
INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG



Skalenerträge und Verbundvorteile im Bankensektor

Empirische Bestimmung für die bayerischen Genossenschaftsbanken

von

Günter Lang und Peter Welzel

Beitrag Nr. 109

Januar 1994

01

QC
072
V922
-109

olkswirtschaftliche Diskussionsreihe

Skalenerträge und Verbundvorteile im Bankensektor
Empirische Bestimmung für die bayerischen Genossenschaftsbanken

von

Günter Lang und Peter Welzel

Beitrag Nr. 109

Januar 1994

Skalenerträge und Verbundvorteile im Bankensektor

Empirische Bestimmung für die bayerischen Genossenschaftsbanken

Günter Lang und Peter Welzel

Universität Augsburg
Januar 1994

Zusammenfassung

Mit Individualdaten von 764 bayerische Genossenschaftsbanken für das Jahr 1992 werden Größen- und Verbundvorteile sowie die Möglichkeiten zur Faktorsubstitution untersucht. Hierzu wird auf der Basis des Intermediationsansatzes ein SURE-System bestehend aus einer Translog-Kostenfunktion mit drei Inputs und sechs Outputs sowie zwei Kostenanteilsgleichungen geschätzt. Es ergeben sich eindeutig Größenvorteile, die auch für die größeren Banken des Datensatzes Bestand haben. Die Genossenschaftsbanken haben demnach die optimale Betriebsgröße weder erreicht noch überschritten. Weiterhin liefert der Datensatz deutliche Anzeichen für Verbundvorteile, insbesondere auch für die Vorteilhaftigkeit der Verbundproduktion von Kreditgeschäft und allgemeinem Dienstleistungsgeschäft. Bei den Möglichkeiten zur Faktorsubstitution zeigt sich, daß Arbeit durch (Sach-) Kapital und Einlagen substituiert werden kann, während Kapital und Einlagen nahezu limitational sind. Kleinere Banken reagieren dabei stärker auf Faktorpreisänderungen als große.

Verfasser: Dr. Günter Lang, Dr. Peter Welzel, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Universität Augsburg, Memminger Straße 14, D-86159 Augsburg. Telefon (08 21) 5 98-4 21 / -9 30, Telefax (08 21) 5 98-9 54.

1. Einleitung*

In den achtziger Jahren hat weltweit im Bankensektor die Konzentration zugenommen. Viele Beobachter erwarten für die neunziger Jahre eine Fortsetzung dieser Tendenz. Ungeachtet dieses ablaufenden Konzentrationsprozesses sind die Beweggründe für das Streben nach Konzentration auf der Seite der Banken und für die Duldung von Konzentration im Bankensektor auf der Seite der Regierungen in ihrer Eigenschaft als Regulierer unklar. Dies gilt insbesondere für Effizienzargumente, die für oder gegen Konzentration im Bankensektor sprechen könnten. So stellt *Tichy (1990)* in seinem Literaturüberblick fest: "Die Diskussion wird geführt, ohne daß zumindest in Europa ernsthafte Studien über Skalenerträge im Banksystem, über mindestoptimale Unternehmensgrößen im allgemeinen oder für bestimmte Zwecke, über Voraussetzungen und Erfolgsaussichten von Fusionen angestellt wurden" (*Tichy, 1990, S. 359*).

Während nach unserer Kenntnis für die Bundesrepublik Deutschland unverändert ein Fehlen von Untersuchungen zu Größen- und Verbundvorteilen im Bankensektor zu konstatieren ist, liegen die Dinge zumindest in einigen europäischen Ländern inzwischen etwas günstiger. Für die Schweiz existieren die Arbeiten von *Hermann und Maurer (1991)* und *Sheldon (1993)*, für Norwegen die von *Berg und Kim (1993a, 1993b)*. Bei beiden Ländern stellte die Zentralbank umfassendes Datenmaterial zur Verfügung.

Das Fehlen entsprechender (Individual-)Datensätze ist zweifelsohne ein zentraler Grund für das in der Bundesrepublik bestehende Forschungsdefizit in diesem Bereich. Wir arbeiten deshalb mit einem sehr kleinen Ausschnitt des bundesdeutschen Bankensektors, der keinen Anspruch auf Repräsentativität besitzt. Mit diesem Vorgehen befinden wir uns notgedrungen in der Gesellschaft der Autoren U.S.-amerikanischer Studien, wo ebenfalls nur auf kleine Segmente der Branche zurückgegriffen werden kann.

In der Literatur dominierten lange Zeit Untersuchungen zu Größenvorteilen. Dabei wurden Banken jedoch - wie wir meinen - unzulässigerweise als Ein-Produkt-Unternehmen betrachtet (vgl. z.B. *Benston et al., 1982, Clark, 1984, Hunter und Timme, 1986*). Angestoßen durch die von *Baumol et al. (1982)* geschaffenen theoretischen Grundlagen, aber auch durch den empirischen Nachweis der Problematik aggregierter Outputgrößen in *Kim (1986)*, galt dann im Verlauf der achtziger Jahre das Interesse zunehmend der

* Wir danken dem Genossenschaftsverband Bayern, insbesondere Herrn Gentsch und seinen Mitarbeitern sowie Herrn Dohse, für ihre Kooperationsbereitschaft und die Überlassung der Daten.

Frage nach den Verbundvorteilen in Mehrproduktunternehmen. Zu nennen sind u.a. die Arbeiten von *Murray und White (1983)*, *Gilligan und Smirlock (1984)*, *Gilligan et al. (1984)*, *Kim (1986)*, *Mester (1987)*, *Berger et al. (1987)*, *Sheldon (1993)*. Unsere Studie schließt sich an diese Literatur an. Zielsetzung ist ein Beitrag zur Beantwortung der folgenden drei Fragen:

1. Existieren Kostenvorteile größerer Kreditinstitute gegenüber kleineren Wettbewerbern oder können auch kleinere Banken effizient tätig sein? Dies ist die Frage nach Skalenvorteilen ("economies of scale").
2. Existieren Kostenvorteile des Universalbankensystems oder haben spezialisierte Unternehmen eine günstigere Kostensituation? Dies ist die Frage nach Verbundvorteilen ("economies of scope").
3. In welchem Ausmaß sind Banken in der Lage, durch Mehreinsatz von physischem Kapital - z.B. EDV-Systeme und (intelligente) Geldautomaten - Arbeitskräfte einzusparen? Dies ist die Frage nach den Möglichkeiten zur Faktorsubstitution.

Fragen nach dem technischen Fortschritt im Bankensektor können wir an dieser Stelle noch nicht beantworten. Dies bleibt nach einer Erweiterung des Datensatzes zum Panel einer künftigen Studie vorbehalten.

Von besonderer Attraktivität wäre natürlich die Einbettung der Untersuchung der Bankentechnologie in ein Oligopolmodell des Bankensektors, um auf diese Weise die Outputgrößen zu endogenisieren und über die empirische Schätzung konjunktureller Variationen ein Bild von der Wettbewerbsintensität im Bankgewerbe zu gewinnen (zur prinzipiellen Vorgehensweise vgl. *Bresnahan, 1985*). Versuche in dieser Richtung wurden von *Shaffer (1989, 1993)* mit aggregierten Daten und nur einem Output für die USA bzw. Kanada unternommen. *Gelfand und Spiller (1987)* betrachten zwei Outputs. *Berg und Kim (1993a, 1993b)* schließlich untersuchen ein Oligopolmodell mit disaggregierten Daten. Eine vergleichbare Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland scheitert erneut am fehlenden Datensatz.¹

¹ Einen Versuch mit aggregierten Daten unternommen *Lang und Welzel (1994)*

2. Theoretischer Hintergrund

2.1. Modellspezifikation und Schätzverfahren

Unsere Vorgehensweise zur Bestimmung von Eigenschaften der Bankentechnologie gründet sich auf den Dualitätsansatz (vgl. grundlegend z.B. *Chambers, 1988, S. 49 ff.*). Aus der Beobachtung von Kosten, Outputmengen und Inputpreisen soll eine Kostenfunktion in Abhängigkeit von den Inputpreisen und den Outputmengen geschätzt werden, die Rückschlüsse auf die Produktionsfunktion erlaubt. Erforderlich für die Existenz einer solchen Kostenfunktion ist neben einigen gängigen Eigenschaften der Produktionsfunktion die Annahme, daß sich die betrachteten Unternehmen kostenminimierend verhalten. Die Outputmengen lassen sich dann als exogene Größen auffassen. Da gleichzeitig Information über die Inputmengen vorliegt, können auch Gleichungen für die Anteile der einzelnen Faktoren an den Gesamtkosten untersucht werden, die sich analytisch mit *Shepard's Lemma* aus der Kostenfunktion ergeben.

Für die Banken unseres Datensatzes spezifizieren wir ein Modell bestehend aus einer Translog-Kostenfunktion mit drei Inputs und sechs Outputs sowie zwei Kostenanteils-gleichungen (vgl. *Mester, 1987*).² Erklärende Variablen der Kostenfunktion sind demzufolge die drei Inputpreise w_i , $i = 1, 2, 3$, und die sechs Outputmengen y_m , $m = 1, \dots, 6$. Zur Berücksichtigung kurzfristiger Ungleichgewichte im Kostenverhalten fügen wir eine Dummyvariable *fusion* hinzu, die immer dann den Wert Eins annimmt, falls eine Genossenschaftsbank in der unmittelbaren Vergangenheit (ab 1990) mit zumindest einem anderen Kreditinstitut fusioniert hat. Zusätzlich nehmen wir die Anzahl der Niederlassungen *br* als Eigenschaft der Technologie in die Produktionsfunktion auf. Sowohl Fusionsdummy als auch Niederlassungszahl interagieren mit den Preisvariablen (vgl. zu einem ähnlichen Vorgehen *Mester, 1987*, anders hingegen *Berger et al., 1987*). Damit besteht das System aus den folgenden drei Gleichungen:

² Zur Translog-Funktion als flexibler funktionaler Form einer Kostenfunktion vgl. *Diewert und Wales (1987)* im Einproduktfall sowie im Mehrproduktfall *Pulley und Braunstein (1992)*. Bei der gleichzeitigen Schätzung von Kostenfunktion und Anteilsgleichungen muß eine Kostenanteils-gleichung unterdrückt werden, da sonst die Varianz-Kovarianz-Matrix des Systems singulär ist.

