenseite des Debitorenkontos, d. h., allein durch die Einzahlungen zugunsten der

¹⁰ An dieser Stelle wird nicht auf den gewagten Charakter der Schätzung des Anteils der „Speulationskredite“ — die auf eine Quellenangabe im Jahr 1914 beruht — eingegangen. Vgl. *Eistert*, Beeinflußung, S. 90. Die Meßzahl ist ebenfalls mit Unsicherheitsmomenten behaftet. Insgesamt liefern 14 Banken hierzu Angaben, aber für die Jahre 1884 - 1900 dient die Statistik zweier Banken als Grundlage der Schätzung.

Bankkunden, die vom gesamtwirtschaftlichen Ablauf abhingen und in keinem direkten Zusammenhang zur Kreditgabe der Banken standen. Ein „Mehr“ an Soll-Auszahlungen zu Lasten der Bankkunden über Einzahlungen zu ihren Gunsten muß in den Bestandszahlen „Debitoren“ registriert werden. Ein „Mehr“ an Umsatz in Relation zur Bestandszahl bei Kontokorrentkrediten reflektiert erhöhte Soll- und Habenbuchungen und kann sogar das Gegenteil einer Erweiterung der Mittelbereitstellung der Banken bedeuten, da sie ja eine Reduzierung der Kreditlaufzeiten widerspiegeln könnten. Darüber hinaus wird das Ergebnis z. T. als eine Folge des zunehmenden Anteils der *Intrabankzahlungen* am Gesamtkontokorrentverkehr — der ja im Zuge des Ausbaus des Filialnetzes sicherlich tendenziell anstieg — zu betrachten sein. Aber auch für diesen Fall wird das Urteil über die Eistert'schen Kennnziffern dasselbe sein: Er ist als Index der Auslastung der Buchungskapazität der Banken einwandfrei; aber als Index der „Neuausleihungen pro Periode“ untauglich. Tabelle 2 zeigt nun den Unterschied zwischen den von Eistert zurückgewiesenen Bestandszahlen und seinem Strömungsmaß auf. Eine gewisse Übereinstimmung wird durch die Verwendung der Bestandszahlen im Strömungsmaß gesichert, was Eistert selbst durch die Verwendung von gleitenden Fünfjahresdurchschnitten in seinem Auswertungsteil übersehen muß¹¹. Interessant ist eben in diesem Zusammenhang die Tatsache, daß Eisterts Schlußfolgerung über den positiven Beitrag der Banken — der wie anfangs erwähnt auf einem Vergleich zwischen dem Wachstum der Mittelbereitstellung der Banken und dem des Sozialproduktes beruht¹² — genauso gut mit den Bestandszahlen zu belegen wäre, denn auch diese wuchsen schneller als das Sozialprodukt:

Jährliche durchschnittliche Wachstumsrate des Nettosozialproduktes, 1883 - 1913:	3,92 %
Jährliche durchschnittliche Wachstumsrate der Mittelbereitstellung (B. Z.) 1883 - 1913:	8,00 %
Jährliche durchschnittliche Wachstumsrate der Mittelbereitstellung (Str.) 1883 - 1913:	12,10 %

¹¹ Eistert, *Beeinflußung*, S. 123 ff. Zwischen den Wachstumsraten der Bestands- und Strömungszahlen besteht ein relativ enger Zusammenhang (Pearsons Korrelationskoeffizient von $r = 0,75$).

¹² So Eistert, *Beeinflußung*, S. 140: „Als Ergebnis kann festgestellt werden, daß die Kreditgewährungen der Banken für volkseinkommenwirksame Ausgaben von 1885 - 1911 mit Ausnahmen des Jahres 1893 schneller steigen als das Handelsvolumen. Der Teil des Finanzierungsspielraumes der Wirtschaftssubjekte, der durch die Banken beeinflußt wird, hat sich also im Verhältnis zu den zu finanzierenden produktiven Ausgaben im Zeitablauf erhöht, so daß deshalb das Verhalten der Banken entweder das Wachstum des Volkseinkommens erleichtert oder sogar erst ermöglicht, falls die erfolgten Bankkreditgewährungen nicht durch andere Finanzierungsmöglichkeiten wie Selbstfinanzierung oder Kreditgewährungen sonstiger Darlehensgeber hätten substituiert werden können.“

Tabelle 2

Höhe und jährliche Wachstumsrate der Kontokorrentkredite der deutschen Kreditbanken als Bestands- und Strömungsgrößen 1884 - 1913
(in Mill. Mk und %)

Jahr	B.Z. (Abs.)	B. Z. (WR)	(Str. (Abs.)	Str. (WR)
1883	271,9		2 280,0	
1884	339,2	25	4 952,3	75
1885	341,3	1	5 021,1	2
1886	329,5	— 3	5 078,3	0
1887	349,3	6	5 635,7	12
1888	329,1	— 6	5 825,5	4
1889	439,3	33	9 567,1	64
1890	448,2	2	9 540,4	— 13
1891	415,4	— 7	7 787,6	— 8
1892	451,5	9	8 342,7	8
1893	416,5	8	7 666,7	— 8
1894	501,4	20	9 101,8	+ 19
1895	642,7	28	11 934,0	22
1896	671,9	5	11 435,0	— 4
1897	747,8	11	13 157,0	17
1898	902,1	21	16 262,3	23
1899	1 044,5	16	19 941,4	22
1900	1 170,2	12	18 985,6	— 5
1901	1 125,6	— 4	21 564,7	14
1902	1 208,3	7	21 340,3	— 1
1903	1 334,2	10	23 219,1	9
1904	1 513,8	13	28 055,6	21
1905	1 829,5	21	32 833,7	17
1906	2 122,8	16	36 320,4	11
1907	2 211,4	4	43 331,6	19
1908	2 366,6	7	51 485,2	19
1909	2 504,1	6	52 719,6	2
1910	2 376,0	— 5	46 850,9	— 11
1911	2 609,4	10	56 384,8	20
1912	2 611,3	0	59 233,8	5
1913	2 930,3	12	63 795,2	8

Es sieht so aus, als ob sich Eisterts Mühe um eine neue Datenreihe nicht gelohnt hat, selbst wenn man seine ökonomische Interpretation seines Strömungsmaßes der Mittelbereitstellung akzeptieren würde.

Neuburger und Stokes

Es ist das Verdienst dieser zwei Amerikaner, einen echten ökonometrischen Test der Eistert'schen Daten und Argumentation entwickelt und durchgeführt zu haben¹³. Ironischerweise ergibt sich aus *ihrer* Verwendung der Daten ein negatives Urteil über den Wachstumsbeitrag der Banken zwischen 1883 und 1913. Das Urteil selbst ist wenig plausibel, auf jeden Fall wegen Unzulänglichkeiten der Daten und Methoden voreilig gefällt worden. Neuburger und Stokes argumentieren, daß die Mittelbereitstellung der Kreditbanken durch Kontokorrentkredite zwischen 1883 und 1913 einseitig an industrielle Großunternehmen der „Schwerindustrie“ auf Kosten anderer Sektoren und der Effizienz der Gesamtwirtschaft vergeben worden sei. Sie glauben, diese Misallokation von Ressourcen durch Einsatz der Variable Kontokorrentkredite: Gesamtmittelbereitstellung der Banken (CA/MB) in einer aggregierten Produktionsfunktion für den nichtlandwirtschaftlichen Output Deutschlands im genannten Zeitraum sogar messen zu können. In mehreren Multiregressionsschätzgleichungen trägt die Variable, CA/MB_{t-1} , negativ zum Wachstum des nichtlandwirtschaftlichen Outputs, Y_{t0} , bei. Ihre Gleichung (8) lautet z. B.:

$$\ln Y = ,01754 + ,01187 T - ,1429 (CA/MB)_{t-1} + ,3485 \ln K + ,8070 \ln L$$

(,4753) (2,57) (- 2,31) (2,93) (3,99)

Wo $\ln Y$ = Logarithmen des nichtlandwirtschaftlichen Outputs in 1913 Preisen,

T = Zeit, CA/MB_{t-1} wie oben, $\ln K$ = Logarithmen des Indexes des Kapitalstocks (korrigiert für Auslastung), $\ln L$ = Logarithmen des Faktors Arbeit und in Klammern t – Werte der Koeffizienten.

$R^2_{OLS} = 9985$, $SEE_{OLS} = ,0128$ die üblichen Bestimmungs- und Standard-schätzfehlermaße

$R^2 = ,994$ u. $SEE = ,0245$, dieselben Maße korrigiert für Autokorrelation, und

$D. W. = 1,87$

$D. W.$ = die Durbin-Watson Statistik.

