

Lang, Günter; Welzel, Peter

Article

Strukturschwäche oder X-Ineffizienz?

Kredit und Kapital

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Lang, Günter; Welzel, Peter (1995) : Strukturschwäche oder X-Ineffizienz?, Kredit und Kapital, ISSN 0023-4591, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 28, Iss. 3, pp. 403-430, <https://doi.org/10.3790/ccm.28.3.403>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/293308>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Strukturschwäche oder X-Ineffizienz?

Cost-Frontier-Analyse der bayerischen Genossenschaftsbanken

Von Günter Lang und Peter Welzel, Augsburg*

I. Einleitung

In den Jahren 1990 bis 1994 hat sich die Zahl der Unternehmen im deutschen Bankgewerbe um 20% verringert. Hauptursache hierfür waren Fusionen und Übernahmen. Diese Entwicklung ist besonders deutlich im Genossenschaftsbankensektor zu beobachten, wobei hier den weit unterdurchschnittlichen Unternehmensgrößen der Institute eine zentrale Rolle zukommt. In der Mehrzahl der Fälle von Fusion oder Übernahme dürfte die erhoffte Ausnutzung von Größen- und Verbundvorteilen und damit die Sicherung der Wettbewerbsfähigkeit auf der Kostenseite den dominierenden Anreiz darstellen.

Ein Blick auf den US-amerikanischen Markt zeigt, daß nicht allein deutsche Banken der Strategie eines externen Wachstums folgen. Gleichzeitig wecken jedoch die Ergebnisse einer Vielzahl empirischer Studien für die USA Zweifel an dieser Unternehmenspolitik zur Gewinnung von Kostenvorteilen: Untersuchungen zu „economies of scale“ und „economies of scope“ für amerikanische Banken belegen, daß Größenvorteile nur für kleinere Institute und auch dort nur in bescheidenem Umfang existieren. Bei größeren Unternehmen muß sogar von Größennachteilen oder bestenfalls von Größenneutralität ausgegangen werden (für einen Überblick vgl. *Berger et al., 1993a*, sowie *Tichy, 1990*). Die auf der Grundlage der geschätzten Kostenfunktionen berechneten Durchschnittskosten von Banken verschiedener Größe unterscheiden sich demnach nur geringfügig und können kaum als Argument für die Konzentrationswelle herangezogen werden. So findet die Mehrzahl der Studien die

* Wir danken einem anonymen Gutachter für hilfreiche Hinweise und Kommentare. Weiterhin gilt unser Dank dem Genossenschaftsverband Bayern, insbesondere Bernhard Gentsch und seinen Mitarbeitern sowie Walter Dohse, für die Bereitstellung der Daten. Die Studie wurde von der Universität Augsburg (Projektnummer F-423) unterstützt.

optimale Größe bereits bei einer Bilanzsumme zwischen \$ 100 Mio. und \$ 300 Mio. (vgl. z.B. *Berger et al., 1987, Kolari und Zardkoohi, 1987*), gelegentlich auch bei \$ 500 Mio. (*McAllister und McManus, 1993*), also für relativ kleine Unternehmensgrößen.

Für den bundesdeutschen Bankensektor fehlen vergleichbare Untersuchungen zur „Technologie“ der Banken nahezu vollständig. Die einzigen uns bekannten Ausnahmen sind die Arbeiten von *Altunbas und Molyneux (1993)* sowie *Lang und Welzel (1994a, 1994b)*. Die erstgenannten Autoren berücksichtigten in einer Analyse des Bankgewerbes in mehreren EG-Ländern auch knapp 200 deutsche Kreditinstitute, für die sie Größennachteile auf Unternehmensebene unabhängig von der Größe sowie Größenvorteile auf der Zweigstellenebene bei den Banken am unteren und am oberen Rand des Größenspektrums errechnen. Aufgrund von Datenbeschränkungen weist die Studie jedoch erhebliche Schwächen bei den Preisen der Inputfaktoren auf, die die Aussagekraft und die Vergleichbarkeit beeinträchtigen. In den Arbeiten von *Lang und Welzel (1994a, 1994b)* werden mit Individualdaten aller bayerischen Genossenschaftsbanken Translog-Kostenfunktionen geschätzt und daraus Rückschlüsse u.a. auf die Größen- und Verbundvorteile dieses Segments der Branche gezogen. Dabei ergeben sich keine Hinweise auf abnehmende Skalenerträge, auch nicht bei den größeren Banken im Datensatz.

Berger und Humphrey (1991) wiesen jedoch auf die starke Streuung der tatsächlichen Durchschnittskosten von Banken hin und zeigten, daß von der Managementqualität abhängige X-Ineffizienzen eine weitaus größere Bedeutung für die Kostensituation haben als Skalen- und Verbundvorteile oder das Niveau der Inputpreise. Demnach könnten suboptimal geführte Banken ihre Durchschnittskosten um weniger als 5 % durch Optimierung von Betriebsgröße, Outputstruktur und Faktorpreisen senken. Die Vermeidung allokativer und technischer Ineffizienz erbrächte hingegen eine Kostenreduzierung von ca. 20 % (vgl. ähnlich *Ferrier und Lovell, 1990, Bauer et al., 1993*).

Unsere vorliegende Arbeit schließt sich an diese Literatur an. Ziel ist es, das Ausmaß der X-Ineffizienz bei den bayerischen Genossenschaftsbanken zu bestimmen und in die Komponenten allokativer und technische Ineffizienz zu zerlegen. Für die hier analysierte Bankengruppe finden *Lang und Welzel (1994a, 1994b)* zwar keine Hinweise auf abnehmende Skalenerträge bei den größeren Unternehmen, jedoch ergeben sich ähnlich der Situation bei amerikanischen Instituten große Abweichungen

der tatsächlichen Kosten von den geschätzten Werten der Kostenfunktion. Ferner wird die Kostenwirkung der X-Ineffizienz dem Effekt als exogen angenommener Strukturfaktoren, wie Inputpreise und Outputzusammensetzung, gegenübergestellt. Schließlich wird der Fehler bei der Messung von Scale- und Scope-Maßen bestimmt, der entsteht, wenn wie in *Lang und Welzel (1994a, 1994b)* das Gesamtsample anstelle nur der effizienten Banken zur Schätzung der Kostenfunktion herangezogen wird.

In Abschnitt II. stellen wir den theoretischen Ansatz und das Vorgehen zur Zerlegung in Ineffizienzkomponenten dar. Abschnitt III. enthält Information zum Datensatz und zum Schätzverfahren. In Abschnitt IV. werden die Ergebnisse vorgestellt. Abschnitt V. faßt zusammen.

II. Bestimmung der Kostenineffizienz

Der Effizienzbegriff wird in der Literatur in einer Vielzahl von Bedeutungen verwendet, die strikt auseinandergehalten werden müssen. Im folgenden steht die Kosteneffizienz bzw. Kostenineffizienz der untersuchten Banken im Mittelpunkt des Interesses. Wir unterscheiden dabei zwischen (managementbedingter) X-Ineffizienz und einer (strukturbedingten) Ineffizienz.

1. Messung und Zerlegung der Kostenineffizienz

Bei dem auf *Leibenstein (1966)* zurückgehenden Konzept der X-Ineffizienz wird nach der Differenz zwischen den geringstmöglichen und den tatsächlich anfallenden Kosten einer Produktionsmenge gefragt. Eine solche Abweichung kann allokativ oder technisch bedingt sein (vgl. *Berger et al., 1993a*). X-Ineffizienz spiegelt somit Managementfehler wider, erfaßt damit jedoch noch nicht alle Quellen für Kostennachteile. So schlägt sich beispielsweise die Wahl einer ungünstigen Outputstruktur oder einer suboptimalen Größe nicht in diesem Maß nieder¹.

Die beiden Komponenten der X-Ineffizienz lassen sich für den Einprodukt-Fall in einem einfachen Isoquanten-Schaubild verdeutlichen. In

¹ Zusätzlich wäre zu bedenken, daß Outputmengen nicht nur mit Blick auf die Kosten optimal festzulegen sind. Eine ungünstige Größe oder Struktur der Outputmengen kann auch zu Ineffizienz auf der Erlösseite des Unternehmens führen (vgl. *Berger et al., 1993b*). Dies gilt um so mehr in Märkten mit unvollkommener Konkurrenz, in denen den Outputniveaus auch zentrale Bedeutung bei der Realisierung von Marktmarktgewinnen zukommt.