$$\begin{aligned} \ln C(w, y, br, fusion) = & a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i \ln w_i + \sum_{m=1}^6 b_m \ln y_m + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 a_{ij} \ln w_i \ln w_j \\ & + \sum_{i=1}^3 \sum_{m=1}^6 g_{im} \ln w_i \ln y_m + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^6 \sum_{n=1}^6 b_{mn} \ln y_m \ln y_n + c_0 \ln br \\ & + \frac{1}{2} c_1 (\ln br)^2 + \sum_{i=1}^3 d_i \ln w_i \ln br + e_0 fusion + \sum_{i=1}^3 f_i \ln w_i fusion + u_0 \end{aligned}$$

$$s_i = a_i + \sum_{j=1}^3 a_{ij} \ln w_j + \sum_{m=1}^6 g_{im} \ln y_m + d_i \ln br + f_i fusion + u_i \quad i=1,2$$

Für die Störterme gelte $E(u_i) = 0$ und $E(u_i u'_j) = \sigma_{ij} I_N$, mit $i = 0, 1, 2$ und $N =$ Anzahl der Beobachtungen. Die Gleichungen können unterschiedliche Residualvarianzen besitzen, jedoch dürfen innerhalb jeder Gleichung Heteroskedastizität und Autokorrelation nicht auftreten. Dem System werden die folgenden theoretisch begründeten Parameterrestriktionen auferlegt:

$$\left. \begin{array}{l} a_{ij} = a_{ji} \quad i, j = 1, 2, 3 \\ b_{mn} = b_{nm} \quad m, n = 1, 2, \dots, 6 \\ \sum_{i=1}^3 a_i = 1 \\ \sum_{j=1}^3 a_{ij} = 0 \quad i = 1, 2, 3 \\ \sum_{i=1}^3 g_{im} = 0 \quad m = 1, 2, \dots, 6 \\ \sum_{i=1}^3 d_i = 0 \\ \sum_{i=1}^3 f_i = 0 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{Symmetrie} \\ \\ \\ \text{Lineare Homogenität} \\ \text{in den Inputpreisen} \end{array}$$

Die Kostenfunktion und die zwei Kostenanteilsleichungen bilden zusammen ein System von "seemingly unrelated regression equations" (SURE) (vgl. *Greene, 1993, S. 486 ff.*). Eine getrennte Schätzung der Gleichungen wäre nicht sinnvoll, da zum einen Restriktionen existieren, die mehr als eine Gleichung betreffen, und zum anderen eine Kovarianz zwischen den Residuen unterschiedlicher Gleichungen bestehen kann, d.h. $E(u_i u'_j) = \sigma_{ij} I_N$, $i, j = 0, 1, 2, i \neq j$. Für die Varianz-Kovarianz-Matrix des Systems gilt $E(u'u) = \Sigma \otimes I_N$. Die unbekannte 3×3 -Matrix Σ der σ_{ij} wird in dem auf *Zellner (1962)*

zurückgehenden iterativen SURE-Schätzer zu Beginn aus den Residuen von LS-Schätzungen der Einzelgleichungen bestimmt und zur GLS-Schätzung des Gesamtsystems herangezogen. In den folgenden Iterationen wird Σ aus den Residuen der GLS-Schätzung neu berechnet. Für normalverteilte Fehler entspricht der verwendete Schätzer einem ML-Schätzer.

2.2. Technologische Charakteristika von Mehrproduktunternehmen

Auf der Grundlage der geschätzten Kostenfunktion sollen Eigenschaften der Technologie der Genossenschaftsbanken ermittelt werden. Von besonderem Interesse sind dabei das Vorliegen von Größen- und Verbundvorteilen sowie die Spielräume für Faktorsubstitution. Für Größenvorteile im Bankensektor spricht neben der gängigen Begründung der mit zunehmender Größe verbesserten Möglichkeiten von Arbeitsteilung und Spezialisierung auch das bankenspezifische Argument, daß zunehmende Bankengröße das Einlegerrisiko reduziert, was zu größeren Konten und damit zu niedrigeren Kosten pro eingelegerter DM führt (vgl. *Sheldon, 1993, S. 356*).

Ein Maß zur Bestimmung von Größenvorteilen bei Mehrproduktunternehmen ist die "ray scale elasticity" (*RSCE*):³

$$RSCE(y) = \left. \frac{\partial \ln C(\lambda y)}{\partial \ln \lambda} \right|_{\lambda=1} = \sum_{m=1}^6 \frac{\partial \ln C(y)}{\partial \ln y_m} = \sum_{m=1}^6 \frac{\partial C(y)}{\partial y_m} \frac{y_m}{C(y)}$$

Gemessen wird die relative Kostenänderung als Folge von relativen Änderungen der Ausbringungsmengen, wobei unterstellt wird, daß sich alle Outputs proportional verändern. $1/RSCE$ ist ein Maß der Skalenelastizität.⁴ Werte von *RSCE* kleiner als 1 zeigen an, daß die Kosten nur unterproportional ansteigen. Die Ausbringungsmengen können dann von einem großen Unternehmen kostengünstiger produziert werden als von mehreren kleinen mit gleicher Outputstruktur.

Berger et al. (1987) schlagen ein alternatives Maß der Größenvorteile vor, das unmittelbare Größenkonkurrenten vergleicht und dabei auf die Annahme gleicher Outputstrukturen verzichtet. Die Expansionspfad-Skalenelastizität ("expansion path scale elasticity",

³ Zur Vereinfachung der Notation wird die Kostenfunktion $C(w,y,br,fusion)$ bei den Maßen zu Größen- und Verbundvorteilen als $C(y)$ geschrieben.

⁴ Genau genommen ist $1/RSCE$ ein Maß der Größenelastizität (elasticity of size). Dieses auf der Grundlage der Kostenfunktion definierte Konzept ist jedoch nur dann zu dem für die Produktionsfunktion definierten Konzept der Skalenelastizität äquivalent, wenn die zugrundeliegende Technologie homothetisch ist (vgl. *Chambers, 1988, S. 71 ff.*). Wir folgen dem etwas unpräzisen Sprachgebrauch in der Literatur und sprechen im folgenden dennoch von einer Skalenelastizität.

EPSCE) zur Bestimmung des Größenvorteils einer (größeren) Bank *B* gegenüber einer (kleineren) Bank *A* ist definiert durch

$$EPSCE(y^B, y^A) = \frac{\partial \ln(C(y^A + \lambda(y^B - y^A)) - C(y^A))}{\partial \ln \lambda} \Bigg|_{\lambda=1}$$

$$= \sum_{m=1}^6 \frac{(y_m^B - y_m^A)/y_m^B}{(C(y^B) - C(y^A))/C(y^B)} \cdot \frac{\partial \ln C(y^B)}{\partial \ln y_m^B}$$

EPSCE mißt die Elastizität der zusätzlichen Kosten in Bezug auf eine Änderung des Outputvektors von y^A auf y^B . Werte von *EPSCE* kleiner als Eins zeigen die Existenz von Größenvorteilen der Bank *B* gegenüber Bank *A* an.

Verbundvorteile im Bankgewerbe können dadurch entstehen, daß (a) Fixkosten z.B. des Zweigstellennetzes oder der elektronischen Datenverarbeitung auf mehrere Produkte umgelegt werden, (b) die Kosten der Informationssammlung z.B. über die Bonität eines Kunden auf mehrere Produkte umgelegt werden, (c) durch Diversifikation und durch Anpassung der Fristigkeiten von Verbindlichkeiten und Ausleihungen das Portfolio- und das Zinsrisiko vermindert werden können, und (d) die den Kunden entstehenden Vorteile aus der Bereitstellung einer breiten Produktpalette durch eine Bank zum Teil durch diese Bank z.B. in der Form höherer Gebühren abgeschöpft werden (vgl. *Berger et al., 1987, S. 504 f.*). Mit der Schätzung einer Kostenfunktion lassen sich (a) und (b) aus den genannten Effekten erfassen.

Zur Beantwortung der Frage, ob es kostengünstiger ist, mehrere Outputs in einem integrierten statt in mehreren Unternehmen zu produzieren, berechnen wir verschiedene Varianten des klassischen Maßes für Verbundvorteile ("economies of scope", $SCOPE_T$):

$$SCOPE_T = \frac{C(y_T) + C(y_{-T}) - C(y)}{C(y)}, \quad \text{mit } T \subset \{1, 2, 3, 4, 5, 6\},$$

$$-T = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\} \setminus T$$

y_T ist der Outputvektor, in dem alle nicht zur Indexmenge T gehörenden Outputs gleich Null gesetzt sind; in y_{-T} sind entsprechend alle zu T gehörenden Outputs gleich Null gesetzt. Berechnet werden auf diese Weise die relativen Mehrkosten, die dann entstehen, wenn die beiden Outputgruppe T und $-T$ in zwei getrennten statt in einem integrierten Unternehmen gefertigt werden. Werte größer (kleiner) Null zeigen Vorteile (Nachteile) der Verbundproduktion an. Wir analysieren zum einen sechs Fälle mit $T = \{m\}$, $m = 1, \dots, 6$, d.h. es wird für jeden Output eine Bank, die sich völlig auf dieses Produkt

spezialisiert, mit einer Bank verglichen, die die anderen fünf Outputs anbietet. Zum anderen betrachten wir das folgende globale Maß für Verbundvorteile:

$$SCOPE = \frac{\sum_{m=1}^6 C(y_{T_m}) - C(y)}{C(y)}, \quad \text{mit } T_m = \{m\}, \quad m \in \{1, \dots, 6\}$$

Berechnet werden die relativen Mehrkosten, die entstehen, wenn die Outputs in sechs einzelnen statt in einem integrierten Unternehmen erzeugt werden.