Wenn also der in der hier verwendeten Cobb-Douglas Produktionsfunktion auftretende Restfaktor technischer Fortschritt, d. h. das den Faktoren Kapital und Arbeit nicht zurechenbare Outputwachstum, mit

¹³ H. Neuburger und H. Stokes, German Banks and German Growth: An Empirical View in: Journal of Economic History, Sept. 1974.

Zeit („catch-all“ Komponente) und der um ein Jahr vorgelagerten Zunahme des Anteils der Kontokorrentkredite an der Gesamtmittelbereitstellung (CA/MB_{t-1}) spezifiziert wird, muß, aufgrund des negativen Vorzeichens, der Kontokorrentkreditvergabe eine hemmende Wirkung auf das Wachstum der Wirtschaft (oder genauer: auf die Produktivität der Wirtschaft) beigemessen werden. Die analytische Begründung dieses Ergebnisses ist in der Misallokation von Ressourcen zu finden, die durch Vergabe von Kontokorrentkrediten an die mit niedrigerer Grenzproduktivität arbeitenden Schwerindustrie — während Produzenten der „Leichtindustrie“ mit höheren Grenzproduktivitäten unterversorgt bleiben — erklärt werden kann¹⁴.

Dieser Ansatz muß nach meiner Meinung abgelehnt werden, weil (a) die zugrundegelegten Eistert'schen Daten von zweifelhaftem Wert sind, weil (b) das von Neuburger und Stokes gewählte Modell von der Qualität der Daten stark abhängig ist, und schließlich weil (c) ihr Aufsatz keine Information über das für ihr Modell so wichtige finanzielle Verhalten bezüglich Kosten und sektoraler Verteilung der Bankkredite enthält.

In einer früheren Kritik des Neuburger-Stokes Beitrages wurde auf diese Punkte eingegangen¹⁵. Hier soll nur die Modellkritik erneut diskutiert werden, hauptsächlich weil eine neuere Stellungnahme von John Komlos dies nahelegt¹⁶. Während jene frühere Kritik auf die Empfindlichkeit des aggregierten Modells bezüglich der Qualität des Dateninputs — insbesondere auf die unzureichende Variabilität der Kapitaldaten — hinwies, kann Komlos diese Empfindlichkeit durch *a priori* begründbare Modifikationen der Daten ökonomisch nachweisen. Komlos stellt zunächst einen hohen Grad an Multikollinearität unter den unabhängigen Variablen (Kapital, Arbeit, Zeit und Kreditallokation) fest. Da Multikollinearität unter den unabhängigen Variablen eines Modells dessen Empfindlichkeit bezüglich der Datenqualität andeutet¹⁷, nimmt Komlos einige Modifikationen der Daten vor. Neuburger und Stokes haben z. B. die Kapitalstockreihe für Variationen in der

¹⁴ Genauer gesagt wird die Misallokation durch den Vergleich zwischen dem geschätzten Output-Wachstum pro Gesamtfaktor-Input (einschließlich Trendfaktor, Skaleneffekten und $(CA/MB)_{t-1}$) und dem geschätzten Output-Wachstum ohne $(CA/MB)_{t-1}$ gemessen. Daher ist auch das vermutete Gefälle eigentlich in Keynes' Grenzleistungsfähigkeit des Kapitals (oder Mittelbereitstellung der Banken) der Schwer- und Leichtindustrie zu sehen, nicht in der Grenzproduktivität der Faktoren Arbeit oder Kapital dieser Sektoren.

¹⁵ R. Fremdling u. R. Tilly, German Banks, German Growth, and Econometric History, in: JEH, June 1976, S. 416 - 424.

¹⁶ J. Komlos, The Kreditbanken and German Growth: A Postscript, in: JEH, June 1978.

¹⁷ Vgl. J. Johnston, Econometric Methods, Tokyo, 1972, besonders S. 159 - 168.

Kapazitätsauslastung mittels einer Reihe über Arbeitslosigkeit (die von J. Kuczynski stammt) korrigiert. Komlos teilt nun diese Variable in die Komponente unkorrigierter Kapitalstock (K') (aus W. Hoffmann, u. a.) und Arbeitslosenquote (UN) (Kuczynski) auf und führt sie wieder in die Modellgleichung (9) mit folgendem Resultat ein:

$$\begin{aligned} \ln Y = & 2,9 + 0,02 T - 0,005 \ln UN + 0,13 \ln K' + 0,65 \ln L - \\ & (1,4) \quad (1,4) \quad (-2,7) \quad (0,25) \quad (1,9) \\ & - 0,07 (CA/MB)_{t0} - 0,22 (CA/MB)_{t-1} \\ & (-0,77) \quad (-2,6) \\ R^2 = & ,997; F = 1414,1; D. W. = 1,74; N = 27 \end{aligned}$$

Die Variable Zeit (T) und Kapital (K') büßen ihre Signifikanz ein — ein Zeichen der Instabilität des Modells — obwohl die uns interessierende Variable $(CA/MB)_{t-1}$ intakt bleibt. Komlos teilt ferner mit, daß die völlige Eliminierung der Variablen Arbeitslosigkeit vom Modell zu insignifikanten Koeffizienten für Kapital und $(CA/MB)_{t-1}$ führt:

$$\begin{aligned} \ln Y = & 1,22 + 0,037 T + 1,076 \ln L - 0,441 \ln K' + 0,019 (CA/MB)_t - \\ & (0,59) \quad (2,3) \quad (4,2) \quad (-0,92) \quad (0,25) \\ & - 0,048 (CA/MB)_{t-1} \\ & (-0,63) \\ R^2 = & ,996; F = 1370,6; D. W. = 1,92; N = 31 \end{aligned}$$

Dies bedeutet, daß der Hauptträger des Modells die Ersatzvariable „Arbeitslosigkeit“ ist; der Verdacht der Instabilität wird verstärkt. In einer zweiten Modifikation ersetzt Komlos die abhängige Variable nichtlandwirtschaftlicher Output durch Wertschöpfung in „Industrie und Handwerk“ (nach Hoffmann, u. a.), er begründet diese Änderung mit der Feststellung, daß Neuburger und Stokes an Industriekrediten interessiert seien, aber in ihrem Outputmaß die kaum relevante Produktion von Dienstleistungen in den Bereichen Versicherung, Banken, persönliche Dienste und Mieteinkommen von nichtlandwirtschaftlichen Gebäuden mit einschlossen¹⁸. Diese Modifikation läßt aber den negativen Beitrag der Bankkreditallokation zur praktischen Bedeutungslosigkeit herabsinken, (signifikant aber auf dem 80 % Vertrauensniveau) obwohl man in diesem Fall nach der Neuburger und Stokes These eigentlich das Gegenteil hätte erwarten können¹⁹:

¹⁸ Allein die Miteinbeziehung des Bergbaus läßt sich mit ihrer Fragestellung völlig vereinbaren. Die Sterne über Y , L und K bezeichnen den beschränkten Bereich „Industrie und Handwerk“.

¹⁹ Sinnvoll wäre allerdings auch eine Erweiterung des Wachstumsbegriffes um den landwirtschaftlichen Sektor, denn die Kreditvergabe der Großbanken an die Industrie kann Ersparnisse zur Verwendung in anderen Sektoren der Wirtschaft (wie in der Landwirtschaft) freigesetzt haben. Vgl. hierzu R.