Abbildung 1 ist eine Bank unterstellt, die mit zwei Inputs einen Output erstellt. Angenommen, das Unternehmen produziert derzeit das Outputniveau y mit der Inputkombination (x_1^A, x_2^A) des Punktes A. Diese Inputentscheidung ist technisch ineffizient, da der Punkt A oberhalb der Isoquante y liegt. Eine proportionale Verringerung beider Inputs bis hin zum Punkt B wäre eine Möglichkeit, um diese technische Ineffizienz zu beseitigen. Zum gegebenen Faktorpreisverhältnis w_1/w_2 ist B jedoch allokativ ineffizient. Eine optimale Anpassung der Inputmengen an die Faktorpreise würde bei einer Bewegung entlang der Isoquante zum kosteneffizienten Punkt E führen.

In der industrieökonomischen Literatur zum Bankgewerbe existieren mehrere Ansätze zur Bestimmung der X-Ineffizienz (vgl. *Berger und Humphrey, 1991, 1992, sowie Berger et al., 1993a*). Die bei der Schätzung von Kostenfunktionen populärste Vorgehensweise bietet auf den ersten Blick keine Möglichkeit, X-Ineffizienz zu berechnen: Die Spezifikation einer Kostenfunktion mit normalverteilten Fehlern unterstellt, daß alle betrachteten Unternehmen „im Mittel“ auf der effizienten Kostengrenze liegen, d.h. über die bestmögliche Technologie verfügen und sie auch nutzen. Kurzfristige Abweichungen nach unten oder nach oben sind in dieser Sicht allein durch Zufallseinflüsse, wie Glück oder

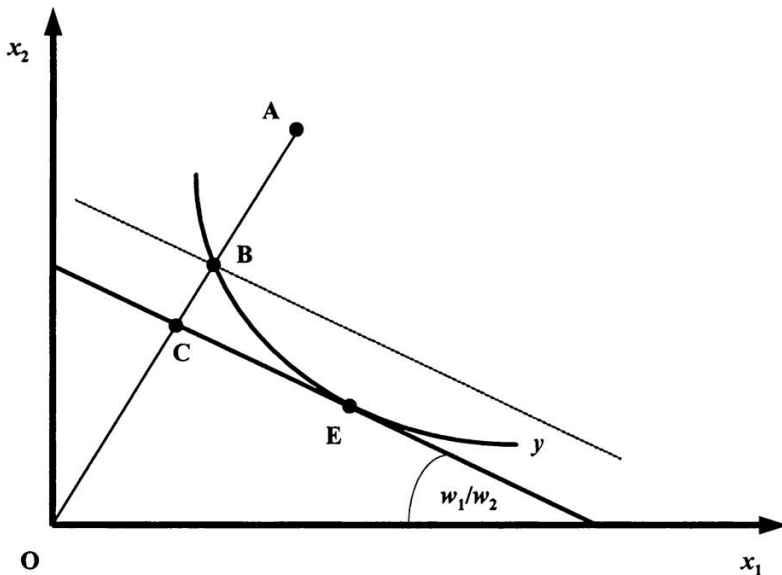


Abb. 1: Technische und allokativ Ineffizienz als Komponenten der X-Ineffizienz

Meßfehler – z.B. durch Bilanzpolitik –, verursacht. Dieser Ansatz dominierte lange die Literatur zu Größen- und Verbundvorteilen im Bankensektor (vgl. mit dem in der vorliegenden Arbeit verwendeten Datensatz auch *Lang und Welzel, 1994a*). Im Rahmen der sogenannten „verteilungsfreien“ Methode zur Ermittlung von X-Ineffizienz werden demgegenüber die Residuen als zusammengesetzte Fehlerterme, bestehend aus einer über die Zeit konstanten X-Ineffizienz-Komponente und einem über die Zeit veränderlichen Zufallsfehler, interpretiert (vgl. *Berger und Humphrey, 1992, S. 575f.*). Aus einem Vergleich der über die Zeit gemittelten Residuen der Banken läßt sich dann die X-Ineffizienz bestimmen. Dies kann sowohl anhand des numerischen Werts als auch einer Rangziffer geschehen. Das Verfahren läßt sich analog bei Panel-Schätzungen verwenden, indem man die Individualeffekte eines „fixed effects“- oder „random effects“-Modells als Indikatoren für X-Ineffizienz heranzieht und miteinander vergleicht (vgl. *Bauer et al., 1993, Sheldon, 1993, Lang und Welzel, 1994b*).

Führt man Annahmen über den Fehlerterm ein, dann läßt sich X-Ineffizienz explizit von Glück und Meßfehlern trennen. Da Ineffizienz nur zu einer Erhöhung der Kosten im Vergleich zur Kostenfunktion führen kann, wird üblicherweise angenommen, daß sich der Fehlerterm der zu schätzenden Kostengleichung additiv aus zwei Komponenten zusammensetzt: aus einer asymmetrisch halb-normalverteilten Zufallsvariablen für die X-Ineffizienz und aus einer symmetrisch normalverteilten Zufallsvariablen für Glück und Meßfehler. Diese Verteilungsannahme unterstellt implizit, daß die Mehrzahl der Banken in der Nähe der effizienten Kostengrenze angesiedelt ist. Dies widerspricht jedoch regelmäßig den Datensätzen (vgl. *Berger und Humphrey, 1991*).

Einen völlig anderen Zugang zur Messung von X-Ineffizienz bietet die Methode der „data envelopment analysis“ (DEA). Hier wird mit Hilfe der linearen Programmierung eine stückweise lineare Funktion bestimmt, die die Kosten der effizientesten Unternehmen verbindet. Unternehmen, die oberhalb dieser Kostengrenze liegen, sind ineffizient, was sich durch ein geeignet definiertes Abstandsmaß messen läßt. Man beachte jedoch, daß hierbei die Phänomene Zufall und Meßfehler völlig ausgeklammert bleiben. Jede Kostenänderung wird als Änderung der Effizienz angesehen (vgl. *Ferrier und Lovell, 1990*, zu einem Vergleich von stochastischem Ansatz und DEA mit US-Daten).

In jüngerer Zeit schlugen *Berger und Humphrey (1991)* eine weitere Vorgehensweise zur Schätzung von X-Ineffizienz vor. Sie ersetzen dabei die Ad-hoc-Annahmen der zuvor bekannten Ansätze durch eigene, intuitiv

tiv eingängigere Annahmen. Bestimmt wird eine Kostenfunktion für das Quartil im Datensatz, dessen Banken die niedrigsten Durchschnittskosten haben. *Berger und Humphrey (1991)* interpretieren das Schätzergebnis als „dicke Kostengrenze“ („thick frontier“), von der sie annehmen, daß darin die überdurchschnittlich kosteneffizienten Unternehmen enthalten sind. Analog wird eine Kostenfunktion für das Quartil mit den höchsten Durchschnittskosten geschätzt. Die Differenz zwischen diesen beiden Kostenfunktionen wird aufgespalten in Marktfaktoren, die durch Unterschiede in den exogenen Variablen erklärt werden, und ein X-Ineffizienz-Residuum, das dann noch weiter in verschiedene Arten von Ineffizienz zu zerlegen ist. Diese Vorgehensweise basiert auf der impliziten Annahme, daß Abweichungen von den geschätzten Kosten innerhalb eines Quartils Zufall und Meßfehler widerspiegeln, während Abweichungen zwischen den beiden betrachteten Quartilen die Konsequenz von Marktfaktoren und Ineffizienz sind (vgl. für eine Darstellung der Vorzüge dieser Annahmen gegenüber denen anderer Ansätze *Berger und Humphrey, 1991, S. 121f.*).

In der vorliegenden Arbeit folgen wir *Berger und Humphrey (1991)* und bestimmen Kostenfunktionen für das Quartil mit den niedrigsten und für jenes mit den höchsten Kosten. Wir verwenden den Quotienten aus Gesamtkosten und Bilanzsumme zur Klassifikation der Genossenschaftsbanken im Datensatz und bilden zwei Gruppen (zu einem etwas anderen Vorgehen siehe *Berger und Humphrey, 1992*):

- Die Bankengruppe *n*, bestehend aus dem Quartil der Institute mit den niedrigsten Durchschnittskosten.
- Die Bankengruppe *h*, bestehend aus dem Quartil der Institute mit den höchsten Durchschnittskosten.

Diese Vorgehensweise zur Bildung der Gruppen *n* und *h* ist nicht unproblematisch, da die zur Selektion herangezogenen Kostenunterschiede eventuell durch nicht berücksichtigte Variablen – z.B. Standortfaktoren, wie räumliche Nähe zu Kunden und Konkurrenten, oder Produktqualitäten, wie Betreuungsintensität – erklärt werden können². Leider erlauben es die Beschränkungen des Datensatzes nicht, in sinnvoller Weise für diese Effekte zu kontrollieren. Allerdings haben entsprechende Überprüfungen in der Arbeit von *Berger und Humphrey (1991)* die Robustheit der gewählten Vorgehensweise bestätigt.