Die vorgestellten Maße für Verbundvorteile sind aus zweierlei Gründen kritisch zu hinterfragen. Zum einen treten in der Realität kaum Banken auf, die sich vollständig in der von den *SCOPE*-Maßen unterstellten Weise spezialisieren. Im Regelfall unterscheiden sich die Banken lediglich im Ausmaß der Spezialisierung auf einzelne Produkte oder Produktgruppen. Ein Evaluieren der Kostenfunktion an den zur Berechnung der *SCOPE*-Maße erforderlichen Stellen bedeutet deshalb eine Extrapolation der geschätzten Funktion weit über den Bereich der der Schätzung zugrundeliegenden Daten hinaus. Zum anderen gerät die Annahme eines Outputs in der Höhe von Null in Konflikt zur Translog-Spezifikation der Kostenfunktion, da der Logarithmus von Null nicht definiert ist. Wir "lösen" dieses Problem dadurch, daß wir den Wert Null durch Outputs in Höhe von 1 TDM ersetzen.⁵ Auf die Willkür dieses Vorgehens wiesen insbesondere *Berger et al. (1987)* hin.⁶ Tatsächlich zeigten sich unsere Resultate - mit Ausnahme des Vorzeichens - gegenüber Veränderungen des fiktiven Outputwerts sehr anfällig und sind deshalb mit Zurückhaltung zu interpretieren. Zudem hat grundsätzlich das Argument von *Berger et al. (1987, S. 517)* Bestand, wonach perfekte "diseconomies of scope" (*SCOPE* = -1) durch Annäherung des fiktiven Wertes an Null erzeugt werden können.

Um unsere Ergebnisse gegenüber diesen kritischen Einwänden abzusichern, berechnen wir zusätzlich das folgende modifizierte Maß für Verbundvorteile (vgl. *Kolari und Zardkoohi, 1987, Sheldon, 1993*):

⁵ Dies ist identisch zu dem Vorgehen, das auch für die Schätzung der Kostenfunktion zugrundegelegt wurde.

⁶ *Mester (1987, S. 439)* beispielsweise verwendet anstelle von Null jeweils 10% vom Minimum eines Outputs im Datensatz. *Berger et al. (1987, S. 513 ff.)* ersetzen die logarithmierten Outputs durch Niveaugrößen und schätzen die so modifizierte Translog-Kostenfunktion vor der Berechnung der *SCOPE*-Maße neu. *Pulley und Braunstein (1992, S. 227)* definieren "quasi economies of scope" als Variante zum globalen Maß *SCOPE*, indem sie eine kleine Zahl $\epsilon < 1$ wählen und jeweils $N-1$ Outputs mit ϵ und einen (quasi-spezialisierten) Output mit $(1-(N-1)\epsilon)$ multiplizieren.

$$MSCOPE(y^B, y^A) = \left[\left(C(y_T^B, y_{-T}^A) - C(y_T^A, y_{-T}^A) \right) + \left(C(y_T^A, y_{-T}^B) - C(y_T^A, y_{-T}^A) \right) - \left(C(y_T^B, y_{-T}^B) - C(y_T^A, y_{-T}^A) \right) \right] \cdot \left[C(y_T^B, y_{-T}^B) - C(y_T^A, y_{-T}^A) \right]^{-1}$$

Für die Indexmengen T und $-T$ gilt wie zuvor:

$$T \subset \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}, \quad -T = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\} \setminus T$$

y_T^B (y_T^A) ist der Outputvektor von Bank B (A), in dem alle nicht zur Indexmenge T gehörenden Outputs auf Null gesetzt sind. Analog ist y_{-T}^B (y_{-T}^A) der Outputvektor von Bank B (A), in dem alle zur Indexmenge T gehörenden Outputs auf Null gesetzt sind. Verglichen wird erneut eine (größere) Bank B mit einer (kleineren) Bank A . Ist $MSCOPE_T$ größer (kleiner) Null, so ist die Differenz zwischen den Outputvektoren y^B und y^A innerhalb eines Unternehmens zu niedrigeren (höheren) Kosten herzustellen als in mehreren spezialisierten Unternehmen. Werden auf diese Weise Nachteile der Verbundproduktion identifiziert, so hat eine Bank A , die nur die in T oder in $-T$ enthaltenen Outputs ausdehnt, einen Kostennachteil gegenüber einer Bank B oder gegenüber einer anderen Bank A , die ihre Outputs entsprechend den von Bank B vorgegebenen Proportionen ausdehnt.

Wir analysieren zum einen sechs Fälle mit $T = \{m\}$, $m = 1, \dots, 6$. Zum anderen folgen wir dem Vorgehen von *Sheldon (1993)* und untersuchen die Verbundvorteile von zwei Produktgruppen. Um zu überprüfen, ob von der Integration von Kredit- und Dienstleistungsgeschäft in einer Bank Effizienzgewinne zu erwarten sind, setzen wir $T = \{5, 6\}$ und $-T = \{1, 2, 3, 4\}$.

Als weiteres Maß der Verbundvorteile wurde von *Berger et al. (1987)* die Expansionspfad-Subadditivität ("expansion path subadditivity", *EPSUB*) vorgeschlagen. Den Ausgangspunkt bilden wiederum eine (größere) Bank B und eine (kleinere) Bank A . Definiert man den Output einer fiktiven Bank D als Differenz ($y^B - y^A$) der Outputs von B und A , so ist das Maß gegeben durch

$$EPSUB(y^B, y^A) = \frac{C(y^A) + C(y^D) - C(y^B)}{C(y^B)}$$

Gemessen wird der relative Anstieg bzw. Rückgang der Kosten, wenn die Produktion von B auf die Bank A und ihre Komplementärbank D aufgeteilt wird. Positive (negative) Werte von *EPSUB* zeigen deshalb einen Vorteil (Nachteil) der Verbundproduktion an. Es ist jedoch zu beachten, daß *EPSUB* ebenso wie *MSCOPE* im Gegensatz zu den traditionellen Maßen *SCOPE_T* und *SCOPE* neben Verbundvorteilen auch Skaleneffekte erfaßt.

Um Aufschluß über die Reaktion auf Faktorpreisänderungen und über Faktorsubstitutionsmöglichkeiten der Genossenschaftsbanken zu erhalten, berechnen wir (Eigen- und Kreuz-) Preiselastizitäten ε_{ij} sowie *Allen'sche* Substitutionselastizitäten AES_{ij} :

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\partial x_i}{\partial w_j} \frac{w_j}{x_i}, \quad AES_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij}}{w_j x_j / C(w, y)}$$

In der Literatur werden die aufgeführten Maße zur Beurteilung einer Technologie meist nicht unternehmensbezogen, sondern für das durchschnittliche Unternehmen im Datensatz (vgl. z.B. *Mester, 1987, S. 441*) oder für die durchschnittlichen Unternehmen von Größenklassen (vgl. z.B. *Sheldon, 1993, S. 370*) ausgewiesen. Wir folgen dieser Praxis mit der Verwendung einer Einteilung in zehn Größenklassen.

3. Datenmaterial

Dieser Studie liegen Bilanz- und Erfolgswahlen des Jahres 1992 der bayerischen Kreditgenossenschaften, also insbesondere der Volks- und Raiffeisenbanken, zugrunde. Ergänzt wurden diese Daten durch Informationen über Fusionen innerhalb des Genossenschaftssektors, Beschäftigte und Anzahl der jeweiligen Niederlassungen. Mit einer Bilanzsumme im Bereich von 7,5 Mio. bis 2,6 Mrd. DM bei einem Mittelwert von 169 Mio. DM und einem Median von 110 Mio. DM zählen die Genossenschaftsbanken zu den kleinen Wettbewerbern im Bankensektor.

Alle bayerischen Genossenschaftsbanken bis auf zwei kleinere Institute, deren stark aus dem Rahmen fallende Einlagenzinsen auf eine funktionale Sonderstellung schließen lassen, werden zur empirischen Schätzung herangezogen. Insgesamt steht damit das Datenmaterial von 764 Banken zur Verfügung.

Die Definition von Inputs und Outputs erfolgt auf der Grundlage des Intermediationsansatzes, so daß Einlagen als Inputfaktoren und ausgezahlte Kredite als Outputs interpretiert werden. Eine Alternative zu dieser von *Sealey und Lindley (1977)* propagierten und in der Folge häufig angewandten Modellierung von Banken böte der gelegentlich verwendete Produktionsansatz, bei dem Einlagen und Kredite als Produktionsergebnis und lediglich die Nicht-Zinsaufwendungen als Gesamtkosten betrachtet werden (vgl. z.B. *Berg et al., 1993, Gilligan et al., 1984*). Für Fragestellungen der Effizienz von Bankengrößen erscheint jedoch der hier gewählte Intermediationsansatz geeigneter, da bei größeren Kreditinstituten die Bankeneinlagen überdurchschnittlich, die selbst gewonnenen Kundeneinlagen dagegen nur unterdurchschnittlich zunehmen. Der Charakter der Bank ändert sich daher zunehmend in Richtung "Interbankenhändler", was zu einer

Überschätzung der berechneten Größen- und Verbundvorteile dieser Unternehmen führt (Berger et. al., 1987, S. 508).⁷

Tabelle 1 enthält statistische Kennziffern zum verwendeten Datensatz:⁸

Tabelle 1
Beschreibung des Datensatzes

Variable	Bedeutung	Mittelwert	Std.-Abw.	Minimum	Maximum
C	Gesamtkosten (Mio. DM)	13,33	16,17	0,47	184,00
w ₁	Arbeitspreis (TDM/Mitarbeiter)	77,81	9,44	37,22	133,00
w ₂	Kapitalpreis (DM/TDM Bilanzsumme)	8,91	1,84	2,82	21,84
w ₃	Einlagenpreis (%)	5,66	0,49	3,57	8,34
s ₁	Kostenanteil Arbeit (%)	22,09	3,48	9,91	54,63
s ₂	Kostenanteil Kapital (%)	11,37	2,04	4,29	23,01
s ₃	Kostenanteil Einlagen (%)	66,54	4,45	32,12	83,91
y ₁	Kundenkredite bis 1 Jahr (Mio. DM)	22,20	34,60	0,15	431,00
y ₂	Kundenkredite über 1 Jahr (Mio. DM)	80,45	96,24	1,16	1003,08
y ₃	Interbankenforderungen (Mio. DM)	18,55	32,56	0,30	671,78
y ₄	Wertpapiere, Kasse, sonstige Aktivas (Mio. DM)	47,80	58,37	2,96	1033,66
y ₅	Provisionserträge (Mio. DM)	0,88	1,20	0,006	15,93
y ₆	Warenumsatz (Mio. DM)	2,50	3,93	0,001	33,22
br	Anzahl Niederlassungen	6,07	5,65	1	39
fusion	Fusionsdummy	0,128	0,335	0	1

Gesamtzahl der beobachteten Institute: 764

⁷ An der üblichen Umsetzung des Intermediationsansatzes kritisierten jüngst *McAllister und McManus (1993)* die fehlende Berücksichtigung der Rolle, die die Diversifikation der Outputs für den Kapitalbedarf einer Bank spielt. Die besseren Diversifikationsmöglichkeiten einer großen Bank sollten aus theoretischer Sicht ihren relativen Kapitalbedarf senken und so zu Größenvorteilen führen. *McAllister und McManus (1993)* unternehmen deshalb den Versuch, das Portfolio-Risiko der Banken und die Kosten ihres minimalen Kapitalbedarfs in der Schätzung der Technologie zu berücksichtigen.