$$\ln Y = 2,09 + 0,23 T + 0,70 \ln L^* + 0,19 \ln K^* - 0,046 (CA/MB)_{t_0} - \\ (0,93) \quad (2,74) \quad (2,32) \quad (0,83) \quad (-0,33) \\ - 0,17 (CA/MB)_{t-1} \\ (-1,1)$$

$$R^2 = ,989; F = 493,9; D. W. 1,74; N = 31$$

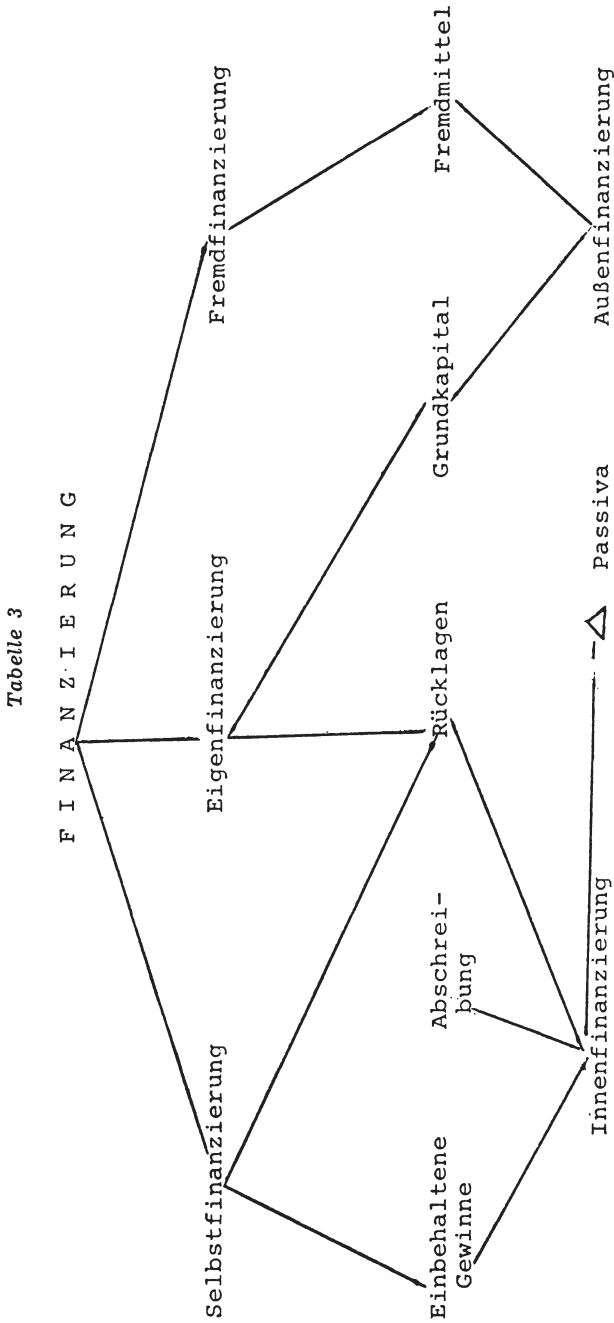
Das Fazit dieser Kritik: Der von Neuburger und Stokes vorgeschlagene Weg zu einer Beurteilung des Wachstumsbeitrages der Banken scheint wegen der Instabilität der Ergebnisse hinsichtlich Datenmodifikationen und wegen des zweifelhaften Charakters der verwendeten Daten überhaupt, noch nicht gangbar zu sein. Ein besserer Indikator des Bankenbeitrages muß gefunden und der Mechanismus wodurch Banken auf Wachstum einwirken identifiziert werden. Die von Neuburger und Stokes als „empirical view“ bezeichneten statistischen Ergebnisse allein werfen kein Licht auf die Rolle der Banken im deutschen Wachstumsprozeß.

Alternativer Ansatz

Wegen Schwierigkeiten in der Beschaffung adäquater bankhistorischer Daten ist es sinnvoll, das Problem der Rolle der Banken von der Seite der kreditnehmenden Industrieunternehmen anzugehen. Man kann fragen, ob der Erfolg deutscher Industrieunternehmen vor 1914 von der Entwicklung einer selbständigen Finanzierungsstrategie — z. B. unter Betonung der Innenfinanzierung — begleitet wurde und ob eine Würdigung dieser Strategie den Beitrag der Banken zur deutschen Industrialisierung einschränkend relativieren könnte. Das Problem ist kompliziert aber, im Folgenden soll doch der Versuch gemacht werden, einige quantitative Daten zu dieser Frage vorzustellen. Vielleicht können uns diese zu einer fruchtbareren Formulierung des Forschungsproblems: Banken und Industrialisierung führen.

Die hier erläuterten Ergebnisse bauen hauptsächlich auf der Erfahrung einer Gruppe von 50 überlebenden Industrieunternehmen (im Folgenden KSP) und teilweise auf einer breiteren Auswahl mehrerer 100 börsenfähiger Unternehmen (im Folgenden ZSP) in der Zeit von 1880 bis 1911 auf. Sie sind repräsentativ für den Typ des langlebigen Industrieunternehmens, dessen Aktien auf der Berliner Börse gehandelt wurden (über den Gesamtzeitraum, 1880 bis 1911). Es ist klar, daß auch

Sylla, *Financial Intermediaries in Economic History: Quantitative Research on the Seminal Hypotheses of Lance Davis and Alexander Gerschenkron*, in: R. Gallman (Hg.), *Research in Economic History*, Suppl. 1, Greenwich, Conn. USA, 1977 (Recent Developments in the Study of Business and Economic History: Essays in Memory of Herman E. Krooss), besonders Anmerkung 53, S. 79.



dieser eingeschränkte Anspruch auf Repräsentativität teilweise problematisch ist und daß die Frage einer weiteren Diskussion bedarf; jedoch muß hier wegen Zeitmangels auf andere Veröffentlichungen verwiesen werden, wo dieser und ähnlichen Fragen nachgegangen wird²⁰.

Zunächst wird auf Indikatoren des finanziellen Verhaltens dieser Unternehmen eingegangen und anschließend deren Bewertung durch den Kapitalmarkt und mögliche Zusammenhänge mit den Banken diskutiert.

Tabellen 3 und 4 versucht die verschiedenen Finanzierungsarten mittels einer partiellen „Bewegungsbilanz“ zu erfassen*. Gesamtfinanzierung (G. F.) wird definiert wie folgt:

$$G. F. = \text{Gewinnvortrag} + \text{Abschreibung} + \Delta \text{Rücklagen} + \Delta \text{Grundkapital} + \Delta \text{Fremdkapital}$$

$$\begin{aligned} \text{Innenfinanzierung (I. F.)} &= \text{Gewinnvortrag} + \text{Rücklagenbildung} + \text{Abschreibungen} + \text{negative Passivaänderungen} \\ &= - \Delta \text{Rücklagen} - \Delta \text{Grundkapital} - \Delta \text{Fremdkapital}, \text{ und} \end{aligned}$$

$$\text{Außenfinanzierung (A. F.)} = \Delta \text{Grundkapital} + \Delta \text{Fremdkapital}.$$

Die verschiedenen Varianten können so zusammengefaßt werden:

Aufgrund dieser Definition wurden für die 50 Unternehmen der KSP Innenfinanzierungsanteile berechnet, die dann auch pro Unternehmen und Jahr mit dem „Gesamtfinanzierungsbedarf“ gewichtet wurden. Tabelle 4 faßt nun diese Berechnung zusammen.

Tabelle 4

Innenfinanzierung der Unternehmen des KSP, 1880 - 1911

(a) (in % des Gesamtfinanzierungsbedarfs)

	gewogen	ungewogen
Unternehmensmittelwert	59	69
Jahresmittelwert	54	67
Kumulativer Anteil*	55	

* Summe der Innenfinanzierung dividiert durch Gesamtfinanzierungsbedarf, 1880 - 1911.

²⁰ Siehe R. Tilly, Das Wachstum industrieller Großunternehmen in Deutschland, 1880 - 1911, demnächst in: H. Kellenbenz (Hg.), Wachstum. KSP bezeichnet „kontinuierliche Stichprobe“, ZSP „Zufallsstichprobe“.

(b) Verteilung der Unternehmen in Finanzierungsklassen

	(Anzahl der Unternehmen)	
	Periode 1880 - 1895	Periode 1896 - 1911
Weniger als 50 % Innenfinanzierung	4	7
50 - 75 % Innenfinanzierung	23	33
Größer als 75 % Innenfinanzierung	23	10

Tabelle 5

**Korrelationen zwischen Unternehmensgröße (unabhängige Variable)
und Indikatoren des Wachstums der Finanzierung, 1880 - 1911**

Indikator	<i>r</i>	Signifikanz- niveau
Wachstum: Bilanzvolumen	0,49	99 %
Wachstum: Sachanlagevermögen ...	0,36	99 %
Wachstum: Eigenkapital	0,49	99 %
Anteil der Innenfinanzierung	- 0,39	99 %
Anteil der Eigenfinanzierung	0,52	99 %

Die Ambivalenz der Ergebnisse kann aus den Tabellen 4 und 5 abgelesen werden. Auf der einen Seite wird hier das Überwiegen der Innenfinanzierung deutlich — wie in der firmengeschichtlichen Literatur²¹. Auf der anderen Seite lief der Trend eindeutig in Richtung von mehr Außenfinanzierung und zunehmender Verschuldung²². Korrelationsberechnungen zeigen einen positiven Zusammenhang zwischen

²¹ W. Dübritz, Bochumer Verein für Bergbau und Gußstahlfabrikation, Düsseldorf 1934; W. Fischer, WASAG: Die Geschichte eines Unternehmens 1891 - 1966, Berlin 1966; J. Kocka, Unternehmensverhaltung und Angestelltenschaft am Beispiel Siemens 1847 - 1914. Zum Verhältnis von Kapitalismus und Bürokratie in der deutschen Industrialisierung, Stuttgart 1969. H. Mauersberg, Deutsche Industrien im Zeitgeschehen eines Jahrhunderts, Stuttgart 1966; P. Neubaur, Norddeutscher Lloyd, Berlin 1908; W. Treue, Die Ilseder Hütte, 1858 - 1958. Ein Unternehmen der Eisenschaffenden Industrie, München 1958; A. Heinrichbauer, Harpener Bergbau AG, 1856 - 1936, Essen 1936.