Geschätzt wird je eine Kostenfunktion für die Quartile *n* und *h*. Innerhalb dieser Gruppen existieren – identisch definierte – Größenklassen

² Hierauf wies zu Recht der anonyme Gutachter hin.

$k = 1, \dots, K$. X_k^q , $q = n, h$, sei der Vektor der Mittelwerte der exogenen Variablen der Banken der Klasse k im Quartil q . Auf der Grundlage der geschätzten Kostenfunktionen $\hat{C}^q(X_k^q)$, $q = n, h$, werden die geschätzten Durchschnittskosten \hat{c}_k^q der Klasse k im Quartil q als Quotient aus geschätzten Kosten und Bilanzsumme ermittelt, d.h. $\hat{c}_k^q = \hat{C}^q(X_k^q)/B_k^q$, wobei B_k^q der Mittelwert der Bilanzsummen in der Klasse k im Quartil q ist. Berechnet wird dann die Differenz

$$(1) \quad \Delta_k = (\hat{c}_k^h - \hat{c}_k^n) / \hat{c}_k^n.$$

Δ_k als Maß der gesamten Ineffizienz der Klasse k im Quartil h gibt an, um wieviel die Stückkosten der Klasse k im Quartil h relativ höher liegen als im Quartil n . Diese Größe wird in eine strukturbestimmte und eine durch X-Ineffizienz verursachte Komponente aufgespalten. Zur Ermittlung der Strukturkomponente greifen wir auf die exogenen Variablen des Schätzansatzes zurück: Es wird angenommen, daß die Zusammensetzung der Outputs, die Inputpreise sowie die Zahl der Niederlassungen nicht oder zumindest nicht kurzfristig vom Management beeinflusst werden können. Seien $\hat{c}_k^{h*} = \hat{C}^n(X_k^h)/B_k^h$ die hypothetischen Stückkosten für Klasse k im Quartil h , die sich ergäben, wenn diese Banken statt dessen die effiziente Technologie des Quartils n verwenden würden. Die Größe

$$(2) \quad M_k = (\hat{c}_k^{h*} - \hat{c}_k^n) / \hat{c}_k^n$$

mißt dann den Teil von Δ_k , der von diesen strukturbestimmten Einflüssen verursacht wird. Die Differenz

$$(3) \quad X_k = \Delta_k - M_k = (\hat{c}_k^h - \hat{c}_k^{h*}) / \hat{c}_k^n$$

schließlich liefert ein Maß für die X-Ineffizienz der Klasse k . Es handelt sich um den Teil der relativen Differenz in den Durchschnittskosten, der nicht durch die Faktoren Outputmix, Faktorpreise und Zahl der Niederlassungen zu erklären ist.

In der Literatur zur X-Ineffizienz wird die Unterscheidung zwischen allokativer und technischer Ineffizienz betont, wobei der zuletzt genannten die weitaus größere quantitative Bedeutung zugesprochen wird (vgl. z.B. *Leibenstein, 1976, Kap. 3*, speziell für Banken siehe *Berger und Humphrey, 1991*). Auf *Farrell (1957)* geht eine Zerlegung der X-Ineffizienz in diese beiden Komponenten zurück, die sich anhand der Abbildung 1 verdeutlichen läßt: Das Unternehmen produziere im Punkt A die zur Isoquante y gehörende Outputmenge. OA/OB mißt dann die techni-

sche Ineffizienz des Punktes A, OB/OC die alloкатive Ineffizienz und das Produkt der beiden Ineffizienzen die gesamte X-Ineffizienz OA/OC.

Kopp und Diewert (1982) übertragen dieses Vorgehen auf eine Kostenfunktion. Dabei müssen die Koordinaten, d.h. die zugehörigen Inputmengen, der Punkte A, B, C und E aus den Daten erschlossen werden. Punkt A mit den Inputs x_i^A ist unmittelbar aus den Daten beobachtbar³. Der effiziente Punkt E ergibt sich zu gegebenem Output y und gegebenem Faktorpreisvektor w mit *Shephard's Lemma* aus der geschätzten Kostenfunktion für die Gruppe n , d.h. $x_i^E = \partial C^n(y, w) / \partial w_i$. Um Punkt C zu ermitteln, sind zwei Bedingungen zu beachten: C liegt zum einen auf dem Fahrstrahl OA, d.h., die Faktorproportionen in C sind identisch zu denen in A. Zum anderen liegt C zu gegebenen Faktorpreisen w auf der durch E verlaufenden Kostenebene, d.h., die Kosten von x^C sind identisch zu denen von x^E . Zusammen impliziert dies $x_i^C = (C^n(y, w) / (w' x^A)) \cdot x_i^A$.

Etwas größeren Aufwand erfordert die Bestimmung von Punkt B. Da B auf der effizienten Kostengrenze liegt, muß es einen Faktorpreisvektor w^B derart geben, daß gilt

$$(4) \quad x_i^B = \partial C^n(y, w^B) / \partial w_i^B.$$

Weiterhin liegt B auf dem Fahrstrahl OA, d.h., die Faktorproportionen sind identisch zu denen in A, und somit

$$(5) \quad x^B = \lambda \cdot x^A.$$

Für N Faktoren liefern (4) und (5) $2N$ Gleichungen in den $2N+1$ Unbekannten x^B , w^B und λ . (5) läßt sich durch Division durch die erste Komponente des Vektors auf der linken bzw. rechten Seite umschreiben in $N-1$ Gleichungen:

$$(6) \quad x_j^B / x_1^B = x_j^A / x_1^A, \quad j = 2, \dots, N$$

Da für die Inputentscheidungen nur relative Faktorpreise relevant sind, kann ein Preis auf Eins normiert werden. Wird dies für w_N^B in (4) getan, so erhält man N Gleichungen

$$(7) \quad x_i^B = \partial C^n(y, w_1^B / w_N^B, w_2^B / w_N^B, \dots, w_{N-1}^B / w_N^B, 1) / \partial w_i^B$$

³ Auf das Subskript k kann hier zur Vereinfachung der Notation verzichtet werden.

(6) und (7) bilden zusammen ein nicht-lineares System von $2N-1$ Gleichungen in den Variablen x_1^B, \dots, x_N^B und $w_1^B/w_N^B, \dots, w_{N-1}^B/w_N^B$, das mit einem numerischen Verfahren gelöst werden kann.

Auf *Zieschang (1983)* geht eine Vereinfachung dieses numerischen Problems auf $N-1$ Gleichungen zurück. Gleichsetzen von (4) und (5) liefert unter Berücksichtigung der Normierung der Faktorpreise das System

$$(8) \quad \partial C^n(y, w_1^B/w_N^B, w_2^B/w_N^B, \dots, w_{N-1}^B/w_N^B, 1)/\partial w_i^B - \lambda x_i^A = 0$$

von N Gleichungen in den N Unbekannten $w_1^B/w_N^B, \dots, w_{N-1}^B/w_N^B$ und λ . Auflösen der N .ten Gleichung von (8) nach λ , Einsetzen in die verbleibenden $N-1$ Gleichungen und Dividieren durch $\partial C^n/\partial w_N^B$ führt auf das System

$$(9) \quad \frac{\partial C^n(y, w_1^B/w_N^B, w_2^B/w_N^B, \dots, w_{N-1}^B/w_N^B, 1)/\partial w_i^B}{\partial C^n(y, w_1^B/w_N^B, w_2^B/w_N^B, \dots, w_{N-1}^B/w_N^B, 1)/\partial w_N^B} - \frac{x_i^A}{x_N^A} = 0$$

von $N-1$ Gleichungen in den Unbekannten $w_1^B/w_N^B, \dots, w_{N-1}^B/w_N^B$. Sind diese relativen Faktorpreise numerisch bestimmt, so lassen sich durch Einsetzen in die partiellen Ableitungen der Kostenfunktion C^n die Inputmengen x_i^B errechnen.

Aus der Kenntnis von A, B und C kann schließlich die Zerlegung der X-Ineffizienz in die Komponenten technische und allokativer Ineffizienz berechnet werden. Hierzu greift man auf die oben erwähnten Streckenverhältnisse OA/OC, OA/OB und OB/OC zurück.