⁸ Zur ökonometrischen Schätzung wird eine andere Skalierung verwendet, um Parameter und Technologiecharakteristika mit möglichst geringen Fehlertoleranzen zu bestimmen.

Als Inputfaktoren (x_1, x_2, x_3) werden Arbeit, (Real-) Kapital und Einlagen betrachtet. Menge und Preis des Faktors Arbeit werden als jahresdurchschnittliche Anzahl der Beschäftigten bzw. als Quotient von Personalaufwand (Löhne und Gehälter, Aufwendungen für Altersversorgung und Sozialabgaben) und dieser Beschäftigtenzahl gebildet. Die Nominalkosten für den Einsatz von Kapital werden als Summe von Sach- und Abschreibungsaufwendungen errechnet, während der zugehörige Kapitalpreis durch den Quotienten dieser Kosten und der Bilanzsumme approximiert wird. Dies ist analog zum Vorgehen z.B. von *Mester (1987)* und *Sheldon (1993)*, die wie andere Autoren auch vor dem Problem standen, eine zumindest grobe Näherung für die Kapitalgröße zu finden. Der Preis des Inputfaktors Einlagen wird mittels Division der Zinsaufwendungen durch die Einlagensumme ermittelt.

Als Ergebnis des Produktionsprozesses unterscheiden wir sechs Outputs (y_1, \dots, y_6) , von denen die ersten vier (Kurzfristige Forderungen gegenüber Nichtbanken, langfristige Forderungen gegenüber Nichtbanken, Forderungen gegenüber Banken, Residualoutput) der Bilanz und die letzten beiden (Provisionserträge, Warenumsatz) der GuV-Rechnung entstammen. Die als Residualoutput definierte Größe umfaßt den Wertpapierbestand, die Kasse und die sonstigen Aktiva. Forderungen mit einer Fristigkeit von bis zu einem Jahr werden als kurzfristig eingestuft. Provisionserträge - z.B. für die Abwicklung von Wertpapierkäufen im Auftrag der Kunden - und Warenumsatz ergeben sich aus dem nicht mit der Vergabe von Krediten befaßten Dienstleistungsgeschäft der betrachteten Banken. Dabei stellt der Warenumsatz eine Besonderheit der (häufig ländlichen) Genossenschaftsbanken dar, wobei 269 von 764 Banken im Datensatz keinerlei Warengeschäft betrieben. Da logarithmierte Outputmengen in die Translog-Kostenfunktion eingehen, wird in diesen Fällen ein Ersatzwert in Höhe von 1 TDM angenommen (vgl. das Vorgehen von *Sheldon, 1987, S. 367*). Alle sonstigen Outputmengen nehmen ausschließlich Werte größer als Null an, so daß dieses Vorgehen für Belange der Schätzung vertretbar erscheint.⁹

Dem Beispiel von *Berger et al. (1987)* und *Sheldon (1993)* folgend legen wir für eine Reihe von Analysen zur geschätzten Kostenfunktion eine Einteilung des Datensatzes in Größenklassen zugrunde. Tabelle 2 enthält die in Bezug auf die Bilanzsumme definierten Größenklassen.

⁹ Bei der Variation dieses Ersatzwertes erwiesen sich sowohl die Schätzparameter als auch die Charakteristika der Kostenfunktion als sehr stabil.

Tabelle 2
Größenklasseneinteilung anhand der Bilanzsummen

Größenklasse	untere Grenze	obere Grenze	Anzahl
Klasse 1	0	25 Mio.	17
Klasse 2	> 25 Mio.	40 Mio.	72
Klasse 3	> 40 Mio.	60 Mio.	97
Klasse 4	> 60 Mio.	80 Mio.	97
Klasse 5	> 80 Mio.	100 Mio.	65
Klasse 6	> 100 Mio.	150 Mio.	141
Klasse 7	> 150 Mio.	200 Mio.	86
Klasse 8	> 200 Mio.	250 Mio.	48
Klasse 9	> 250 Mio.	350 Mio.	67
Klasse 10	> 350 Mio.		74

In den Abbildungen A-1 bis A-3 im Anhang sind Minimal-, Maximal- und Durchschnittspreise der drei Inputfaktoren für die einzelnen Größenklassen dargestellt.

4. Empirische Ergebnisse

4.1. SURE-Schätzung

Tabelle A-1 im Anhang enthält die Ergebnisse der iterativen Schätzung des SURE-Systems von Translog-Kostenfunktion und zwei Kostenanteilsungleichungen. Die geschätzten Parameter sind fast durchgängig hoch signifikant. In der folgenden Tabelle 3 ist zusätzliche Information zu den geschätzten Gleichungen ausgewiesen:¹⁰

Tabelle 3
Statistische Kennziffern zur Parameterschätzung

	Kostenfunktion	Anteilsungleichung 1	Anteilsungleichung 2
<i>SSR</i>	2,077	0,777	0,029
\bar{R}^2	0,996	0,187	0,913
<i>B-P</i>	17,701**	21,682***	19,799***
<i>Chow</i>	3,788***	-	-

¹⁰

** bzw. *** repräsentieren ein Signifikanzniveau von 95% respektive 99%.

Die Anpassung der Translog-Kostenfunktion an die Daten ist bei der Kostenfunktion und bei Anteilsgleichung für den Faktor Kapital (Anteilsgleichung 2) als sehr gut zu bezeichnen. Die Entwicklung des Anteils des Faktors Arbeit (Anteilsgleichung 1) wird dagegen mit nur mäßiger Genauigkeit beschrieben, was eventuell auf Probleme bei der Annahme exogen gegebener Faktorpreise zurückzuführen ist. Wahrscheinlicher dürfte der geringe Erklärungsgehalt jedoch durch die diskrete Ausprägung der Faktoreinsatzmenge (Anzahl Beschäftigte) bedingt sein, die bei kleinen Banken zu "Sprüngen" des entsprechenden Kostenanteils und damit zu einer eingeschränkten Aussagekraft des traditionellen Bestimmtheitskoeffizienten führt.

Querschnittsdaten sind häufig mit heteroskedastischen Residuen behaftet. Dies führt zu einer verzerrten Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix der Modellkoeffizienten, wenn die Heteroskedastizität mit einer oder mehreren der erklärenden Variablen des Modells korreliert. Tabelle 3 enthält deshalb die Ergebnisse von *Breusch-Pagan (B-P)* Tests auf Heteroskedastizität, bei denen zur Erklärung der Varianz der Residuen die sechs (logarithmierten) Outputvariablen des Modells herangezogen wurden (vgl. *Judge et al., 1985, S. 446f.*). Die Nullhypothese der Homoskedastizität wird für alle drei Gleichungen verworfen, was zwar an der Konsistenz der Schätzer nichts ändert, jedoch zu einer tendenziellen Überschätzung des Signifikanzniveaus der Parameter führt (vgl. *Greene, 1993, S. 384 ff.*).

Kritik am Gebrauch der Translog-Kostenfunktion zur Bestimmung von Skaleneffekten bei Banken wurde in jüngster Zeit von *McAllister und McManus (1993)* geübt. Sie argumentieren, daß das in U.S.-amerikanischen Studien häufig gefundene Ergebnis zunehmender Skalenerträge für kleine Banken und abnehmender Skaleneffekte für große Banken stark dadurch beeinflußt wird, daß die als lokale Approximation geschätzte Kostenfunktion global über den gesamten Datensatz gelegt und ausgewertet wird. Weicht das globale Verhalten der Funktion vom lokalen Verhalten ab, so droht die Gefahr einer Fehlspezifikation. *McAllister und McManus (1993)* empfehlen als naheliegende (erste) Maßnahme die Schätzung der Kostenfunktion für Teilmengen des Datensatzes, die unterschiedliche Unternehmensgrößen beinhalten. Ist die Translog-Spezifikation zutreffend, so muß die geschätzte Kostenfunktion unabhängig von der Größenklasse sein. Wir folgen dieser Empfehlung und teilen unseren Datensatz in die Banken mit einer Bilanzsumme bis zu 100 Mio. DM und diejenigen mit Bilanzsummen über 100 Mio. DM. Tabelle 3 enthält den Wert für den *Chow-Test* (vgl. *Greene, 1993, S. 211 ff.*) auf Parameterstabilität der Translog-Kostenfunktion. Da die Nullhypothese identischer Parameter in beiden Teilen der Stichprobe zum 1%-Niveau zu verwerfen ist, wer-

den nachfolgend Größen- und Verbundvorteile aufgrund dieser zwei Alternativschätzungen ebenfalls ausgewiesen.

In einem nächsten Schritt wurde untersucht, inwieweit die geschätzte Kostenfunktion den theoretischen Wohlverhaltensforderungen gerecht wird. Dieses Thema wird in empirischen Untersuchungen zu Kostenfunktionen vielfach nur sehr verschämmt oder gar nicht angesprochen. Tabelle 4 stellt die Anzahl der festgestellten Verletzungen der Zahl der maximal möglichen Verletzungen für unterschiedliche Kriterien gegenüber:

Tabelle 4
Wohlverhalten der Kostenfunktion

	tatsächliche Verletzungen	mögliche Verletzungen
<i>Monotonie im Output:</i>	29	4584
<i>Monotonie in Inputpreisen:</i>	0	2292
<i>Konkavität in Inputpreisen:</i>	511	764
<i>Negative Eigenpreiselastizität:</i>	329	2292

Die Ergebnisse weisen die in empirischen Untersuchungen sehr häufig auftretenden Verletzungen von theoretischen Anforderungen an die Kostenfunktion auf. Durchwegs erfüllt ist lediglich die Monotonie in den Inputpreisen. Bei den Grenzkosten (Monotonie im Output) tritt eine relativ geringe Zahl von Verletzungen auf - in weniger als 1% aller Fälle ergeben sich negative Grenzkosten. Problematischer ist dagegen die Konkavität in den Inputpreisen, bei der eine Prüfung der Eigenwerte der Hesse-Matrix bzw. der Vorzeichen ihrer Hauptminoren eine relativ hohe Zahl von Verletzungen liefert. Zieht man als (Hilfs-) Kriterium die Forderung nach negativen Eigenpreiselastizitäten heran, so treten nur wenige Verletzungen auf.¹¹ Da positive Werte für Eigenpreiselastizitäten nahezu ausschließlich beim Inputfaktor (Real-) Kapital gemessen werden, interpretieren wir das Konkavitätsproblem als Konsequenz der ungenau bestimmten Kapitalpreisvariablen.¹²

¹¹ In der Arbeit von *Sheldon (1993)* beispielsweise war dies das einzige verwendete Kriterium und lieferte eine sehr hohe Zahl von Verletzungen.