²² Der Verschuldungsgrad ($= FK/EK + FK$) stieg von 33 auf 55 % 1880 - 1911 bzw. (für die „Zufallsstichprobe“) 1870 - 1910 von 27 auf 64 %. Außerdem korrelierte die Innenfinanzierungsquote negativ signifikant mit der Wachstumsrate des Sachanlagevermögens ($= - 0,51$).

Tabelle 6

**Wachstums- und Finanzierungsindikatoren industrieller Großunternehmen
nach Konjunkturphasen, 1880 - 1911**

Indikator	Wachstum* 1880 - 1911	Prozentanteil in	
		Schwachen ^{a)}	Guten ^{b)}
Konjunkturjahren			
Sachanlagevermögen	16,9 Mill. M.	27	73
Umlaufvermögen	9,8 Mill. M.	19	81
Eigenkapital	12,7 Mill. M.	25	75
Fremdkapital	11,8 Mill. M.	34	66
Innenfinanzierung (%)	55	64	45
Außenfinanzierung (%)	45	36	55
Selbstfinanzierung (%)	14	16	12
Eigenfinanzierung (%)	32	23	42

a) 1881 - 87 1902 - 03
 1891 - 95 1908 - 10

b) 1888 - 90 1904 - 07
 1896 - 1901 1911

*) Durchschnitt der KSP.

Größe und Wachstumsrate der Industrieunternehmen einerseits und Außenfinanzierungsquote andererseits. Außenfinanzierung scheint wohl das Erfolgsrezept *par excellence* für Unternehmenswachstum gewesen zu sein. Um jedoch aus diesen Daten ein Urteil über die Unternehmensstrategie zu bilden, sind weitere Informationen erforderlich; z. B. über den konjunkturellen Verlauf der Finanzierungsarten. Zunächst ist in Tabelle 6 festzustellen, daß sich das Wachstum und auch die Außenfinanzierung überhaupt in ertragsstarken Jahren konzentriert, d. h., positiv mit der Konjunktur zusammenhing. Allerdings lohnt es sich, diese Außenfinanzierung in Eigen- und Fremdkapitalaufnahme, Fremdkapital wiederum in kurz- und langfristige Verschuldung, aufzuteilen. Aufgrund dieser Aufteilung sieht es so aus, als ob vor allem in schlechten Konjunkturjahren langfristiges Fremdkapital mobilisiert wurde; während dagegen in guten Konjunkturjahren (mit relativ guten Börsenkursen) kurzfristige Fremdfinanzierung und Eigenkapitalfinanzierung getrieben worden ist²³.

²³ Für die Gesamtgruppe von 50 Unternehmen konnte eine beschränkte statistische Bestätigung gefunden werden: Der Korrelationskoeffizient zwischen Grundkapital (t_0) (als Wachstumsrate gemessen) und Börsenkurs ($t - 2$) (als Punktzahlveränderung gemessen) betrug: $r = 0,45$.

Tabelle 7

Konjunktur und Finanzierungsarten^{b)} 1880 - 1911

a) Erhöhung des Grundkapitals			
Konjunktur ^{a)}	überdurchschnittlich	unterdurchschnittlich	gesamt (Jahre)
Positiv	9	10	19
Negativ	1	11	12
gesamt	10	21	31

b) Erhöhung der kurzfristigen Verschuldung			
Konjunktur ^{a)}	überdurchunterdurch-	schnittlich schnittlich	gesamt (Jahre)
Positiv	12	6	18
Negativ	1	12	13
gesamt	13	18	31

c) Erhöhung der langfristigen Verschuldung			
Konjunktur ^{a)}	überdurchunterdurch-	schnittlich schnittlich	gesamt (Jahre)
Positiv	6	13	19
Negativ	7	5	12
gesamt	13	18	31

a) Konjunkturdaten aus: A. Spiethoff, Die wirtschaftlichen Wechsellagen, Tübingen 1955, 2. Bd., Tafel 1.

b) Finanzierungsdaten für 50 Unternehmen aggregiert.

Diese konjunkturelle Aufteilung der Finanzierungsarten kann einfach die gewinnmaximierenden Ziele der Industrieunternehmen widerspiegeln. Es ist z. B. zu beachten, daß in schlechten Konjunkturjahren Zinssätze für Industrieobligationen und somit Verschuldungskosten besonders niedrig waren. Industrieunternehmen können einen Vergleich zwischen Dividenden — und Zinskosten in solchen Jahren zugunsten letzterer wohl angestellt haben — obwohl in solchen Zeiten ihr absoluter Bedarf stark reduziert wurde. Die kurzfristigen Fremdkapitalerhöhungen können — wie gelegentlich in der Literatur behauptet worden ist — mit Grundkapitalerhöhungen auch kausal verknüpft gewesen

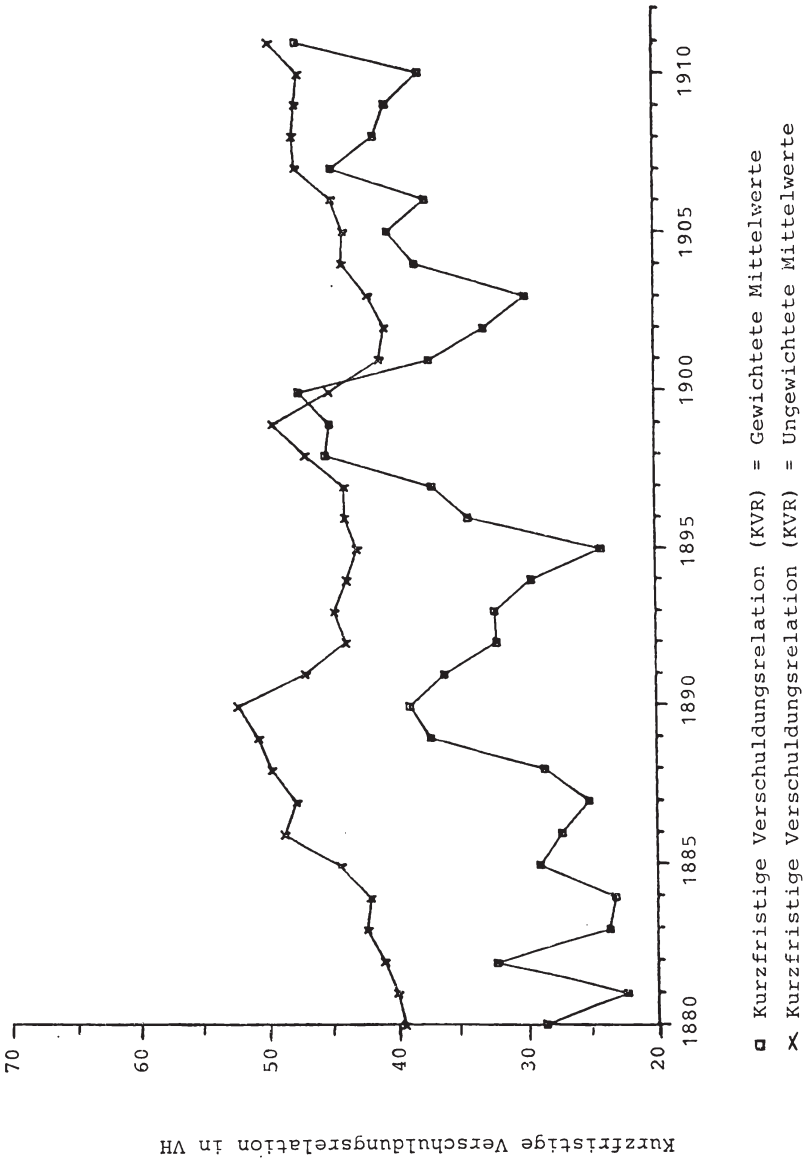


Abbildung 1

sein, da Banken oft Vorschüsse mit Rücksicht auf bevorstehende Kapitalemissionen großzügig gewährt haben. Überhaupt kann das Ergebnis die Folge der Umschuldung bei diesen Unternehmen gewesen sein. Da eben gesteigerte Umsätze eines Unternehmens in guten Jahren eine Vergrößerung der kurzfristigen Verschuldung (ohne Anspannung der eigentlichen Kreditrelation) und günstige Börsenverhältnisse eine billigere Kapitalerhöhung bedeuten könnte, ist aus der konjunkturellen Verteilung dieser Finanzierungsarten doch wenig über die Abhängigkeit zwischen Banken und Industrieunternehmen zu schließen.