Als Alternative zu diesem Vorgehen findet sich in der Literatur eine faktororientierte Zerlegung der X-Ineffizienz. Hierzu werden die Kosten pro DM Bilanzsumme nach Faktoren disaggregiert. Wir berechnen

$$(10) \quad X_k^i = \frac{w_{i,k}^h x_{i,k}^A / B_k^h - w_{i,k}^h x_{i,k}^E / B_k^h}{X_k \hat{c}_k^n}$$

Für den Faktor i einer Bank in Größenklasse k werden im Zähler die Faktorkosten pro DM Bilanzsumme verglichen, die sich bei Produktion in Punkt A und in Punkt E ergäben. Aus (3) ist offensichtlich, daß der Nenner die Differenz der Durchschnittskosten enthält, die nicht durch exogene Faktoren erklärt werden kann. Insgesamt liefert dies faktorbezogene Maße X_k^i der X-Ineffizienz, die sich zu Eins addieren.

2. Messung von Größen- und Verbundvorteilen

Eine Bank kann überhöhte Kosten auch deshalb haben, weil sie bestehende Größen- und Verbundvorteile nicht nutzt. Um dies zu beurteilen, sind die Abweichungen von der durch die Minimalkostenfunktion gegebenen optimalen Unternehmensgröße und optimalen Outputstruktur zu bestimmen.

In den Arbeiten von *Lang und Welzel (1994a, 1994b)* galt das Interesse in erster Linie den Größen- und Verbundvorteilen der bayerischen Genossenschaftsbanken. Dabei wurden moderate „economies of scale“ und „economies of scope“ für alle Größenklassen des Datensatzes identifiziert. In der vorliegenden Arbeit, die sich auf die Berechnung und Zerlegung von X-Ineffizienz konzentriert, erscheint es aus zwei Gründen bedeutsam, die Frage der Größen- und Verbundvorteile noch einmal aufzugreifen:

- Zum einen ist zu klären, welche Werte sich für die Größen- und Verbundvorteile ergeben, wenn – anders als in *Lang und Welzel (1994a, 1994b)* – für das Auftreten von X-Ineffizienz kontrolliert wird.
- Zum anderen ist das Kosteneinsparungspotential aus der Nutzung von Größen- und Verbundvorteilen dem aus der Beseitigung von X-Ineffizienz gegenüberzustellen. Dies kann zur Beantwortung der sowohl unternehmens- als auch wirtschaftspolitisch relevanten Frage beitragen, ob Banken eher durch Anpassung ihrer Größe und ihrer Outputstruktur oder durch Verbesserung ihres Managements kosteneffizienter werden können.

Ein Maß zur Bestimmung von Größenvorteilen bei Mehrproduktunternehmen ist die „ray scale elasticity“ (*RSCE*), die bei M Outputs definiert ist als

$$(11) \quad RSCE(y, w) = \left. \frac{\partial \ln C(\lambda y, w)}{\partial \ln \lambda} \right|_{\lambda=1} = \sum_{m=1}^M \frac{\partial \ln C(y, w)}{\partial \ln y_m} = \sum_{m=1}^M \frac{\partial C(y)}{\partial y_m} \frac{y_m}{C(y)}.$$

Gemessen wird die relative Kostenänderung als Folge von relativen Änderungen der Ausbringungsmengen, wobei unterstellt wird, daß sich alle Outputs proportional verändern (für die Verwendung anderer Maße vgl. *Lang und Welzel, 1994a, 1994b*). $1/RSCE$ ist ein Maß der Skalenelastizität. 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.

In Anbetracht der in der Literatur vorgebrachten kritischen Einwände gegen die Verwendung des klassischen Maßes für Verbundvorteile (vgl. z.B. *Lang und Welzel, 1994a*) greifen wir auf ein von *Kolari und Zardkoohi (1987)* entwickeltes modifiziertes Maß zurück⁴:

$$(12) \quad MSCOPE_T(y^{k_2}, y^{k_1}) = \left[\left(C(y_T^{k_2}, y_{-T}^{k_1}) - C(y_T^{k_1}, y_{-T}^{k_1}) \right) + \left(C(y_T^{k_1}, y_{-T}^{k_2}) - C(y_T^{k_1}, y_{-T}^{k_1}) \right) - \left(C(y_T^{k_2}, y_{-T}^{k_2}) - C(y_T^{k_1}, y_{-T}^{k_1}) \right) \right] \cdot \left[C(y_T^{k_2}, y_{-T}^{k_2}) - C(y_T^{k_1}, y_{-T}^{k_1}) \right]^{-1}.$$

Den Ausgangspunkt bilden eine (größere) Bank k_2 und eine (kleinere) Bank k_1 , wobei beide die durchschnittliche Bank ihrer jeweiligen, benachbarten Größenklasse sind. T und $-T$ sind Indexmengen der Form $T = \{i\}$, mit $i \in \{1, \dots, N\}$, $-T = \{1, \dots, N\} \setminus T$. $y_T^{k_2}$ ($y_{-T}^{k_1}$) ist der Outputvektor von Bank k_2 (k_1), in dem alle nicht zur Indexmenge T gehörenden Outputs auf Null gesetzt sind. Analog werden in $y_{-T}^{k_2}$ ($y_{-T}^{k_1}$) die zur Indexmenge T gehörenden Outputs auf Null gesetzt. Ist $MSCOPE_T$ größer (kleiner) Null, so ist die Differenz zwischen den Outputvektoren y^{k_2} und y^{k_1} innerhalb einer Bank zu niedrigeren (höheren) Kosten herzustellen als in mehreren spezialisierten Banken. Werden auf diese Weise Nachteile der Verbundproduktion identifiziert, so hat eine Bank k_1 , die nur die in T oder in $-T$ enthaltenen Outputs ausdehnt, einen Kostennachteil gegenüber einer Bank k_2 oder gegenüber einer anderen Bank k_1 , die ihre Outputs entsprechend den von Bank k_2 vorgegebenen Proportionen ausdehnt.

Als weiteres Maß der Verbundvorteile verwenden wir die von *Berger et al. (1987)* vorgeschlagene Expansionspfad-Subadditivität („expansion path subadditivity“, *EPSUB*). Den Ausgangspunkt bilden wiederum eine (größere) Bank k_2 und eine (kleinere) Bank k_1 . Definiert man den Output einer fiktiven Bank k_Δ als Differenz ($y^{k_2} - y^{k_1}$) der Outputs von k_2 und k_1 , so ist das Maß gegeben durch

$$(13) \quad EPSUB(y^{k_2}, y^{k_1}, w^{k_2}, w^{k_1}) = \frac{C(y^{k_1}, w^{k_1}) + C(y^{k_\Delta}, w^{k_2}) - C(y^{k_2}, w^{k_2})}{C(y^{k_2}, w^{k_2})}.$$

Gemessen wird der relative Anstieg bzw. Rückgang der Kosten, wenn die Produktion von k_2 auf die Bank k_1 und ihre Komplementärbank k_Δ

⁴ Die Faktorpreisvektoren sind zur Vereinfachung der Notation nicht angegeben.

aufgeteilt wird. Positive (negative) Werte von *EPSUB* zeigen deshalb einen Vorteil (Nachteil) der Verbundproduktion an.

III. Datensatz und ökonomisches Vorgehen

1. Datensatz

Dieser Studie liegen Bilanz- und Erfolgszahlen 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 Bilanzsummen im Bereich von DM 7,5 Mio. bis DM 2,6 Mrd. bei einem Mittelwert von DM 169 Mio. und einem Median von DM 110 Mio. 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. *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*)⁵. Tabelle 1 enthält statistische Kennziffern zum verwendeten Datensatz.

⁵ An der üblichen Umsetzung des Intermediationsansatzes kritisierten jüngst *McAllister und McManus (1993)* die fehlende Berücksichtigung von Portfolio-Aspekten. Aus überlegenen Möglichkeiten der Risikodiversifikation dürfte größeren Banken aufgrund des damit verbundenen relativ geringeren Einlagenbedarfs ein Kostenvorteil gegenüber kleineren Wettbewerbern entstehen.