¹² *Jorgenson und Fraumeni (1981)* zeigen ein Verfahren, wie die bei Translog-Kostenfunktionen häufig verletzte Konkavitätsannahme durch *ex-ante* Restriktionen erzwungen werden kann. *Diewert und Wales (1987)* argumentieren jedoch, daß dieses Vorgehen zu stark verzerrten Schätzparametern führt und damit für empirische Arbeiten nicht brauchbar ist.

Zur Überprüfung, ob die Technologie der untersuchten Banken durch eine einfachere, d.h. weniger flexible Kostenfunktion als die bislang unterstellte Translog-Funktion beschrieben werden kann, wurden Likelihood-Ratio (*LR*) Tests auf Homothetie, Homogenität und Linearhomogenität (in den Outputs) durchgeführt. Hierzu wurden dem Modell zusätzlich zu den bereits verwendeten Parameterrestriktionen in drei Schritten die folgenden Restriktionen auferlegt:

$$\left. \begin{array}{l} \sum_{m=1}^6 g_{im} = 0 \quad i = 1,2 \\ \sum_{m=1}^6 g_{im} = 0 \quad i = 1,2 \\ \sum_{n=1}^6 b_{mn} = 0 \quad m = 1, \dots, 6 \end{array} \right\} \text{Homothetie}$$

$$\left. \begin{array}{l} \sum_{m=1}^6 g_{im} = 0 \quad i = 1,2 \\ \sum_{n=1}^6 b_{mn} = 0 \quad m = 1, \dots, 6 \end{array} \right\} \text{Homogenität im Output}$$

$$\left. \begin{array}{l} \sum_{m=1}^6 g_{im} = 0 \quad i = 1,2 \\ \sum_{n=1}^6 b_{mn} = 0 \quad m = 1, \dots, 6 \\ \sum_{m=1}^6 b_m = 1 \end{array} \right\} \text{Linearhomogenität im Output}$$

Tabelle 5 enthält die Ergebnisse der Spezifikationstests.

Tabelle 5
Likelihood-Ratio Tests für Spezifikation der Kostenfunktion

	Homothetie	Homogenität	Linear- homogenität
<i>LR</i>	36,22***	70,79***	85,41***

Die Verwendbarkeit einer restringierten Funktionalform wird eindeutig zurückgewiesen, wodurch der Einsatz einer verallgemeinerten Translog-Funktion nachträglich Bestätigung findet.

4.2. Eigenschaften der Bankentechnologie

Auf der Grundlage der geschätzten Translog-Kostenfunktion werden die oben vorgestellten Maße zur Beurteilung von Größen- und Verbundvorteilen sowie Substitutionsmöglichkeiten bei den Genossenschaftsbanken berechnet. Tabelle 6 enthält für die zehn

Größenklassen die Kennziffern *RSCE* und *EPSCE* zur Skalenelelastizität.¹³ Um den Bedenken von *McAllister und McManus (1993)* hinsichtlich der globalen Extrapolation einer lokal bestimmten Kostenfunktion Rechnung zu tragen, wurde die Kostenfunktion zusätzlich für zwei beschränkte Stichproben geschätzt, die die Banken mit einer Bilanzsumme von bis zu 100 Mio. DM bzw. über 100 Mio. DM umfassen. Da der zuvor berechnete *Chow* Test die Nullhypothese der Parameterstabilität verwarf, weisen wir in Tabelle 6 auch die Technologiemaße für die Teilstichproben aus.

Tabelle 6
RSCE und EPSCE für die Größenklassen

	<i>Gesamtdatensatz</i>		<i>Separate Schätzung zweier Stichproben</i>		
	<i>RSCE</i>	<i>EPSCE</i>	<i>RSCE</i>	<i>EPSCE</i>	
Klasse 1	0,9713	-	0,9919	-	
Klasse 2	0,9699	0,9679	0,9826	0,9677	
Klasse 3	0,9698	0,9230	0,9752	0,9203	<i>1. Subsample</i>
Klasse 4	0,9689	0,9747	0,9686	0,9682	
Klasse 5	0,9675	0,9499	0,9652	0,9465	
Klasse 6	0,9692	0,9724	0,9419	-	
Klasse 7	0,9674	0,9428	0,9461	0,9421	
Klasse 8	0,9679	0,9909	0,9511	0,9938	<i>2. Subsample</i>
Klasse 9	0,9656	-	0,9528	-	
Klasse 10	0,9602	0,9470	0,9645	0,9550	

Für alle Klassen und beide Schätzmethoden liegt *RSCE* unter Eins, d.h. es existieren durchgängig Größenvorteile, die überdies ökonomisch plausible Werte annehmen (vgl. anders z.B. die Resultate in *Sheldon, 1993, S. 368 f.*). Damit haben auch die größten der betrachteten Bankinstitute noch nicht die in vergleichbaren Bankenstudien häufig identifizierte Größe erreicht, bei der "diseconomies of scale" auftreten. Ein eindeutiger Trend der Größenvorteile in Abhängigkeit von der Größe der Banken ist nicht festzustellen. Damit steht fest, daß die in unserem Datensatz enthaltenen Institute den Bereich einer optimalen Größe weder erreicht noch überschritten haben. Bestätigt wird diese Aussage durch das Maß *EPSCE*, das ebenfalls die Existenz von Größenvorteilen anzeigt. Die

¹³ Die Berechnung erfolgt jeweils für die durchschnittliche Input-, Output-, Niederlassungs- und Fusionsstruktur der Größenklasse.

EPSCE-Werte sind häufig etwas geringer als bei *RSCE*, was auf zusätzliche Kostenvorteile bei nicht-proportionalem Wachstum der Outputmengen hindeutet.¹⁴ Die Schätzung auf der Grundlage von zwei Teilstichproben liefert nur marginal andere Ergebnisse. Dies relativiert das Resultat des *Chow* Tests und stellt einen Beleg für die Zulässigkeit der funktionalen Spezifikation und des Schätzverfahrens dar. Betrachtet man die Werte im einzelnen, dann werden im unteren Subsample tendenziell leicht geringere, im oberen Subsample dagegen etwas höhere Größenvorteile ausgewiesen. Das von *McAllister und McManus (1993)* erhaltene Ergebnis, wonach sich die optimale Größe bei einer Beschränkung der Stichprobe nach rechts verschiebt, tritt in unserem Datensatz somit nicht auf.

Für die klassischen Maße $SCOPE_7$ zur Bestimmung der Verbundvorteile, bei denen wir jeweils einen Output allen anderen gegenüberstellen, erhalten wir bezogen sowohl auf die Größenklassen als auch auf die einzelnen Unternehmen für alle Outputs bis auf das Provisions- und das Warengeschäft den Beleg für Verbundvorteile. D.h. es ist bei diesen vier Outputs immer günstiger, den jeweiligen Output zusammen mit allen anderen zu produzieren. Dabei steigen die Verbundvorteile mit der Unternehmensgröße deutlich an. Ein Vorliegen globaler, mit der Unternehmensgröße wachsender Verbundvorteile zeigt auch das Maß *SCOPE* an.

Nachteile der Verbundproduktion in der Größenordnung von ca. -0,04 weist dagegen der Warenhandel auf. Dieses Ergebnis erscheint auch deshalb plausibel, weil der Wert von $SCOPE_6$ über die Größenklassen leicht sinkt, d.h. der Nachteil der Verbundproduktion in Bezug auf diesen Output ist für die größeren Banken im Datensatz relativ größer. Für das Provisionsgeschäft werden bei kleinen Banken ebenfalls Kostennachteile ausgewiesen, die jedoch mit zunehmender Bilanzsumme in dann immer größere Verbundvorteile umschlagen. Die gleichzeitige Betätigung der Genossenschaftsbanken im traditionellen Kreditgeschäft und auf dem Feld anderer Dienstleistungen (Wertpapiere, Waren) liefert bei den $SCOPE_7$ -Maßen somit keine Kostenvorteile bzw. ist von der Größe des Instituts abhängig.

¹⁴ Aufgrund der Definition von *EPSCE* kann jeweils für die Klasse mit den kleinsten Banken - also Klasse 1 bei der Schätzung mit der gesamten Stichprobe sowie Klasse 6 bei Aufsplittung in zwei Teilstichproben - kein Wert berechnet werden. Im Fall der Klasse 9 ist keine Berechnung möglich, da nicht alle Outputgrößen des durchschnittlichen Unternehmens in Klasse 9 über denen des durchschnittlichen Unternehmens in Klasse 8 liegen.