Interessant ist in diesem Zusammenhang die deutlichere Anpassungsfähigkeit der größeren Unternehmen — reflektiert in der Differenz zwischen der GMW (Gewichteter Mittelwert) und der UGMW (Ungewichteter Mittelwert) Version der KVR Kurve, dargestellt in Schaubild 1, denn gerade die größeren Unternehmen werden in der historischen Literatur mit den Großbanken verkoppelt; aber ein Verhalten so in Harmonie mit den eigenen Erfolgsbedingungen kann schlecht als „Abhängigkeit“ von Banken ausgelegt werden.

In diesem Sinne kann man auch die Liquiditätspolitik industrieller Unternehmen im Zeitraum 1880 - 1911 erwähnen. In einer Überprüfung mehrerer Liquiditätsbeziehungen stellten wir nämlich fest: (1) einen durch Zinssatz und Gewinnerwartungen zu erklärenden Zusammenhang zwischen Konjunktur und Liquidität (1. Grades) für die Gesamtgruppe von 50 Unternehmen — belegt in der Korrelation zwischen Liquidität 1. Grades und KVR von $r = 0,74^{24}$ und (2) auch eine „effiziente“ Kassenhaltungspolitik für einen Teil der dazugehörigen Unternehmen. Nach der modernen Geldtheorie können wir zwischen den Transaktions-, Vorsichts- und Spekulationsmotiven der Kassenhaltung unterscheiden und die Stärke des aus diesen Motiven stammenden Einflusses in unterschiedlicher Abhängigkeit von den Variablen Zinssatz, Einkommen, Vermögen und Inflationserwartungen sehen. Für die hier diskutierten Unternehmen war es nicht möglich, unter den Motiven zu differenzieren, so daß nur für die Haltung der Transaktionskasse Überlegungen angestellt werden konnten, wovon wegen Zeit- und Raum mangels hier nur ein Beispiel erläutert wird (weitere Variationen enthalten untenstehende Tabellen). Nach der von Baumol vertretenen Theorie zeigt die optimale durchschnittliche Transaktionskasse mit (a) steigendes Einkommen, (b) sinkenden Wertpapierzinssatz und (c) zunehmende

²⁴ Freilich ist die Korrelation von der Definition der 2 Indikatoren abhängig. $Liq. 1. Grades = \frac{\text{Umlaufvermögen} - \text{Vorräte}}{KV}$ während $KVR = \frac{KV}{KV + LV}$. Aber KVR hängt stark von der Konjunktur ab und liquide Mittel waren offenbar nicht Ziel der Erhöhungen der KV, d. h., ein Zusammenhang bleibt, der nicht nur Definitionsprodukt ist.

Geldumwandlungskosten²⁵. Versuche einer Querschnitts- und Zeitreihenanalyse sind in Tabelle 8. Für beide Tests wurden für jedes Unternehmen der KSP folgende Werte berechnet:

1. Kasse („M1“: Kasse + Bankguthaben; entspricht M1 der Geldtheorie)
2. Wertpapier („WP“: Effekten; entspricht Wertpapier der Geldtheorie)
3. Bilanzsumme („BS“: entspricht „Vermögen“ in der Geldtheorie)
4. Betriebsergebnis („BE“: entspricht „Einkommen“ der Geldtheorie)²⁶

Dazu wurden der historischen Literatur Indikatoren für den Zinssatz und die Preissteigerungsrate entnommen²⁷.

Der „Querschnitts- und Zeitreihenanalyse“ lag die einfache lineare Regression mit logarithmierten Werten — die daher als Elastizitäten aufgefaßt werden konnten — zugrunde.

Bemerkenswert ist die Übereinstimmung mit theoretischen Erwartungen: 1. mehr Einkommen („BE“ oder Umsätze) „induzierte“ im Querschnitts- und Zeitreihentest eine stärkere Kassenhaltung, aber mit einer unterproportionalen Steigerung (wofür möglicherweise das Verdrängen der Kasse durch Wertpapiere verantwortlich war); dies wird an den positiven Elastizitäten WP/BS und $M1/BS$, den negativen Elastizitäten $M1 : WP/BS$ und $M1 : BE/BS$ der Querschnittsanalyse als auch an den positiven Elastizitäten $M1/BE$ bzw. $M1 : BE/BE$ der Zeitreihenanalyse erkennbar; 2. der Zinssatz hing negativ mit der Kassenhaltung, interessanterweise auch mit der Relation Kasse : Wertpapier, zusammen, dies zeigen die Relationen $M1/Z$ und $M1 : WP/Z$. Freilich muß auf die Unvollständigkeit dieser Tests — reflektiert z. B. in der Diskrepanz zwischen Zahl der beobachteten Fälle (50) und Zahl der statistisch „signifikanten“ Fälle — hingewiesen werden.

Wenn es sinnvoll ist, von einer „Finanzpolitik“ industrieller Großunternehmen in der Zeit von 1880 bis 1911 zu sprechen — das ist das etwas überraschende Ergebnis der hier erläuterten Berechnungen — so ist das m. E. gleichzeitig ein Argument gegen die Interpretation ihrer

²⁵ W. Baumol, The Transactions Demand for Cash: An Inventory- Theoretic Approach, in: *Quarterly Journal of Economics*, LXVI, Nov. 1952.

²⁶ Wegen der guten Korrelation zwischen Umsätzen und Betriebsergebnissen für 17 Unternehmen der KSP 1880 - 1911 ($r = 0,89$) wurde letztere als Umsätze und diese (wie bei Baumol) als Einkommen interpretiert.

²⁷ Der Zinssatz für festverzinsliche Wertpapiere ist aus: O. Donner, Die Kursbildung am Aktienmarkt, in: *VJH z. Konjunkturforschung*, Sonderheft 36, Berlin 1934, S. 98 f.; der Preisindex aus: W. Hoffmann u. a., *Das Wachstum...*, Tab. 148, Sp. 14.

Tabelle 8
Hypothese zur Kassenhaltung^{a)}

a) Querschnittsanalyse								
Y	X	E (r)				N	E	S
		1880	1890	1900	1910			
BE	BS	0,67 (0,77)	0,78 (0,86)	0,86 (0,83)	0,83 (0,91)	4	0,79	0,07
WP	BS	0,32 (0,38)	0,89 (0,48)	1,21 (0,49)	0,87 (0,59)	4	0,82	0,32
M 1	BS	0,75 (0,31)	0,61 (0,35)	0,59 (0,54)	0,28 (0,14)	3	0,65	0,07
M 1 : WP	BS	- 0,44 (0,15)	- 0,04 (0,02)	- 0,38 (0,20)	- 0,13 (0,08)	0	—	—
M 1 : BE	BS	- 0,14 (0,09)	- 0,15 (0,13)	- 0,11 (0,09)	- 0,07 (0,06)	0	—	—

b) Zeitreihenanalyse						
Y	X	E	(+)	(-)	P	n
M 1	BE	0,83	11	5	27	23
M 1	BE	- 3,57	3	9	14	36
M 1 : BE	Z	- 0,48	6	20	15	35
M 1 : WP	Z	- 1,59	11	12	24	26

Quelle: R. Rettig, Das Investitions- und Finanzierungsverhalten deutscher Großunternehmen, 1880 - 1911, unveröffentl. Diss. Univ. Münster 1978.

a) Zeichentafel:

- M 1 = Kasse
 BE = Betriebsergebnis
 Z = Zinssatz
 BS = Bilanzsumme
 WP = Wertpapier
 E = Elastizität
 durchschnittliche, signifikante Elastizität
 (+) = positive, signifikante Elastizität
 (-) = negative, signifikante Elastizität
 P = positive Elastizität, Unternehmen der KSP
 n = negative Elastizität, Unternehmen der KSP
 N = (+) + (-)
 S = Standardabweichung von (signifikantem) E
 r = Korrelationskoeffizient

im Trend zunehmenden Inanspruchnahme des Finanzierungsangebots der Banken als Indiz für die kausale Bedeutung der Banken im Industrialisierungsprozeß. „Interdependenz“ scheint die Beziehungen zwischen Banken und Industrie besser zu beschreiben.