Tabelle 1
Beschreibung des Datensatzes

Variable	Bedeutung	Mittelwert	Std.-Abw.	Minimum	Maximum
<i>C</i>	Gesamtkosten (Mio. DM)	9,03	11,66	0,41	177,55
w_1	Einlagenpreis (%)	5,66	0,49	3,57	8,34
w_2	Arbeitspreis (TDM/Jahr)	77,81	9,44	37,22	132,97
w_3	Kapitalpreis (%)	16,78	5,05	7,93	81,89
s_1	Kostenanteil Einlagen (%)	71,14	4,59	32,49	86,95
s_2	Kostenanteil Arbeit (%)	23,62	3,68	10,27	55,26
s_3	Kostenanteil Kapital (%)	5,24	1,97	0,78	13,94
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 Aktiva (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
<i>br</i>	Anzahl Niederlassungen	6,07	5,65	1	39
<i>fusion</i>	Fusionsdummy	0,18	0,38	0	1

Gesamtzahl der beobachteten Institute: 764

Als Inputfaktoren (x_1, x_2, x_3) werden Einlagen, Arbeit und (Real-) Kapital betrachtet. Der Preis des Inputfaktors Einlagen wird dabei mittels Division der Zinsaufwendungen durch die Einlagensumme ermittelt. 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. Beim Kapitalpreis arbeiten wir mit dem Konzept der „user costs of capital“ und berechnen w_3 als Summe von Abschreibungsrate und Opportunitätskosten. Der Abschreibungssatz wird unternehmensspezifisch aus den Afa-Aufwandspositionen und dem bilanziellen Anlagevermögen errechnet, die Opportunitäts-

kosten aus entgangenem Zins für Kredite abzüglich der erwarteten Wertsteigerung für Kapitalgüter. Dieser Erwartungswert wird einheitlich mit dem Anstieg des Erzeugerpreises für Investitionsgüter angesetzt. Das Anlagevermögen der einzelnen Kreditinstitute verwenden wir als Mengengröße für den physischen Kapitaleinsatz. Die Gesamtkosten der Produktion errechnen sich schließlich als Summe über $w_i x_i$, $i = 1, 2, 3$.

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, wobei das weitaus größte Gewicht dem Wertpapierbestand zukommt. 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, 1993, S. 367*). Alle sonstigen Outputmengen nehmen ausschließlich Werte größer als Null an, so daß dieses Vorgehen für Belange der Schätzung vertretbar erscheint⁶.

Dem üblichen Vorgehen in der Literatur folgend, unterteilen wir den Datensatz in Größenklassen. Tabelle 2 enthält die in bezug auf die Bilanzsumme definierten Größenklassen, ihre Besetzung im vollen Datensatz sowie ihre Besetzung innerhalb der Gruppe n der Banken mit den niedrigsten Durchschnittskosten, die zur Schätzung der effizienten Kostengrenze C^n herangezogen werden.

2. Ökonometrische Spezifikation

Wir schätzen eine Kostenfunktion vom Translog-Typ mit den zuvor dargestellten drei Inputs und sechs Outputs sowie der Zahl der Niederlassungen br und einem Fusionsdummy $fusion$ als weiteren erklärenden

⁶ 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	davon „cost frontier“ Banken
Klasse 1	0	25 Mio.	17	11
Klasse 2	> 25 Mio.	40 Mio.	72	30
Klasse 3	> 40 Mio.	60 Mio.	97	32
Klasse 4	> 60 Mio.	80 Mio.	97	31
Klasse 5	> 80 Mio.	100 Mio.	65	17
Klasse 6	> 100 Mio.	150 Mio.	141	28
Klasse 7	> 150 Mio.	200 Mio.	86	11
Klasse 8	> 200 Mio.	250 Mio.	48	11
Klasse 9	> 250 Mio.	350 Mio.	67	9
Klasse 10	> 350 Mio.		74	10

Variablen zusammen mit Faktoranteilsleichungen für zwei der drei Faktoren (für Details vgl. *Lang und Welzel, 1994a*):

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

Der Fusionsdummy nimmt immer dann den Wert Eins an, wenn ein Kreditinstitut in der jüngeren Vergangenheit mit zumindest einer anderen Bank fusioniert hat. Mit dieser Hilfsvariablen soll für kurzfristige Ungleichgewichte kontrolliert werden, die möglicherweise mit dem Fusionsvorgang verbunden sind. Zu denken ist dabei insbesondere an die

Kosteneffekte der Anpassung der Organisationsstruktur sowie an die Harmonisierung der Bilanzpolitik. Schlußfolgerungen über den durchschnittlichen Erfolg der Fusionen im Genossenschaftsbankensektor sollten nach unserer Auffassung jedoch nicht aus dem Schätzwert des Parameters e_0 gezogen werden, da längerfristige Effizienzeffekte von Fusionen mit der hier angewandten Methodik und der Beschränkung auf ein Beobachtungsjahr nicht adäquat erfaßt werden können.

Die theoretisch begründeten Parameterrestriktionen der Symmetrie und der Linearhomogenität in den Inputpreisen werden den Gleichungen auferlegt. Das System von „seemingly unrelated regression equations“ (SURE) wird mit dem auf *Zellner (1962)* zurückgehenden iterativen SURE-Schätzer geschätzt, der für normalverteilte Fehler einem ML-Schätzer entspricht.

IV. Empirische Ergebnisse

Tabelle A-1 im Anhang enthält die Ergebnisse der iterativen Schätzung des SURE-Systems (14) für die 190 Banken der Gruppe n . Die geschätzten Parameter sind großenteils hoch signifikant. Der Bestimmtheitskoeffizient für die Kostenfunktion selbst ist sehr hoch. Bei den Kostenanteilsleichungen für Einlagen und Arbeit liegt das Bestimmtheitsmaß hingegen niedriger.

In einem nächsten Schritt wurde untersucht, inwieweit die geschätzte Kostenfunktion den von der mikroökonomischen Theorie bekannten Wohlverhaltensanforderungen gerecht wird. Tabelle A-2 stellt für alle 764 Genossenschaftsbanken des Datensatzes die Anzahl der festgestellten Verletzungen der Zahl der maximal möglichen Verletzungen für unterschiedliche Kriterien gegenüber. Es ergeben sich im Vergleich zu anderen Bankenstudien (vgl. z.B. *Sheldon, 1993*) sehr zufriedenstellende Resultate, auch wenn die Qualität etwas hinter der bei *Lang und Welzel (1994a)* erreichten zurückbleibt.

Tabelle 3 enthält gemäß (1) - (3) die gesamte Ineffizienz Δ_k , sowie deren Komponenten strukturbedingte Ineffizienz M_k und X-Ineffizienz X_k . Es zeigt sich zunächst das erhebliche Ausmaß an Ineffizienz: Die Banken der – am wenigsten effizienten – Gruppe h haben Kosten pro DM Bilanzsumme, die im allgemeinen um gut 20 %, bei der kleinsten und der größten Klasse sogar um über 30 % oberhalb der Kosten der – effizientesten – Gruppe n liegen. Weiterhin stellt sich heraus, daß X-Ineffizienz im Vergleich zur strukturbedingten Ineffizienz das größere Problem

ist⁷. Die Werte für die gesamte Ineffizienz unterscheiden sich nur wenig von denen bei *Berger und Humphrey (1991)*, jedoch hat dort die strukturbedingte Ineffizienz mit durchschnittlich unter 3% ein sehr geringes Gewicht.

Tabelle 3
Gesamte, strukturbedingte und X-Ineffizienz

Größenklasse	Δ_k (%)	M_k (%)	X_k (%)
Klasse 1	39,6	18,7	20,9
Klasse 2	22,8	8,0	14,8
Klasse 3	20,5	6,8	13,7
Klasse 4	27,0	10,6	16,4
Klasse 5	23,1	9,0	14,1
Klasse 6	22,2	8,3	13,9
Klasse 7	23,9	10,9	13,0
Klasse 8	22,1	7,3	14,8
Klasse 9	22,3	7,1	15,2
Klasse 10	30,8	11,2	19,6

Tabelle 4 enthält Prozentwerte für die zwei zuvor dargestellten Arten der Zerlegung der gemessenen X-Ineffizienz. Zum einen findet eine Aufspaltung in die technische Ineffizienz T_k und in die allokativen Ineffizienz A_k statt. Zum anderen wird faktorbezogen in die Anteile X_k^i , $i = 1,2,3$ für Einlagen, Arbeit und Realkapital aufgespalten. Die Werte in den Spalten 2 und 3 sowie in den Spalten 4 bis 6 der Tabelle 4 addieren sich zu 100. Wie in der Studie von *Berger und Humphrey (1991)* ergibt sich ein sehr deutliches Übergewicht der technischen gegenüber der allokativen Ineffizienz. Mit Blick auf die Abbildung 1 bedeutet dies, daß Punkt B und C relativ nahe beieinander liegen, während Punkt A sehr weit von beiden entfernt ist. Weiterhin stellen wir fest, daß allokativen Ineffizienz eine um so geringere Rolle spielt, je größer die Banken sind. Die größeren Institute im Datensatz sind demnach besser in der Lage, ihre Faktorein-

⁷ Vergleicht man die Banken der Quartile 2 und 3 mit den Banken der Gruppe n , so liegt die gesamte Ineffizienz im Bereich von 7 - 17%, wobei wiederum die kleinste und die größte Größenklasse einen Ausreißer nach oben liefern. Für die Banken dieser beiden Quartile ist die strukturbedingte Ineffizienz etwas größer als die X-Ineffizienz.

satzrelationen bestmöglich an die Faktorpreisrelationen anzupassen. Betrachtet man schließlich die faktorbezogene Zerlegung der X-Ineffizienz, stellt man fest, daß die X-Ineffizienz in allen Größenklassen zu mehr als der Hälfte auf den ineffizienten Einsatz des Faktors Arbeit zurückzuführen ist. Die Kundeneinlagen werden dagegen – berücksichtigt man den hohen Faktorkostenanteil – nahezu optimal geführt.