Insgesamt fällt an den berechneten *SCOPE*-Maßen die ökonomisch wenig plausible Größenordnung bei den ersten fünf Outputs und beim globalen Maß auf. Es wurde ferner bereits darauf hingewiesen, daß zwar die Vorzeichen, nicht jedoch die Absolutwerte unabhängig vom verwendeten Ersatzwert bei Outputmengen in Höhe von Null sind. Dies spricht dafür, das Hauptaugenmerk auf die modifizierten Maße von Verbundvorteilen zu richten, die in den Tabellen 7 und 8 angegeben sind.¹⁵

Tabelle 7
*MSCOPE*_{5,6} und *EPSUB* für die Größenklassen

	<i>Gesamtdatensatz</i>		<i>Separate Schätzung zweier Stichproben</i>		
	<i>MSCOPE</i> _{5,6}	<i>EPSUB</i>	<i>MSCOPE</i> _{5,6}	<i>EPSUB</i>	
Klasse 1	-	-	-	-	
Klasse 2	0,0141	-0,0018	-0,0040	-0,0171	
Klasse 3	0,0642	-0,0207	0,0535	-0,0299	<i>1. Subsample</i>
Klasse 4	0,0140	-0,0010	0,0085	-0,0100	
Klasse 5	0,0394	-0,0056	0,0300	-0,0151	
Klasse 6	0,0164	-0,0075	-	-	
Klasse 7	0,0449	-0,0097	0,0632	0,0106	
Klasse 8	0,0010	-0,0002	0,0079	0,0173	<i>2. Subsample</i>
Klasse 9	-	-	-	-	
Klasse 10	0,0342	-0,0206	0,0654	-0,0178	

Während *MSCOPE*_{5,6} auf Verbundvorteile zwischen Provisions- und Warengeschäft einerseits und dem Kreditgeschäft andererseits hinweist, zeigt das globale Maß *EPSUB* geringe Nachteile der Verbundproduktion an.¹⁶ Es ist jedoch an die unterschiedliche Definition der beiden Maße zu erinnern. Verbundvorteile für nahezu alle Größenklassen und Outputs belegen die produktbezogenen Maße *MSCOPE*₁ bis *MSCOPE*₆. Eindeutige

¹⁵ Zur empirischen Bestimmung von *MSCOPE* werden $C(y_T^B, y_{-T}^A)$ und $C(y_T^A, y_{-T}^B)$ auf Basis der Inputpreise und Zweigstellenzahl der größeren Bank B errechnet. $C(y^D)$ wird mit den Faktorpreisen von Bank B und einer hypothetischen Anzahl Niederlassungen *br* errechnet, die sich als Differenz der Niederlassungen von den Instituten B und A errechnet.

¹⁶ Aufgrund der Definition von *MSCOPE* und *EPSUB* kann wiederum jeweils für die Klasse mit den kleinsten Banken kein Wert berechnet werden. Im Fall der Klasse 9 war keine Berechnung möglich, da nicht alle Outputgrößen des durchschnittlichen Unternehmens in Klasse 9 über denen des durchschnittlichen Unternehmens in Klasse 8 lagen.

Zusammenhänge zwischen der Größe der Banken und den berechneten Indikatoren können nicht beobachtet werden. Schließlich findet die Zulässigkeit der Arbeit mit dem Gesamtsample erneut Bestätigung: Die getrennte Schätzung zweier Stichproben liefert für $MSCOPE_{5,6}$ und $EPSUB$ in der Regel nur kleine Differenzen.

Tabelle 8
 $MSCOPE_7$ für die Größenklassen

	$MSCOPE_1$	$MSCOPE_2$	$MSCOPE_3$	$MSCOPE_4$	$MSCOPE_5$	$MSCOPE_6$
Klasse 1	-	-	-	-	-	-
Klasse 2	0,0105	0,0434	-0,0122	0,0211	0,0148	0,0202
Klasse 3	0,0642	0,0835	0,0584	0,0765	0,0648	0,0691
Klasse 4	0,0063	0,0254	0,0018	0,0173	0,0154	0,0169
Klasse 5	0,0350	0,0467	0,0394	0,0499	0,0406	0,0434
Klasse 6	0,0085	0,0253	0,0171	0,0307	0,0179	0,0166
Klasse 7	0,0316	0,0511	0,0418	0,0538	0,0454	0,0484
Klasse 8	-0,0084	0,0033	0,0032	0,0080	0,0032	0,0022
Klasse 9	-	-	-	-	-	-
Klasse 10	-0,0070	0,0450	0,0234	0,0516	0,0343	0,0349

Insgesamt bleibt damit die Frage, inwieweit aus dem Universalbankensystem mit Blick auf die von uns betrachteten Genossenschaftsbanken Kostenvorteile oder Kostennachteile resultieren, unbeantwortet. Die bei den klassischen Maßen teilweise festgestellten Nachteile der Verbundproduktion von Kredit- und Dienstleistungsgeschäft bestätigen sich bei Berechnung der modifizierten Maße nicht. Unterstellt man jedoch angesichts der ökonomisch teilweise unplausiblen Werte der klassischen Maße eine höhere Zuverlässigkeit der modifizierten Maße, dann kann von - geringen - Kostenvorteilen ausgegangen werden.

Abschließend werden die Substitutionsmöglichkeiten der Bankentechnologie analysiert. Tabelle 9 enthält die Ergebnisse für die Preiselastizitäten der drei Faktornachfragen.

Tabelle 9
Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten

	ε_{11}	ε_{22}	ε_{33}	ε_{12}	ε_{13}	ε_{23}
Klasse 1	-0,2392	-0,0390	-0,0792	0,3015	0,3567	-0,0044
Klasse 2	-0,2290	-0,0045	-0,0712	0,2039	0,3109	-0,0067
Klasse 3	-0,2172	-0,0362	-0,0685	0,1986	0,2790	-0,0015
Klasse 4	-0,2154	-0,0100	-0,0655	0,1618	0,2745	-0,0043
Klasse 5	-0,2155	-0,0177	-0,0662	0,1690	0,2715	-0,0034
Klasse 6	-0,2142	-0,0307	-0,0668	0,1763	0,2620	-0,0018
Klasse 7	-0,2156	-0,0474	-0,0689	0,1920	0,2533	0,0000
Klasse 8	-0,2163	0,0230	-0,0632	0,1230	0,2682	-0,0078
Klasse 9	-0,2155	-0,0271	-0,0670	0,1719	0,2576	-0,0024
Klasse 10	-0,2025	0,0162	-0,0582	0,0939	0,2460	-0,0056

Tabelle 10 schließlich enthält die *Allen'schen* Substitutionselastizitäten.

Tabelle 10
Allen'sche Substitutionselastizitäten

	AES_{12}	AES_{13}	AES_{23}
Klasse 1	1,1907	1,4087	-0,0381
Klasse 2	0,8363	1,2753	-0,0600
Klasse 3	0,8473	1,1907	-0,0131
Klasse 4	0,6942	1,1778	-0,0382
Klasse 5	0,7252	1,1645	-0,0303
Klasse 6	0,7592	1,1286	-0,0156
Klasse 7	0,8232	1,0859	0,0001
Klasse 8	0,5262	1,1475	-0,0726
Klasse 9	0,7374	1,1050	-0,0207
Klasse 10	0,4188	1,0971	-0,0514

Es werden ökonomisch plausible Werte für die Reaktion der Faktornachfragen der Banken auf Faktorpreisveränderungen ausgewiesen. Das Absolutniveau der geschätzten Preiselastizitäten bewegt sich dabei ausnahmslos im inelastischen Bereich. Mit Eigenpreiselastizitäten in Höhe von ca. -0,20 reagiert die Arbeitsnachfrage noch am empfindlichsten auf relative Preisbewegungen, während die Nachfrage nach Realkapital und Einlagen offensichtlich nur wenig anpassungsfähig ist. Arbeit kann sowohl durch Kapi-

tal als auch durch Einlagen substituiert werden, wobei im ersten Fall an die verstärkte Nutzung von EDV, im zweiten Fall an eine intensivere Inanspruchnahme des Interbankenmarktes zu Lasten betreuungsintensiver Kundeneinlagen zu denken ist. Kapital und Einlagen sind dagegen nahezu limitational, was - unterstellt man die Gültigkeit der vorigen Interpretation - auf die Unabhängigkeit des Kapitalbedarfs von der Einlagenstruktur hindeutet. Ferner kristallisiert sich deutlich heraus, daß kleinere Institute eher auf Faktorpreisverschiebungen reagieren können als dies bei den größeren Banken im Datensatz der Fall ist.

5. Abschließende Bemerkungen

Kehren wir zum Schluß zu den drei eingangs formulierten Fragen nach den Größenvorteilen, den Verbundvorteilen und den Möglichkeiten zur Faktorsubstitution im Bankgewerbe zurück. Zunächst ist noch einmal zu betonen, daß die in unserem Datensatz enthaltenen bayerischen Genossenschaftsbanken im Vergleich mit anderen Instituten sehr klein sind. Unsere Ergebnisse können deshalb nicht für den bundesdeutschen Bankensektor insgesamt als repräsentativ angesehen werden.

Für die von uns betrachtete Bankengruppe ergeben sich eindeutige Größenvorteile. Dies gilt auch für die größeren Genossenschaftsbanken. Die Banken im Datensatz haben demnach bei weitem noch nicht jene Größe erreicht, für die ausländische Untersuchungen vielfach ein Umschlagen von Größenvorteilen in Größennachteile identifizieren. Die im Bereich der Genossenschaftsbanken zu beobachtende Fusionswelle besitzt folglich eine solide ökonomische Begründung.

Uneinheitlich sind unsere Resultate hinsichtlich der Verbundvorteile. Bei abwägender Bewertung der Ergebnisse neigen wir dazu, das Vorliegen von Verbundvorteilen zu bejahen. Dies gilt auch für die Frage nach der Vorteilhaftigkeit des Universalbankensystems: Kredit- und allgemeines Dienstleistungsgeschäft scheinen im Verbund kostengünstiger zu sein. Wir hoffen, in einer zukünftigen Untersuchung auf der Basis mehrerer Jahre klarere Aussagen hierzu treffen zu können.

Mit Blick auf die Faktorsubstitution ist festzuhalten, daß Arbeit und (Sach-) Kapital sowie Arbeit und Einlagen Substitute sind. Die Erhöhung des Preises eines Inputs führt zu vermehrter Nachfrage nach dem jeweils anderen Input. Kapital und Einlagen hingegen sind limitational, so daß eine Erhöhung des Einlagenzinses zu einer unveränderten Nachfrage nach (Sach-) Kapital führt. Während bei den anderen Ergebnissen kein Zu-

sammenhang zur Größe der Banken feststellbar war, zeigt sich hier, daß kleinere Banken stärker auf Faktorpreisänderungen reagieren.

Die von uns verwendete flexible Translog-Kostenfunktion dominiert die empirischen Arbeiten über Mehrproduktunternehmen. Sie hat jedoch den bekannten Nachteil, daß sie nicht anwendbar ist, wenn ein Output den Wert Null annimmt, weshalb Ersatzwerte - in der vorliegenden Studie in Höhe von 1 TDM - eingesetzt werden müssen. *Pulley und Braunstein (1992)* diskutieren Alternativen zu diesem Vorgehen. Hierzu zählt neben der Verwendung einer *Box-Cox* Transformation die Spezifikation einer Kostenfunktion, die sich aus einer quadratischen Struktur für die Outputs und einer logarithmisch-quadratischen Struktur für die Inputpreise zusammensetzt. In der weiteren Arbeit mit dem vorliegenden Datensatz soll überprüft werden, inwieweit die bislang erhaltenen Ergebnisse auch mit solchen allgemeineren Spezifikationen Bestätigung finden. Weiterhin ist beabsichtigt, nach einer für die Zukunft geplanten Erweiterung zu einem Panel-Datensatz zusätzlich Fragen nach dem technischen Fortschritt in diesem Teil des bundesdeutschen Bankensektors zu untersuchen und Bestimmungsgründe der beobachteten Fusionen zu identifizieren.