Nun wäre es freilich denkbar, daß Industrieunternehmen durch *Banken* einfluß zu einer rationelleren Finanzpolitik gekommen wären. Kann diese Möglichkeit quantitativ überprüft werden? „Nur indirekt“ muß die Antwort lauten. In der Besetzung von Aufsichtsratsmandaten in Industrieunternehmen durch Vertreter der Banken kann zumindest die Dichte der Bankkontakte der Unternehmen gemessen werden. Aufsichtsratsmandate waren im Untersuchungszeitraum strategische Stellen, da Aufsichtsräten die finanzielle Überwachung der Unternehmen oblag und Möglichkeiten zur Lenkung der Generalversammlung der Aktionäre — in denen die wichtigsten finanziellen Entscheidungen gefällt wurden — zur Verfügung standen. Bei Unternehmen mit vielen Aktionären hatten wohl Banken in den Generalversammlungen — dank der ihnen durch das Depotstimmrecht und die Aktionärsvertretungsmöglichkeiten zufallende Kapitalmacht — das Sagen, einschließlich über die Zusammensetzung des Aufsichtsrates²⁸, so daß dieser wahrscheinlich die Kapitalmachtstruktur der Unternehmer widerspiegelte.

Wenn man aber einen an der Zahl der Aufsichtssitze gemessenen zunehmenden Einfluß der Banken in Industrieunternehmen feststellt — unter unseren Unternehmen stieg die Zahl von 30 (von 293) auf 38 Prozent (von 333) der identifizierten Sitze im Zeitraum 1900 - 11 — so ist mit dieser Variablen keineswegs ein einseitig auf das Industrieunternehmen von außen hineinwirkendes Gewicht identifiziert worden. Die Zahl der Bankenvertreter dokumentiert nicht nur das Interesse dieser Industrieunternehmen, Bankkontakte enger zu pflegen, sondern auch ihre Anziehungskraft für Banken. Diese Zahl variierte nämlich positiv mit der Zahl der verschiedenen vertretenen Bankinstitutionen²⁹. Da sich Banken in dieser Periode in einem harten Wettbewerb untereinander befanden, könnte eine größere Zahl von Bankenvertretern bei industriellen Großunternehmen sogar auf eine verstärkte Verhandlungsposition der Unternehmen den Banken und somit dem Kapitalmarkt gegenüber hindeuten.

²⁸ Durch die zunehmende Bedeutung der Kleinaktionäre in großen Unternehmen in der Bundesrepublik ist das Problem heute noch vorhanden. Vgl. hierzu z. B. A. Busse, Depotstimmrecht der Banken, Wiesbaden 1962.

²⁹ Industrieunternehmen dieser Größenordnung arbeiteten im Kontokorrentverkehr meistens mit mehreren Banken (4 - 6) zusammen, obwohl häufig oder zumindest phasenweise eine Bank die Emissionsgeschäfte führte. Für 1911 wurde zwischen der Zahl der Aufsichtsratsmandate von Bankenvertretern und Zahl der vertretenen Bankinstitutionen ein Korrelationskoeffizient von $r = 0,90$ berechnet (für 50 Unternehmen).

Tabelle 9

Korrelationen zwischen Bankeneinfluß (operationalisiert als Prozent der Bankenvertreter im Aufsichtsrat 1901) in Industrieunternehmen (1901) und Indikatoren des Unternehmensverhaltens, 1896 - 1911

Indikator	Korrelations- koeffizient	N
Bilanzsumme ^a	0,33	50
Sachanlagevermögen ^a	0,35	50
Eigenkapital ^a	0,31	50
Fremdkapital ^a	0,34	50
Betriebsergebnis ^a	0,31	50
Sachanlagevermögen ^b	0,39	50
Eigenkapital ^b	0,32	50
Fremdkapital ^b	0,23	50
Betriebsergebnis ^b	0,22	50

a) Durchschnitt, 1896 - 1911.

b) Durchschnittliche Wachstumsrate, 1896 - 1911.

Aus Tabelle 9 geht hervor, daß „Bankeneinfluß“ positiv mit Unternehmensgröße, Unternehmenswachstum und Benutzung des Kapitalmarktes insbes. mit Außenfinanzierung variierte. Allerdings sind diese positiven Zusammenhänge recht locker, so daß Alternativformulierungen wünschenswert sind. Ein relevanter Indikator stellt der Ertrag oder die Dividendenrendite der Unternehmen dar, geben beide doch den Erfolg an, den die durch Banken mobilisierten Kapitalisten aus ihrer Beteiligung an jenen Unternehmen realisieren. Der verwendete Indikator kann als „Realisierte Dividendenrendite“ (*RDR*) bezeichnet werden. Er wird wie folgt definiert:

$$(1) \quad RDR_{t0} = \frac{D_{t0} + (P_{t0} - P_{t-1})}{P_{t-1}}$$

wo D_{t0} = Dividende des laufenden Jahres in % des Grundkapitals

P_{t0} = Aktienkurs im laufenden Jahr in % des Nominalwertes einer Aktie und

P_{t-1} = Derselbe, wie im Vorjahr

Diese Statistik — die für die o. e. 50 Unternehmen für jedes Jahr (1881 - 1911) berechnet wurde — kann als Indiz der Bewertung dieser Unternehmungen durch den Kapitalmarkt verwendet werden. Allerdings hängt eine solche Verwendung von bestimmten Annahmen ab.

Tabelle 10

**Jährliche Dividendenrendite von 50 deutschen Industrieunternehmen
1880 - 1911 (in ‰)**

Jahr	Dividenden- rendite	Standardabwe- ichungen
1881	18.75	23.91
1882	18.41	24.86
1883	16.56	22.61
1884	11.89	24.55
1885	6.36	15.90
1886	16.14	27.83
1887	2.05	19.26
1888	31.83	30.77
1889	25.14	49.50
1890	— 7.28	15.11
1891	— 6.09	12.27
1892	3.57	16.11
1893	7.60	16.76
1894	25.83	67.42
1895	18.49	15.59
1896	13.62	12.28
1897	11.77	18.68
1898	8.25	14.95
1899	8.42	18.38
1900	— 4.74	13.82
1901	— 2.83	10.51
1902	10.90	12.99
1903	14.23	13.93
1904	14.86	15.64
1905	9.10	11.65
1906	4.06	13.20
1907	— 6.01	12.57
1908	3.34	16.07
1909	15.15	11.76
1910	2.57	10.93
1911	6.01	14.88

Tabelle 11

Durchschnittliche jährliche Dividendenrendite von Aktiengesellschaften

Periode	50 Unternehmen der KSP		Aktiengesellschaft	
	Durchschnitt	s ^{a)}	Durchschnitt	s ^{a)}
1880 - 95	12,8	11,3	7,6	9,5
1896 - 1911	6,8	6,7	6,1	6,3
1880 - 1911	9,6	9,5	6,8	8,0

a) Standardabweichung bezieht sich auf den Periodendurchschnitt.

Am wichtigsten sind die Annahmen der Risikovermeidung, der ständig erfüllten Erwartungen, des gleichen Informationsstandes aller Kapitalanleger, der Bedeutungslosigkeit von Vorteilen des Aktienbesitzes außer den *RDR*, (wie z. B. die Verteilung von Gratisaktien), und schließlich die Benutzung der Varianz der Erträge einzelner Unternehmen bzw. der Kovarianz dieser Erträge mit den aggregierten durchschnittlichen Erträgen aller Unternehmen als Risikoindikator.

Tabellen 10 und 11 geben die so berechneten *RDR* wieder mit ihren Standardabweichungen. Relativ hohe aber sinkende und somit an den Marktdurchschnitt sich anpassende Erträge sind für diese Unternehmen feststellbar. Disaggregation des Samples führt nun — mittels Tabelle 12 — etwas näher zum Thema Bankeneinfluß. Hier stellen wir für die relativ kleinen und langsam wachsenden Unternehmen die

Tabelle 12

Durchschnittliche Dividendenrenditen verschiedener Unternehmensgruppen der KSP, 1880 - 1911

Gruppe	Dividendenrendite (%)	Durchschn. s	Durchschn. Bilanzsumme ^{a)}
10 mit höchster Rendite	14,5	27,8	10,2
10 kleinsten Unternehmen	9,2	18,7	2,9
10 mit niedrigster Rendite	5,1	16,2	35,2
10 größten Unternehmen	8,7	20,3	62,7

a) Durchschnitt 1880 - 1911, Mill. M.

höchsten Erträge fest, wobei diese Erträge nicht durch überproportional erhöhte Varianz begleitet und somit als Risikokompensation aufzufassen wäre. Hier drängt sich eine Interpretation auf, nach der hohe Erträge als Kapitalkosten verstanden werden und die relativ große Unternehmen als Nutznießer eines bevorzugten Zuganges zum Kapitalmarkt sieht. Die bevorzugte Position am Kapitalmarkt läßt das Kapital dieser Unternehmen stark anwachsen, aber gleichzeitig die *ex post* Erträge ihrer Aktionäre sinken. Als Filter des deutschen Kapitalmarktes müssen wohl die Banken an diesem Phänomen mit verantwortlich gewesen sein. Man kann aus der zeitgenössischen Finanzpresse gelegentlich Klagen der Kleinaktionäre über gerade diesen Sachverhalt entnehmen³⁰.