Tabelle 4
Zerlegung der X-Ineffizienz

Größenklasse	T_k (%)	A_k (%)	X_k^1 (%)	X_k^2 (%)	X_k^3 (%)
Klasse 1	95,4	4,6	19,6	55,6	24,8
Klasse 2	94,6	5,4	21,3	52,6	26,1
Klasse 3	96,1	3,9	21,2	55,3	23,5
Klasse 4	94,5	5,5	18,8	56,3	24,9
Klasse 5	95,9	4,1	19,0	57,0	24,0
Klasse 6	96,2	3,8	16,9	58,6	24,5
Klasse 7	97,0	3,0	20,7	56,6	22,7
Klasse 8	97,4	2,6	19,5	60,1	20,4
Klasse 9	97,6	2,4	20,8	58,9	20,3
Klasse 10	98,1	1,9	29,8	53,0	17,2

Nach der Analyse der Ineffizienz soll nun in Tabelle 5 ein Blick auf die Größen- und Verbundvorteile der bayerischen Genossenschaftsbanken geworfen werden.

Für Tabelle 5 wurde die für die Banken der Gruppe n geschätzte Kostenfunktion auf alle Banken des Datensatzes angewandt⁸. Auf diese Weise kontrollieren wir für das Auftreten von Ineffizienz und können die Frage beantworten, wie bei den bayerischen Genossenschaftsbanken die Größen- und Verbundvorteile aussähen, wenn alle Institute effizient produzieren würden.

⁸ Aufgrund der Definition von *MSCOPE* und *EPSUB* können keine Ergebnisse für die Klasse 1 ausgewiesen werden. Dies gilt auch für die Klasse 9, da die durchschnittliche Bank dieser Klasse nicht bei allen Outputs größer war als die durchschnittliche Bank in Klasse 8.

Tabelle 5: Größen- und Verbundvorteile

Größenklasse	RSCE	MSCOPE ₁	MSCOPE ₂	MSCOPE ₃	MSCOPE ₄	MSCOPE ₅	MSCOPE ₆	EPSUB
Klasse 1	0,9694	-	-	-	-	-	-	-
Klasse 2	0,9606	0,0100	0,0106	0,0183	0,0218	0,0191	0,0277	-0,0058
Klasse 3	0,9526	0,0362	0,0428	0,0657	0,0696	0,0636	0,0663	-0,0141
Klasse 4	0,9474	0,0190	0,0147	0,0404	0,0420	0,0341	0,0379	-0,0045
Klasse 5	0,9404	0,0307	0,0405	0,0606	0,0614	0,0559	0,0575	-0,0019
Klasse 6	0,9346	0,0095	0,0188	0,0334	0,0390	0,0276	0,0323	0,0428
Klasse 7	0,9268	0,0316	0,0438	0,0785	0,0682	0,0592	0,0627	0,0041
Klasse 8	0,9234	0,0322	0,0344	0,0640	0,0630	0,0566	0,0578	0,0081
Klasse 9	0,9164	-	-	-	-	-	-	-
Klasse 10	0,9042	-0,0003	0,0223	0,1093	0,0800	0,0587	0,0486	0,0041

Es ergeben sich auf der Basis der Maße *RSCE* und *MSCOPE* moderate Größen- und Verbundvorteile, die sich über alle Größenklassen erstrecken. Das globale Maß *EPSUB* hingegen zeigt für die unteren Größenklassen geringe Nachteile der Verbundproduktion an. Das in der US-Literatur vielfach belegte Umschlagen von Größenvorteilen in Größennachteile ab einer bestimmten Einlagen- oder Bilanzsumme tritt bei den bayerischen Genossenschaftsbanken nicht auf. Vielmehr beobachten wir im Datensatz sogar, daß die größeren Banken etwas niedrigere Werte beim Maß *RSCE* aufweisen. Aufgrund der fehlenden Repräsentativität der Daten, die in den weit unterdurchschnittlichen Bankgrößen zum Ausdruck kommt, kann allerdings nicht entschieden werden, ob generell im deutschen Kreditgewerbe keine Größennachteile auftreten oder ob diese nur im Vergleich zu den USA bei einer deutlich höheren Bilanz- oder Einlagensumme einsetzen⁹.

Viele Studien aus den achtziger Jahren zu Größen- und Verbundvorteilen im Bankensektor können kritisiert werden, weil sie das Auftreten von Ineffizienz ignorieren. In der vorliegenden Arbeit ist eine Abschätzung darüber möglich, welcher Fehler entsteht, wenn nicht nur die effizientesten, sondern alle Banken zur Schätzung einer „cost frontier“ herangezogen werden. Tabelle A-3 im Anhang enthält die Maße für Größen- und Verbundvorteile, die sich auf der Grundlage einer – gemeinsamen – Kostenfunktion für alle 764 Banken des Datensatzes ergeben.

Ein Vergleich von Tabelle 5 mit Tabelle A-3 weist auf nur geringfügige Unterschiede hin. In beiden Fällen ergeben sich mit *RSCE* leichte Größenvorteile, wobei die Schätzung auf Basis der Banken der Gruppe n eine positive Korrelation von Unternehmensgröße und Skalenvorteilen liefert, während bei der konventionellen Kostenfunktion kein Zusammenhang erkennbar ist. Auch der Vergleich der Maße *MSCOPE* liefert kaum einen Hinweis auf abweichende Resultate der Vorgehensweisen. In beiden Fällen ergeben sich fast ausschließlich moderate Verbundvorteile. Auffällig ist allenfalls die Divergenz beim *EPSUB*-Maß. Die Differenz in den Absolutwerten ist jedoch relativ gering, da in beiden Fällen Werte nahe bei Null gemessen werden. Zumindest für den vorliegenden Datensatz erscheint deshalb die Schlußfolgerung zulässig, daß der Fehler, den man bei der Schätzung von Größen- und Verbundvorteilen begeht, wenn nicht für das Vorliegen von Ineffizienz kontrolliert wird, sehr gering ist.

⁹ Der Umstand, daß die durchschnittliche Größe deutscher Banken deutlich über der durchschnittlichen Größe amerikanischer Banken liegt, läßt sich zumindest als Indiz dafür werten, daß die optimale Bankgröße in der Bundesrepublik über der in den USA liegt.

Dies bestätigt das Vorgehen und die Ergebnisse von *Lang und Welzel (1994a, 1994b)*, weicht jedoch leicht von Resultaten für den US-amerikanischen Bankenmarkt ab, wo für die Größenvorteile ebenfalls nur geringfügige Differenzen, für Verbundvorteile jedoch deutliche Abweichungen festgestellt wurden (vgl. *Berger et al., 1993a*).

In der Literatur wird darauf hingewiesen, daß die Kosteneinsparungspotentiale aus einer Beseitigung der X-Ineffizienz klar diejenigen aus der Erreichung der optimalen Unternehmensgröße der Banken dominieren (vgl. z.B. *Berger et al., 1993a, S. 228*). Dies belegt die Bedeutung einer um Kosteneffizienz im Inneren bemühten Managementstrategie gegenüber einer Strategie des internen oder externen Wachstums. Für die Genossenschaftsbanken konnten wir das Vorliegen moderater Größenvorteile in allen Größenklassen ebenso belegen wie das Auftreten von X-Ineffizienz in beträchtlichem Ausmaß. Wir stellten dann die Frage, um wieviel die Banken der Gruppe h wachsen müßten, um durch die Realisierung von Größenvorteilen den Kostennachteil aus X-Ineffizienz zu kompensieren. In Tabelle 6 ist das erforderliche Wachstum der Bilanzsumme ausgewiesen.