Anhang

Die folgenden Abbildungen zeigen minimale, maximale und durchschnittliche Inputpreise für die zehn Größenklassen.

Abbildung A-1

Preis des Inputs Arbeit nach Größenklassen

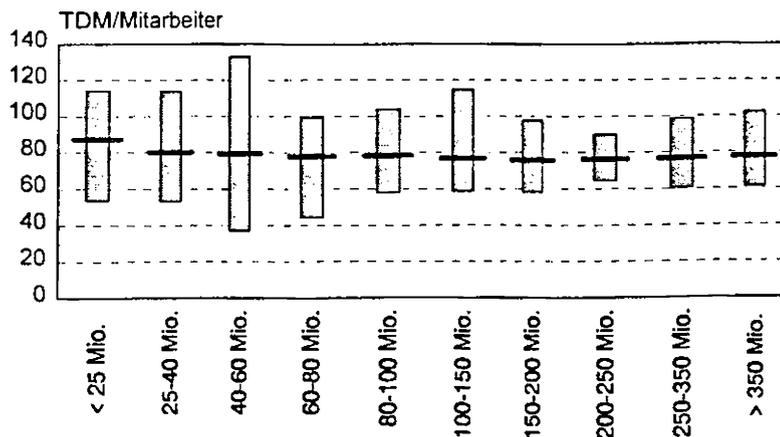


Abbildung A-2
Preis des Inputs Kapital nach Größenklassen

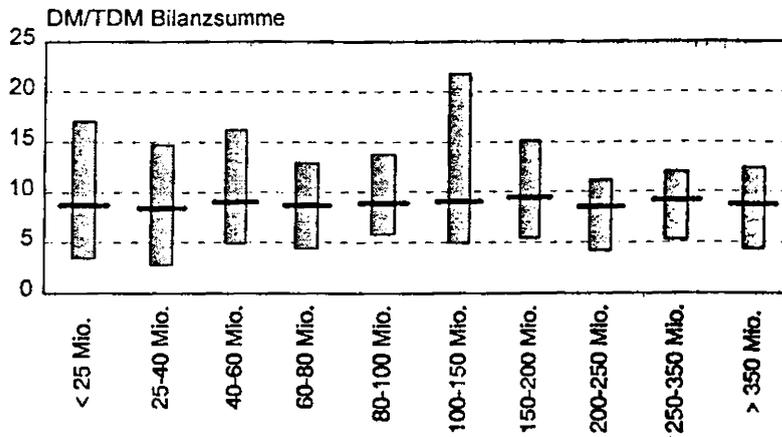
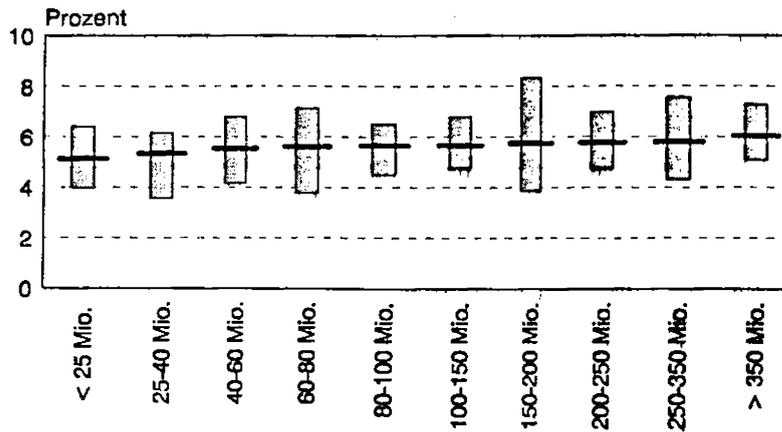


Abbildung A-3
Preis des Inputs Einlagen nach Größenklassen



Die folgende Tabelle enthält die Ergebnisse der iterativen Schätzung des SURE-Systems von Translog-Kostenfunktion und zwei Kostenanteilsleichungen;¹⁷

¹⁷ Konvergenz wurde nach sieben Schritten erzielt. Alle Berechnungen erfolgten mit Gauss 386-i VM, Version 3.01.

Tabelle A-1
Schätzergebnisse, 764 Beobachtungen

Parameter	Schätzwert	t-Wert	Signifikanz
<i>Kostenfunktion:</i>			
a_0	2,56134879	18,126	0,0000
a_1	0,33271455	19,235	0,0000
a_2	0,27229067	81,117	0,0000
a_3	0,39499478	26,693	0,0000
b_1	0,22719168	6,155	0,0000
b_2	0,16530413	2,197	0,0283
b_3	0,20206065	9,807	0,0000
b_4	0,19128581	5,626	0,0000
b_5	0,15754482	3,119	0,0019
b_6	0,00803301	1,854	0,0641
a_{11}	0,12854201	24,770	0,0000
a_{12}	-0,02187951	-22,598	0,0000
a_{13}	-0,10666250	-21,929	0,0000
a_{22}	0,09826907	170,054	0,0000
a_{23}	-0,07638956	-77,509	0,0000
a_{33}	0,18305206	38,754	0,0000
g_{11}	0,01828924	5,746	0,0000
g_{12}	-0,04809712	-9,731	0,0000
g_{13}	-0,00793722	-4,582	0,0000
g_{14}	-0,00755735	-2,307	0,0213
g_{15}	0,02673773	8,061	0,0000
g_{16}	0,00390309	12,389	0,0000
g_{21}	-0,00132952	-2,170	0,0304
g_{22}	0,00540221	5,631	0,0000
g_{23}	0,00158713	4,742	0,0000
g_{24}	0,00276530	4,359	0,0000
g_{25}	-0,00465867	-7,177	0,0000
g_{26}	-0,00064530	-10,645	0,0000
g_{31}	-0,01695973	-6,233	0,0000
g_{32}	0,04269491	10,110	0,0000
g_{33}	0,00635009	4,290	0,0000
g_{34}	0,00479205	1,711	0,0874
g_{35}	-0,02207906	-7,788	0,0000

g_{36}	-0,00325780	-12,096	0,0000
b_{11}	0,07531748	8,154	0,0000
b_{12}	-0,04322944	-3,455	0,0006
b_{13}	-0,00494976	-1,160	0,2462
b_{14}	-0,02984140	-5,012	0,0000
b_{15}	0,00260886	0,369	0,7124
b_{16}	0,00108040	1,471	0,1417
b_{22}	0,24028210	10,125	0,0000
b_{23}	-0,04329982	-6,878	0,0000
b_{24}	-0,14015806	-14,176	0,0000
b_{25}	-0,01013778	-0,800	0,4242
b_{26}	-0,00017963	-0,153	0,8787
b_{33}	0,05501496	27,763	0,0000
b_{34}	-0,01218221	-3,326	0,0009
b_{35}	-0,00197099	-0,476	0,6339
b_{36}	-0,00206687	-5,394	0,0000
b_{44}	0,21387388	24,530	0,0000
b_{45}	-0,02295097	-3,339	0,0009
b_{46}	0,00004186	0,060	0,9518
b_{55}	0,02341779	2,471	0,0137
b_{56}	0,00079987	0,959	0,3381
b_{66}	0,00070957	2,041	0,0416
c_0	0,01233970	2,628	0,0088
c_1	0,00538501	1,880	0,0605
d_1	0,01615146	6,574	0,0000
d_2	-0,00304069	-6,340	0,0000
d_3	-0,01311077	-6,244	0,0000
e_0	-0,00911760	-2,352	0,0189
f_1	-0,00865252	-2,530	0,0116
f_2	0,00155948	2,367	0,0182
f_3	0,00709303	2,428	0,0154

Anteilsgleichung 1:

a_1	0,33271455	19,235	0,0000
a_{11}	0,12854201	24,770	0,0000
a_{12}	-0,02187951	-22,598	0,0000
a_{13}	-0,10666250	-21,929	0,0000

g_{11}	0,01828924	5,746	0,0000
g_{12}	-0,04809712	-9,731	0,0000
g_{13}	-0,00793722	-4,582	0,0000
g_{14}	-0,00755735	-2,307	0,0213
g_{15}	0,02673773	8,061	0,0000
g_{16}	0,00390309	12,389	0,0000
d_1	0,01615146	6,574	0,0000
f_1	-0,00865252	-2,530	0,0116

Anteilsgleichung 2:

a_2	0,27229067	81,117	0,0000
a_{21}	-0,02187951	-22,598	0,0000
a_{22}	0,09826907	170,054	0,0000
a_{23}	-0,07638956	-77,509	0,0000
g_{21}	-0,00132952	-2,170	0,0303
g_{22}	0,00540221	5,631	0,0000
g_{23}	0,00158713	4,742	0,0000
g_{24}	0,00276530	4,359	0,0000
g_{25}	-0,00465867	-7,177	0,0000
g_{26}	-0,00064530	-10,645	0,0000
d_2	-0,00304069	-6,340	0,0000
f_2	0,00155948	2,367	0,0182

Literatur

Baumol, W.J., Panzar, J.C., Willig, R.D. (1982), Contestable Markets and the Theory of Industry Structure, New York.

Benston, G.J. (1972), Economies of Scale of Financial Institutions, Journal of Money, Credit, and Banking, vol. 4, S. 312-341.

Benston, G.J., Hanweck, G.A., Humphrey, D.B. (1982), Scale Economies in Banking: A Restructuring and Reassessment, Journal of Money, Credit, and Banking, vol. 14, S. 435-456.

Berg, S.A., Claussen, C.A., Førsund, F.R. (1993), Banking Efficiency in the Nordic Countries: A Multi-Output Analysis, Series Arbeidsnotat from Norges Bank 1993/3, Oslo.

Berg, S.A., Kim, M. (1993a), Oligopolistic Interdependence and the Structure of Production in Banking: An Empirical Evaluation, Journal of Money, Credit, and Banking (erscheint demnächst).