Dieselbe Frage kann nun unter expliziter Berücksichtigung des Risikos — diesmal als systematisches und nichtdiversifizierbares Risiko durch die Kovarianz einzelner und durchschnittlicher Erträge definiert — behandelt werden. Folgende Gleichungen beschreiben das Modell (das *RDR* wie in Gleichung 1, oben verwendet):

(2) $E(R_j) = R_f + \text{rp} \cdot \text{Cov.}(R_j, R_m)$. D.h., der erwartete Ertrag eines Wertpapiers j ist gleich dem Ertrag der risikolosen Kapitalanlage plus einer Risikoprämie, die proportional ist zu der Streuung zwischen dem Ertrag des Wertpapiers (R_j) und dem Ertrag des gesamten Marktportfolios (R_m).

(2a) $E(R_j)$ = Erwartete *RDR* der j -ten Unternehmen = R_j = Durchschnittliche *RDR* der j -ten Unternehmen der *KSP*, 1880 - 1911. D. h., Durchschnittswerte werden als Indikatoren für Erwartungswerte benutzt, wobei:

$$(2b) \quad \bar{R}_j = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_{j(t)}$$

$$(2c) \quad R_{j(t)} = \frac{D_m(t) + P_m(t) - P_m(t-1)}{P_{j(t-1)}} = RDR_{j(t)}$$

oder

RDR der j -ten Unternehmen der *KSP* in Periode t .

³⁰ 1899 kritisierte z. B. Der Bankier (Nr. 41, 4. Okt. 1899) die bevorstehende Kapitalerhöhung der Harpener Bergbau AG von 5 200 000 Mark, weil das Geld mittels einer Anleihe zu 4 % zu haben gewesen wäre und nun die Aktionäre erhöhte Abschreibungen in Kauf nehmen mußten. „Verzuckert wird die bittere Pille den Aktionären mit dem Versprechen, daß ihnen die jungen Aktien zu einem mäßigen Preis angeboten werden sollen. Die ganze Manipulation macht fast den Eindruck, als ob es sich in der Hauptsache darum handelte, ein lukratives Geschäft zu machen, das natürlich für die Bankiers der Gesellschaft mehr abwirft als die Begebung einer festverzinslichen Anleihe.“ Zielscheibe der Kritik war insbesondere die Berliner Handelsgesellschaft, der „ein Deckungsbedürfnis in Harpener Aktien“ vorgeworfen wurde. Ausschnitte in Harpener BB AG, WWA, Dortmund. Auch in der Generalversammlung, die diese Erhöhung daraufhin beschloß, gab es angeblich Kritik an der Provision für die Bankiers. Ebd., Bd. 2, GV vom 30. Okt. 1899. Überhaupt für die Frage der Bankenvertretung interessantes Material.

Ebenso kann man für das Gesamtmarktportfolio verfahren:

- (3) $R_m(t)$ = Durchschnittliche RDR aller Kapitalanlagen bzw. aller Aktien von Unternehmen der Gesamtwirtschaft in Periode t oder:

$$(3a) \quad R_m(t) = \frac{D_m(t) + P_m(t) - P_m(t-1)}{P_m(t-1)}$$

und

$$(3b) \quad \bar{R}_m = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_m(t) = \text{Mittelwert der durchschnittlichen } RDR \text{ aller Unternehmen, 1880 - 1911}$$

- (4) R_f = Rendite der risikolosen Kapitalanlage

- (4a) $R_F = R_f(t)$ = Rendite festverzinslicher Wertpapiere in Periode t

$$(4b) \quad R_f(t) = \frac{Z_f(t) + P_f(t) - P_f(t-1)}{P_f(t-1)}, \text{ wo } Z = \text{Zinsertrag in \% ist} \\ \text{und } P = \text{Kaufpreis der Obligationen}$$

$$(4c) \quad \bar{R}_f = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_f(t) = \text{Durchschnittliche realisierte Rendite festverzinslicher Papiere, 1880 - 1911}$$

- (5a) $\text{Cov.}(R_j, R_m)$ = Kovarianz zwischen R_j und R_m .

- (5b) $\text{Cov.}(R_j, R_m) = r_j \cdot s_j \cdot s_m$, wo r, m = Korrelationskoeffizient zwischen R_j und R_m als tatsächliche Erträge von Anlage j und allen Anlagen m ist; und s_j und s_m "Standardabweichungen der Erträge von j und m .

Löst man rp (in (2)) auf, so ergibt

$$(6) \quad rp = \frac{E(R_j) - R_f}{\text{Cov.}(R_j, R_m)}$$

Die Gleichung (6) beschreibt ein proportionales Verhältnis zwischen erwarteten Erträgen und dem Risiko einer Anlage, das für alle Aktien dasselbe ist. Ein höheres Risiko erfordert eben höhere Erträge. So lange dieser Austausch gewährleistet bleibt sind alle Effekten untereinander voll substituierbar. Differenzen in rp sind nur vorübergehend.

Um Bankeinfluß in Zusammenhang mit diesem Kapitalmarktmodell explizit zu testen, kann folgende Querschnittsregression berechnet werden:

$$(7) \quad \frac{(R_j - R_f)}{\text{Cov.}(R_j, R_m)} = a_0 + a_1 A_j + a_2 B_j + e$$

Wo A_j = Variable für Bankeneinfluß gemessen an der Veränderung der prozentualen Besetzung des Aufsichtsrates durch Bankenvertreter (AR) im j -ten Unternehmen von 1901 auf 1911 und

$$= 0, \text{ wenn } AR_j 1911 - AR_j 1901 \leq 0$$

$$= 1, \text{ wenn } AR_j 1911 - AR_j 1901 > 0$$

und wo B_j = Variable für Größe der Unternehmen, gemessen an der durchschnittlichen Bilanzsumme, 1880 - 1911 und $B = 0$, wenn $BS_j < \overline{BS}$ aller Unternehmen; $B = 1$ wo $BS_{(j)} > \overline{BS}$; und e = Störvariable.

Wenn die Kapitalanlage in bankenbeeinflussten bzw. überdurchschnittlich großen Unternehmen bevorzugt wird, wird der Regressionskoeffizient von A bzw. B negativ sein (= Durchschnitt für alle Unternehmer der KSP, 1880 - 1911). Für jedes der 50 Unternehmen wurde die Relation zwischen Ertragsrate und Risiko (auf der linken Seite der Gleichung (7)) für den Zeitraum 1880 - 1911 berechnet. Es soll nun geprüft werden, ob signifikante Variationen unter den 50 Unternehmen hinsichtlich dieser Relation durch die Variable A und B statistisch „erklärt“ werden können. Im Verständnis des Modells könnte erhöhter Bankeneinfluß eine bevorzugte Position im Kapitalmarkt für das betroffene Unternehmen bedeuten, was durch eine Reduktion der Differenz ($R_j - R_i$) oder negativen Beitrag des Koeffizienten a , ausgedrückt wird. Kapitalanleger sind also bereit, für erhöhten Bankeneinfluß eine geringere Risikoprämie zu akzeptieren — was für die betroffenen Unternehmen billigeres Kapital bedeutete³¹. Eine Alternativinterpretation wäre hier nicht auszuschließen: nämlich, daß Banken einvernehmlich mit von ihnen vertretenen Kunden bereit waren, selbst den Preis einer geringeren Rendite für die Aufrechterhaltung ihrer Kontrolle über Industrieunternehmen zu zahlen³². Die Variable Unternehmensgröße wurde auch in das Modell eingeführt, könnte aber ähnlich begründet werden (risikomindernde Wirkung der Größe). Das Ergebnis des Tests war wie folgt: (standardisierte Regressionskoeffizienten und in Klammern t -Werte)

$$(8) \quad I = 0,23 - 0,12 A - 0,14 B \quad ; R = 0,20 .$$

$$(-0,82) \quad (-0,93)$$

D. h., die quantitative Wirkung des Bankeneinflusses nahm die *a priori* erwartete Richtung, war aber statistisch kaum signifikant. Außerdem war diese Wirkung mit dem Einfluß der Unternehmensgröße vermengt: Bankeneinfluß war überdurchschnittlich stark bei relativ großen Unternehmen, wie folgende Regression zeigt (wo $B_{(j)} = BS_{(j)} : \overline{BS}$)

³¹ In einem Test der einfachen Dividendenrendite $\left(\frac{\text{Dividenden}}{\text{Kurs}} \right)$ stellten sich durchweg negative Korrelationen zwischen dem für das Risiko bereinigten Ertrag und dem Bankeneinfluß heraus, aber sie waren statistisch nicht signifikant (— 0,02 bis — 0,11 verschiedene Varianten).