Tabelle 6
**Erforderliches Größenwachstum zur Kompensation
von X-Ineffizienz in der Gruppe h**

Größenklasse	Bilanzsumme muß sich erhöhen um den Faktor ...	Größenklasse	Bilanzsumme muß sich erhöhen um den Faktor ...
Klasse 1	23,4	Klasse 6	9,6
Klasse 2	13,6	Klasse 7	9,4
Klasse 3	10,4	Klasse 8	9,2
Klasse 4	14,0	Klasse 9	9,6
Klasse 5	11,3	Klasse 10	9,9

Berechnet wurden zunächst die Durchschnittskosten \hat{c}_k^h pro DM Bilanzsumme in der Gruppe h der ineffizientesten Banken auf der Basis der für diesen Teil des Datensatzes geschätzten Kostenfunktion. Würden diese Banken X-effizient produzieren, so hätten sie Durchschnittskosten in Höhe von \hat{c}_k^{h*} , die sich ergeben, wenn man die effiziente Technologie

der Gruppe n auf die exogenen Variablen der Gruppe h anwendet. Errechnet man, um wieviel die Größe – gemessen an der Bilanzsumme – der Banken h wachsen muß, damit die Durchschnittskosten bei gegebener Technologie von \hat{c}_k^h auf \hat{c}_k^{h*} absinken, so erhält man die in Tabelle 6 angegebenen Werte.

Es zeigt sich für alle Größenklassen, daß ein im Normalfall außerhalb des Erreichbaren liegendes Größenwachstum erforderlich wäre, um jene Kostenvorteile zu realisieren, die sich durch Beseitigung der X-Ineffizienz innerhalb der Bank in ihrer bestehenden Größe ergäben. Kostenmanagement im Inneren erscheint deshalb wichtiger als die Nutzung von Größenvorteilen durch Fusionen und Übernahmen.

V. Abschließende Bemerkungen

Im vorliegenden Beitrag konnte mit Daten von 764 bayerischen Genossenschaftsbanken für das Jahr 1992 die Kosteneffizienz dieser Banken bestimmt und in einzelne Komponenten zerlegt werden. Zur Anwendung kam der „thick frontier“-Ansatz von *Berger und Humphrey (1991)*. Es zeigte sich, daß die ineffizientesten Banken im Datensatz Kosten pro DM Bilanzsumme haben, die um mehr als 20 % über denen der effizientesten Banken liegen. X-Ineffizienz dominiert klar gegenüber strukturbedingter Ineffizienz, und innerhalb der X-Ineffizienz kommt der technischen Ineffizienz überragendes, der allokativen Ineffizienz hingegen – insbesondere bei den größeren Banken – nur verschwindend kleines Gewicht zu. Bei einer faktorbezogenen Zerlegung der X-Ineffizienz stellt sich heraus, daß der unwirtschaftliche Einsatz des Faktors Arbeit die größte Bedeutung besitzt. Weitere Berechnungen zeigten, daß für die Genossenschaftsbanken moderate Größen- und Verbundvorteile existieren, die jedoch in Anbetracht der vorhandenen Kosteneffizienz kaum ins Gewicht fallen. Dieses Ergebnis weckt Zweifel an der ökonomischen Rationalität der gerade im Bereich der Genossenschaftsbanken beobachteten Fusionswelle. Nach den Resultaten der vorliegenden Studie wäre das Management dieser Banken besser beraten, wenn es statt einer Strategie des externen Wachstums durch Übernahme und Fusion eine Strategie des strikten Kostenmanagements im Inneren verfolgen und auf diese Weise insbesondere die technische Ineffizienz reduzieren, d.h. eine Annäherung an die bestmögliche Produktionsweise realisieren würde. Um diese Schlußfolgerung zu untermauern, ist eine zukünftige Untersuchung erstrebenswert, in der analog z.B. *Rhoades (1993)* und *Shaffer (1993)* die Effizienzeffekte von Fusionen und Übernahmen explizit untersucht

werden und auch die Frage geprüft wird, inwieweit es bei solchen Zusammenschlüssen der effizienteren Bank gelingt, ihren Effizienzvorsprung auf das neu entstandene Institut zu übertragen. Allerdings ist zu beachten, daß mit dem externen Wachstum Wettbewerbsvorteile, z.B. durch Schaffung von mehr Marktmacht gegenüber Konkurrenten, verbunden sein können, die der hier verwendete Ansatz nicht erfaßt. Eine Erweiterung in diese Richtung müßte dem Vorgehen von *Berger et al. (1993b)* folgend eine Gewinnfunktion zugrundelegen, in der neben der Kostensituation auch die Absatzpreise berücksichtigt sind. Dies erfordert jedoch die Kenntnis der einzelnen Outputpreise, was für unseren Datensatz nicht gegeben ist. Interessanterweise stellt sich bei *Berger et al. (1993b)* heraus, daß die Ineffizienz bei gleichzeitiger Betrachtung von Kosten- und Erlössituation sogar noch größer wird. D.h., die Banken verhalten sich nicht nur hinsichtlich der Wahl ihrer Inputs, sondern auch bei ihren Outputentscheidungen suboptimal.

Anhang

Tabelle A-1

SURE-Schätzung für Gruppe n, 190 Beobachtungen

Parameter	Schätzwert	t-Wert	Parameter	Schätzwert	t-Wert
<i>Translog:</i>					
a_0	2,03200875	6,060***	g_{34}	-0,00267635	-0,746
a_1	0,64427846	16,973***	g_{35}	0,00045950	0,115
a_2	0,33995516	11,067***	g_{36}	0,00046540	1,116
a_3	0,01576638	0,739	b_{11}	0,02350800	1,409
b_1	0,16002070	1,967*	b_{12}	0,02244310	0,947
b_2	0,22717882	1,338	b_{13}	-0,02402165	-2,776***
b_3	0,13148446	2,955***	b_{14}	-0,04019274	-3,285***
b_4	0,23186054	3,012***	b_{15}	0,01685651	1,052
b_5	0,20331074	1,646	b_{16}	-0,00005479	-0,031
b_6	-0,00298436	-0,280	b_{22}	0,17194894	3,684***
a_{11}	0,18009500	19,396***	b_{23}	-0,04316199	-3,122***
a_{12}	-0,14366381	-18,419***	b_{24}	-0,12546705	-5,439***
a_{13}	-0,03643119	-8,241***	b_{25}	-0,03408189	-1,195
a_{22}	0,12270619	15,275***	b_{26}	0,00306482	1,070

(Fortsetzung Tabelle A-1)

Parameter	Schätzwert	t-Wert	Parameter	Schätzwert	t-Wert
a_{23}	0,02095761	5,016***	b_{33}	0,11339857	13,248***
a_{33}	0,01547358	3,569***	b_{34}	-0,02820125	-3,230***
g_{11}	0,00510092	0,797	b_{35}	-0,01741127	-2,024**
g_{12}	0,02541958	2,509**	b_{36}	-0,0012029 7	-1,219
g_{13}	0,01662733	4,110***	b_{44}	0,20491498	8,946***
g_{14}	0,00999884	1,513	b_{45}	-0,00502367	-0,320
g_{15}	-0,02788720	-3,812***	b_{46}	-0,00228419	-1,228
g_{16}	-0,00217644	-2,835***	b_{55}	0,02434451	1,015
g_{21}	-0,00167757	-0,321	b_{56}	0,00096011	0,467
g_{22}	-0,03219057	-3,902***	b_{66}	-0,00135518	-1,433
g_{23}	-0,01332029	-4,057***	c_0	0,02648290	2,790***
g_{24}	-0,00732249	-1,365	c_1	0,00653920	1,066
g_{25}	0,02742770	4,628***	d_1	-0,02635249	-5,515***
g_{26}	0,00171103	2,747***	d_2	0,02187312	5,623***
g_{31}	-0,00342334	-0,982	d_3	0,00447936	1,725*
g_{32}	0,00677099	1,222	e_0	0,01833805	2,453**
g_{33}	-0,00330704	-1,499			
\bar{R}^2	0,995		SSR	0,604	
<i>Anteil 1:</i>			<i>Anteil 2:</i>		
a_1	0,64427846	16,973***	a_2	0,33995516	11,067***
a_{11}	0,18009500	19,396***	a_{21}	-0,14366381	-18,419***
a_{12}	-0,14366381	-18,419***	a_{22}	0,12270619	15,275***
a_{13}	-0,03643119	-8,241***	a_{23}	0,02095761	5,016***
g_{11}	0,00510092	0,797	g_{21}	-0,00167757	-0,321
g_{12}	0,02541958	2,509**	g_{22}	-0,03219057	-3,902***
g_{13}	0,01662733	4,110***	g_{23}	-0,01332029	-4,057***
g_{14}	0,00999884	1,513	g_{24}	-0,00732249	-1,365
g_{15}	-0,02788720	-3,812***	g_{25}	0,02742770	4,628***
g_{16}	-0,00217644	-2,835***	g_{26}	0,00171103	2,747***
d_1	-0,02635249	-5,515***	d_2	0,02187312	5,623***
\bar{R}^2	0,474		\bar{R}^2	0,522	
SSR	0,224		SSR	0,146	

Die vorangegangene Tabelle enthält die Ergebnisse der iterativen Schätzung des SURE-Systems von Translog-Kostenfunktion und zwei Kostenanteilsleichungen. Konvergenz wurde nach fünf Schritten erzielt. Alle Berechnungen erfolgten mit Gauss 386-i VM, Version 3.01. *, ** bzw. *** kennzeichnet ein Signifikanzniveau von 10 %, 5 % bzw. 1 %.