- Berg, S.A., Kim, M. (1993b)*, Banks as Multioutput Oligopolies: An Empirical Evaluation of the Retail and Corporate Banking Markets, paper presented at the 1993 E.A.R.I.E. Conference in Tel Aviv, September 4-7.
- Berger, A.N., Hanweck, G.A., Humphrey, D.B. (1987)*, Competitive Viability in Banking. Scale, Scope, and Product Mix Economies, *Journal of Monetary Economics*, vol. 20, S. 501-520.
- Bresnahan, T.F. (1989)*, Empirical Studies of Industries with Market Power, in: *Schmalensee, R., Willig, R.D. (eds)*, *Handbook of Industrial Organization*. Volume II, Amsterdam, S. 1011-1057.
- Chambers, R.G. (1988)*, *Applied Production Analysis. A Dual Approach*, Cambridge (UK).
- Clark, J.A. (1984)*, Estimation of Economies of Scale in Banking Using a Generalized Functional Form, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 16, S. 53-68.
- Diewert, W.E., Wales, T.J. (1987)*, Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions, *Econometrica*, vol. 55, S. 43-68.
- Gelfand, M.D., Spiller, P.T. (1987)*, Entry Barriers and Multiproduct Oligopolies, *International Journal of Industrial Organization*, vol. 5, S. 101-113.
- Gilligan, Th.W., Smirlock, M.C. (1984)*, An Empirical Study of Joint Production and Scale Economies in Commercial Banking, *Journal of Banking and Finance*, vol. 8, S. 67-77.
- Gilligan, Th.W., Smirlock, M.C., Marshall, W. (1984)*, Scale and Scope Economies in the Multi-Product Banking Firm, *Journal of Monetary Economics*, vol. 13, S. 393-405.
- Greene, W.H. (1993)*, *Econometric Analysis*, 2nd ed., New York.
- Hermann, W., Maurer, M. (1991)*, Kostenvorteile im schweizerischen Universalbankensystem, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Bd. 127, S. 563-578.
- Hunter, W.C., Timme, S.G. (1986)*, Technical Change, Organizational Form, and the Structure of the Bank Production, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 18, S. 152-166.
- Jorgenson, D.W., Fraumeni, B.M. (1981)*, Relative Prices and Technical Change, in: *Berndt, E., Field, B. (eds)*, *Modelling and Measuring Natural Resource Substitution*, Cambridge (Mass.), S. 17-47.
- Judge, G.G., et al. (1985)*, *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., New York.
- Kim, M. (1986)*, Banking Technology and the Existence of a Consistent Output Aggregate, *Journal of Monetary Economics*, vol. 18 (September), S. 181-195.
- Kolari, J., Zardkoohi, A. (1987)*, *Bank Costs, Structure, and Performance*, Lexington.
- Lang, G., Welzel, P. (1994)*, Wettbewerb im bundesdeutschen Bankensektor. Ökonometrische Schätzung eines Oligopolmodells, unveröffentlichtes Manuskript.

- McAllister, P.H., McManus, D. (1993)*, Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking, *Journal of Banking and Finance*, vol. 17, S. 389-405.
- Mester, L.J. (1987)*, A Multiproduct Cost Study of Savings and Loans, *The Journal of Finance*, vol. 42, S. 423-445.
- Murray, J.D., White, R.W. (1983)*, Economies of Scale and Economies of Scope in Multiproduct Financial Institutions: A Study of British Columbia Credit Unions, *Journal of Finance*, vol. 38, S. 887-901.
- Pulley, L.B., Braunstein, Y.M. (1992)*, A Composite Cost Function for Multiproduct Firms with an Application to Economies of Scope in Banking, *Review of Economics and Statistics*, vol. 74, S. 221-230.
- Sealey, C.W. jr., Lindley, J.T. (1977)*, Inputs, Outputs, and a Theory of Production and Cost at Depository Financial Institutions, *The Journal of Finance*, vol. 32, S. 1251-1266.
- Shaffer, S. (1989)*, Competition in the U.S. Banking Industry, *Economic Letters*, vol. 29, S. 321-323.
- Shaffer, S. (1993)*, A Test of Competition in Canadian Banking, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 25, S. 49-61.
- Sheldon, G. (1993)*, Skalenerträge, Verbundvorteile und Ineffizienz im Schweizer Bankgewerbe, *Ifo-Studien*, 38. Jg., S. 351-379.
- Tichy, G. (1990)*, Bankengröße und Effizienz, *Kredit und Kapital*, Bd. 23, S. 358-388.
- Zellner, A. (1962)*, An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57, S. 500-509.

Beiträge in der Volkswirtschaftlichen Diskussionsreihe seit 1992

Im Jahr 1992 erschienen:

Beitrag Nr. 70:	Horst Hanusch Uwe Cantner	Thesen zur Systemtransformation als Schumpeterianischem Prozeß
Beitrag Nr. 71:	Peter Welzel	Commitment by Delegation. Or: What's "Strategic" about Strategic Alliances?
Beitrag Nr. 72:	Friedrich Kugler Horst Hanusch	Theorie spekulativer Blasen: Rationaler Erwartungswertansatz versus Ansatz der Quartischen-Modalwert-Erwartungen
Beitrag Nr. 73:	Uwe Cantner	Product and Process Innovations in a Three-Country-Model of International Trade Theory - A Ricardian Analysis
Beitrag Nr. 74:	Alfred Greiner Horst Hanusch	A Dynamic Model of the Firm Including Keynesian and Schumpeterian Elements
Beitrag Nr. 75:	Manfred Stadler	Unvollkommener Wettbewerb, Innovationen und endogenes Wachstum
Beitrag Nr. 76:	Günter Lang	Faktorproduktivität in der Landwirtschaft und EG-Agrarreform
Beitrag Nr. 77:	Friedrich Kugler Horst Hanusch	Psychologie des Aktienmarktes in dynamischer Betrachtung: Entstehung und Zusammenbruch spekulativer Blasen
Beitrag Nr. 78:	Manfred Stadler	The Role of Information Structure in Dynamic Games of Knowledge Accumulation
Beitrag Nr. 79:	Gebhard Flaig Manfred Stadler	Success Breeds Success. The Dynamics of the Innovation Process
Beitrag Nr. 80:	Horst Hanusch Uwe Cantner	New Developments in the Theory of Innovation and Technological Change - Consequences for Technology Policies
Beitrag Nr. 81:	Thomas Kuhn	Regressive Effekte im Finanzausgleich
Beitrag Nr. 82:	Peter Welzel	Oligopolistic Tragedies. National Governments and the Exploitation of International Common Property

Im Jahr 1993 erschienen:

Beitrag Nr. 83:	Manfred Stadler	Innovation, Growth, and Unemployment. A Dynamic Model of Creative Destruction
Beitrag Nr. 84:	Alfred Greiner Horst Hanusch	Cyclic Product Innovation or: A Simple Model of the Product Life Cycle
Beitrag Nr. 85:	Peter Welzel	Zur zeitlichen Kausalität von öffentlichen Einnahmen und Ausgaben. Empirische Ergebnisse für Bund, Länder und Gemeinden in der Bundesrepublik Deutschland
Beitrag Nr. 86:	Gebhard Flaig Manfred Stadler	Dynamische Spillovers und Heterogenität im Innovationsprozeß. Eine mikroökonomische Analyse

Beitrag Nr. 87:	Manfred Stadler	Die Modellierung des Innovationsprozesses. Ein integrativer Mikro-Makro-Ansatz
Beitrag Nr. 88:	Christian Boucke Uwe Cantner Horst Hanusch	Networks as a Technology Policy Device - The Case of the "Wissenschaftsstadt Ulm"
Beitrag Nr. 89:	Alfred Greiner Friedrich Kugler	A Note on Competition Among Techniques in the Presence of Increasing Returns to Scale
Beitrag Nr. 90:	Fritz Rahmeyer	Konzepte privater und staatlicher Innovationsförderung
Beitrag Nr. 91:	Peter Welzel	Causality and Sustainability of Federal Fiscal Policy in the United States
Beitrag Nr. 92:	Friedrich Kugler Horst Hanusch	Stock Market Dynamics: A Psycho-Economic Approach to Speculative Bubbles
Beitrag Nr. 93:	Günter Lang	Neuordnung der energierechtlichen Rahmenbedingungen und Kommunalisierung der Elektrizitätsversorgung
Beitrag Nr. 94:	Alfred Greiner	A Note on the Boundedness of the Variables in Two Sector Models of Optimal Economic Growth with Learning by Doing
Beitrag Nr. 95:	Karl Morasch	Mehr Wettbewerb durch strategische Allianzen?
Beitrag Nr. 96:	Thomas Kuhn	Finanzausgleich im vereinten Deutschland: Desintegration durch regressive Effekte
Beitrag Nr. 97:	Thomas Kuhn	Zentralität und Effizienz der regionalen Güterallokation
Beitrag Nr. 98:	Wolfgang Becker	Universitärer Wissenstransfer und seine Bedeutung als regionaler Wirtschafts- bzw. Standortfaktor am Beispiel der Universität Augsburg
Beitrag Nr. 99:	Ekkehard von Knorring	Das Umweltproblem als externer Effekt? - Kritische Fragen zu einem Paradigma -
Beitrag Nr.100:	Ekkehard von Knorring	Systemanalytischer Traktat zur Umweltproblematik
Beitrag Nr.101:	Gebhard Flaig Manfred Stadler	On the Dynamics of Product and Process Innovations A Bivariate Random Effects Probit Model
Beitrag Nr.102:	Gebhard Flaig Horst Rottmann	Dynamische Interaktionen zwischen Innovationsplanung und -realisation
Beitrag Nr.103:	Thomas Kuhn Andrea Maurer	Ökonomische Theorie der Zeit
Beitrag Nr.104:	Alfred Greiner Horst Hanusch	Schumpeter's Circular Flow, Learning by Doing and Cyclical Growth
Beitrag Nr.105:	Uwe Cantner Thomas Kuhn	A Note on Technical Progress in Regulated Firms
Beitrag Nr.106:	Jean Bernard Uwe Cantner Georg Westermann	Technological Leadership and Variety A Data Envelopment Analysis for the French Machinery Industry
Beitrag Nr.107:	Horst Hanusch Marcus Ruf	Technologische Förderung durch Staatsaufträge Das Beispiel Informationstechnik

Bisher im Jahr 1994 erschienen:

Beitrag Nr.108	Manfred Stadler	Geographical Spillovers and Regional Quality Ladders
----------------	-----------------	--