³² Vgl. H. Daems, *The Holding Company. Essays on Financial Intermediation, Concentration and Capitalmarket Imperfections in the Belgian Economy*. Univ. Leuven 1975. Daems stellt aber keine signifikante Senkung der Renditen, die durch Kontrolle der Holding Companies erklärbar wären, fest.

(9)

$$A = a_0 + AB$$

$$A = 0,41 + 0,29 B$$

$$(2,07) \qquad ; R = 0,29$$

Wir scheinen wieder beim alten Problem gelandet zu sein: Mit vorhandenen Daten kann ein enges positives Verhältnis zwischen großen Industrieunternehmen und Banken belegt, aber nicht in Ursache und Wirkung aufgegliedert werden. Diese Unternehmen haben offenbar von der Verbindung profitiert (in der Form des billigen Kapitals und des raschen Wachstums), aber es gibt Hinweise darauf, daß sie in ihren Finanzierungsmöglichkeiten im Untersuchungszeitraum zunehmend unabhängig vom Angebot der Banken wurden. Es ist sicherlich kein Zufall, daß 8 von den 10 größten „Außenfinanzierern“ unseres schon o. e. Unternehmenssamples mit diesem Bereich der Infrastruktur — es handelt sich um elektrotechnische, Elektrizitäts- und Verkehrsunternehmen — gekoppelt sind. Hier sehen wir also schon vor 1914 die zunehmende Bedeutung des Staates als Finanzierungsfaktor, der die Position der Banken in Frage stellt — eine Entwicklung, die unbestreitbar die 1920er Jahre kennzeichnete, aber häufig erst mit dem 1. Weltkrieg oder sogar später angesetzt wird. Charakteristisch allerdings war, daß die Großbanken an diesem Ergebnis insofern mitgewirkt — und mitverdient — haben, als sie 1900 - 1913 maßgeblich an der Finanzierung des öffentlichen Sektors beteiligt waren. Dieses Geschäft war attraktiv, weil der öffentliche Sektor bei der Kreditsuche offenbar weniger kostenbewußt den Banken gegenüber auftrat, als die Industrie³³.

Schluß

Zum Schluß möchte ich einige offene Fragen und weitere Forschungsmöglichkeiten zum Thema „Banken und Industrialisierung“ erwähnen. Die entscheidende Frage ist, ob die oft hervorgehobenen Besonderheiten des deutschen Bankensystems — gemeint sind die im Vergleich zu den Bankensystemen Großbritanniens, der USA oder auch Frankreich besonders engen Beziehungen zur Industrie — die deutsche Industrialisierung gefördert haben und ob diese Förderung systematisch identifiziert und sogar gemessen werden kann. Zur Beantwortung dieser Frage reichen die bisherigen entwickelten Ansätze nicht aus, nicht nur wegen der Dürftigkeit der verwendeten Daten sondern auch wegen der allzu partiellen Betrachtungsweise. Im Grunde geht es hier um das Dreieck Angebot, Preis und Nachfrage bei der Mobilisierung des Industriekapitals. Das über Banken zur Industrie fließende Kapital war das Pro-

³³ Vgl. hierzu *Mössner*, Das deutschen Bodenkreditsystem, Berlin 1934, besonders S. 192 - 193.

dukt einer Interaktion zwischen Angebot der Banken und Nachfrage der Industrie, diese beiden waren zugleich preisbestimmt aber zusammen preis- und mengenbestimmend. Historische *ex post* Daten zeigen eine Zunahme des Kapitalzuflusses zur Industrie an, aber nicht, ob sie nachfrage- oder angebotsinduziert war. Zumindest theoretisch richtig wäre der Versuch, Preis, Angebot und Nachfrage für das mobilisierte Industriekapital quantitativ zu bestimmen, denn ohne diesen Versuch kann der kausale Einfluß der Industrie und der Banken nicht identifiziert werden, es bleibt infolgedessen die Frage nach dem Industrialisierungsbeitrag der Banken — ob positiv oder negativ — müßig.

Die Erfassung dieser Interdependenz muß allerdings schrittweise vorgehen und kann an die o. e. partiellen Studien gut anknüpfen. Ohnehin ist die erste Voraussetzung eines Fortschrittes hier m. E. bessere Faktenkenntnisse über das Bankensystem selbst: Vor allem eine akkurate Beschreibung und überzeugende Erklärung des Verhaltens der Banken hinsichtlich ihrer Mittelbereitstellung. Wie und warum gewährten sie Kredite? Wenn auch im Mittelpunkt einer Untersuchung der industriellen Beziehungen der Kreditbanken ihre Kontokorrentkredite und Emmissionsgeschäfte stehen müssen, so ist doch deren Erklärung ohne Berücksichtigung des Gesamtgeschäftes dieser Banken einschließlich ihrer Beziehungen zum Gesamtbankensystem nicht möglich. Es ist bekannt, daß erhebliche Schwankungen im Umfang und in der Aufteilung des Kapitalangebotes der Banken stattfand, z. B. daß der Einlagenzufluß besonders in Zeiten flüssigen Geldes zur Ausweitung des Akzept- und Diskontgeschäftes führte, daß durch Diskontierung der eigenen Wechsel und der Akzept austausch Kontokorrentdebitoren in liquidierbare Papiere verwandelt und notfalls — wie die Bankakzepte überhaupt — bei der Reichsbank flüssig gemacht werden konnten, und daß die industriellen Emissionsgeschäfte der Banken nicht nur vom Börsenkurs sondern auch von der Lage des Geldmarktes und Höhe des Diskontsatzes abhingen³⁴. Mit dieser notwendigerweise kurzgehaltenen Bemerkung sollen nur diejenigen Faktoren hervorgehoben werden, die wohl das Kapitalangebot der Kreditbanken beeinflußt haben müssen: Der Diskontsatz und die Politik der Reichsbank; der Zufluß der Einlagen und der Börsenkurs — für Industrie- und Bankaktien absolut und in Relation zum Dividendensatz u. a. m. Es müßte doch möglich

³⁴ Ebd., S. 66 und 180 ff.; auch K. Borchardt, Währung und Wirtschaft, in: Deutsche Bundesbank (Hg.), Währung und Wirtschaft in Deutschland, 1876 - 1975, Frankfurt/M. 1976, besonders S. 46 und 55; F. Moral, Aktienkapital und Aktienemissionskurs bei industriellen Unternehmungen, München und Leipzig 1914, S. 27 - 30. In einer wohlwollenden Kritik des Neuburger-Stokes-Ansatzes hat R. Sylla zu Recht auf die Notwendigkeit hingewiesen, die Reichsbank als Stütze der Kreditbanken in diese Analyse mit einzubeziehen. Vgl. R. Sylla, Financial Intermediaries in Economic History: Siehe Anmerkung 19.

sein, unter Hinzuziehung der datenreichen bank- und konjunkturhistorischen Literatur diese Relationen quantitativ zu einer Kapitalangebotsfunktion der Kreditbanken zusammenzufassen, mit der eine noch zu konstruierende Nachfragefunktion für Industrieunternehmen zu konfrontieren wäre³⁵.

³⁵ Nicht nur Daten und Argumente in A. Spiethoff, *Die wirtschaftlichen Wechsellagen*, 2 Bde. Tübingen 1955 und Deutsche Bundesbank (Hg.), *Deutsches Geld- und Bankwesen in Zahlen, 1876 - 1975*, Frankfurt/M. 1976, sondern auch aus zeitgenössischen Quellen wie z.B. der *Deutsche Ökonomist* oder Berichte der Reichsbank, wo u. a. seit 1909 für eine zunehmende Anzahl von Kreditbanken für jeden zweiten Monat Bilanzzahlen verfügbar sind.