Tabelle A-2
Wohlverhalten der Kostenfunktion

	tatsächliche Verletzungen	mögliche Verletzungen
<i>Monotonie im Output:</i>	542	4584
<i>Monotonie in Inputpreisen:</i>	0	2292
<i>Konkavität in Inputpreisen:</i>	146	764
<i>Negative Eigenpreiselastizität:</i>	120	2292

Tabelle A-3
Größen- und Verbundvorteile auf der Basis des Gesamtsamples

Größenklasse	RSCE	MSCOPE ₁	MSCOPE ₂	MSCOPE ₃	MSCOPE ₄	MSCOPE ₅	MSCOPE ₆	EPSUB
Klasse 1	0,9695	-	-	-	-	-	-	-
Klasse 2	0,9698	-0,0010	0,0050	-0,0189	0,0052	-0,0077	0,0141	-0,0029
Klasse 3	0,9681	0,0428	0,0423	0,0462	0,0592	0,0427	0,0576	-0,0187
Klasse 4	0,9671	0,0075	0,0142	0,0093	0,0204	0,0174	0,0234	-0,0055
Klasse 5	0,9652	0,0377	0,0360	0,0472	0,0543	0,0415	0,0513	-0,0103
Klasse 6	0,9675	0,0013	0,0055	0,0151	0,0205	0,0072	0,0142	-0,0096
Klasse 7	0,9659	0,0257	0,0282	0,0398	0,0454	0,0347	0,0467	-0,0116
Klasse 8	0,9654	0,0159	0,0215	0,0342	0,0357	0,0321	0,0327	-0,0068
Klasse 9	0,9631	-	-	-	-	-	-	-
Klasse 10	0,9575	-0,0074	0,0114	0,0284	0,0431	0,0239	0,0406	-0,0283

Literatur

Altunbas, Y., Molyneux, P. (1993), A Comparative Analysis of Scope and Scale Economies in EC Banking Markets, unveröffentlichtes Manuskript, University College of North Wales. – *Bauer, P. W., Berger, A. N., Humphrey, D. B.* (1993), Efficiency and Productivity Growth in U.S. Banking, in: *Fried, H. O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S.* (eds), The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications, Oxford: Oxford University Press, S. 386 - 413. – *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. – Berger, A. N., Humphrey, D. B. (1991), The Dominance of Inefficiencies over Scale and Product Mix Economies in Banking, Journal of Monetary Economics, vol. 28, S. 117 - 148. – Berger, A. N., Humphrey, D. B. (1992), Megamergers in Banking and the Use of Cost Efficiency as an Antitrust Defense, Antitrust Bulletin, vol. 37, S. 541 - 600. – Berger, A. N., Hunter, W. C., Timme, S. G. (1993a), The Efficiency of Financial Institutions: A Review and Preview of Research Past, Present, and Future, Journal of Banking and Finance, vol. 17, S. 221 - 249. – Berger, A. N., Hancock, D., Humphrey, D. B. (1993b), Bank Efficiency derived from the Profit Function, Journal of Banking and Finance, vol. 17, S. 317 - 347. – Farrell, M. J. (1957), The Measurement of Productive Efficiency, Journal of Royal Statistical Society, A 120, S. 253 - 281. – Ferrier, G. D., Lovell, C. A. K. (1990), Measuring Cost Efficiency in Banking. Econometric and Linear Programming Evidence, Journal of Econometrics, vol. 46, S. 229 - 245. – 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. – Kolari, J., Zardkoohi, A. (1987), Bank Costs, Structure, and Performance, Lexington. – Kopp, R. J., Diewert, W. E. (1982), The Decomposition of Frontier Cost Function Deviations into Measures of Technical and Allocative Efficiency, Journal of Econometrics, vol. 19, S. 319 - 331. – Lang, G., Welzel, P. (1994a), Skalenerträge und Verbundvorteile im Bankensektor. Empirische Bestimmung für die bayerischen Genossenschaftsbanken, Ifo-Studien, 40. Jg., S. 155 - 177. – Lang, G., Welzel, P. (1994b), Efficiency and Technical Progress in Banking: Empirical Results for a Panel of German Co-operative Banks, Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe, Beitrag Nr. 117, Institut für Volkswirtschaftslehre der Universität Augsburg (erscheint in: Journal of Banking and Finance). – Leibenstein, H. (1966), Allocative Efficiency Versus „X-Efficiency“, American Economic Review, vol. 56, S. 392 - 415. – Leibenstein, H. (1976), Beyond Economic Man, Cambridge, MA: Harvard University Press. – McAllister, P. H., McManus, D. (1993), Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking, Journal of Banking and Finance, vol. 17, S. 389 - 405. – Rhoades, S. A. (1993), Efficiency Effects of Horizontal (In-Market) Bank Mergers, Journal of Banking and Finance, vol. 17, S. 411 - 422. – 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. (1993), Can Megamergers improve Bank Efficiency, Journal of Banking and Finance, vol. 17, S. 423 - 436. – 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. – Zieschang, K. D. (1983), A Note on the Decomposition of Cost Efficiency into Technical and Allocative Components, Journal of Econometrics, vol. 23, S. 401 - 405.

Zusammenfassung

Strukturschwäche oder X-Ineffizienz? Cost-Frontier-Analyse der bayerischen Genossenschaftsbanken

Mit Individualdaten von 764 bayerischen Genossenschaftsbanken aus dem Jahr 1992 werden Translog-Kostenfunktionen mit drei Inputs und sechs Outputs für das Quartil mit den niedrigsten und jenes mit den höchsten Kosten pro DM Bilanzsumme geschätzt. Hieraus lassen sich Maße für eine exogene, strukturbedingte Ineffizienz und eine betriebliche, managementbedingte X-Ineffizienz sowie für allokativen und technischen Ineffizienz berechnen. Die Ergebnisse verweisen auf das beachtliche Ausmaß der Kostenineffizienz insgesamt und auf das offensichtliche Abweichen vieler Banken von einer Produktion mit der effizientesten „Technologie“. Angesichts nur moderater Größen- und Verbundvorteile erscheint für dieses Segment des deutschen Bankgewerbes eine Strategie des Kostenmanagements im Inneren wichtiger als eine Strategie des Wachstums durch Übernahmen und Fusionen.

Summary

Structural Disadvantages or X-Inefficiency? A Cost Frontier Analysis for German Co-operative Banks

Data from 764 German co-operative banks are used to estimate multi-product translog cost functions for the quartils with the lowest and the highest average costs in the sample. Based on these cost functions measures of a structural inefficiency, of X-inefficiency, and of technical and allocative inefficiencies are calculated. The results point to the considerable extent of cost inefficiency in general and of technical inefficiency in particular. Given that economies of scale and scope turn out to be rather small, cost management seems to be more important for reducing costs than the merger and acquisition activities observed so frequently in this segment of German banking during recent years.

Résumé

Faiblesse structurelle ou inefficacité de X? Une analyse cost-frontier des banques coopératives allemandes

Des données individuelles de 764 banques coopératives bavaroises provenant de l'année 1992 sont utilisées dans ce travail pour estimer des fonctions de coûts translog comprenant trois inputs et 6 outputs pour les quartiles avec les coûts moyens les plus bas et les plus élevés. A partir de ces fonctions de coûts, on peut calculer l'inefficacité structurelle exogène, l'inefficacité de X due au management ainsi que les inefficacités allocatives et techniques. Les résultats soulignent l'importance considérable de l'inefficacité des coûts en général et de l'inefficacité

„technologique“ de beaucoup de banques en particulier. Vu les avantages seulement modérés de l'économie d'échelle, une stratégie de management des coûts sur le plan interne semble plus importante pour ce segment du système bancaire allemand qu'une stratégie de croissance par acquisitions et fusions.