

# Effekte von Fusionen in Kontinentaleuropa und Deutschland

Von Klaus Gugler, Dennis C. Mueller, B. Burcin Yurtoglu und Christine Zulehner\*

## Summary

*This paper takes a look at the effects of mergers in continental Europe over the past 15 years. We use a large panel of data on mergers to test several hypotheses. The effects of the mergers are examined by comparing the performance of the merging firms with control groups of non-merging and/or by controlling for changes in economic conditions by using common stock indices and the like. Comparisons are made on profitability, market values and sales. The results show that mergers on average do not result in significant increases in profits, but reduce sales of the merging firms and the value to their shareholders.*

## 1. Einleitung

Im letzten Jahrhundert konnten fünf große Fusionswellen beobachtet werden. Die erste Welle fand Ende des 19. Jahrhunderts bzw. am Beginn des 20. Jahrhunderts statt, die nachfolgenden jeweils am Ende der 20er, der 60er, der 80er und der 90er Jahre. Während sich der Großteil der früheren Fusionstätigkeit auf Nordamerika und Großbritannien beschränkte, überzogen die letzten Fusionswellen alle wesentlichen Industrieländer. Mit fortschreitender Globalisierung ist dabei auch der Anteil der grenzüberschreitenden Fusionen gestiegen. Was sind nun die Gründe für diese verstärkte Fusionstätigkeit, und was sind ihre Effekte? Dieses Papier konzentriert sich hauptsächlich auf die zweite Frage. Die dabei erhaltenen Antworten können teilweise auch zur Beantwortung der ersten Frage herangezogen werden. Darüber hinaus untersuchen wir die Auswirkungen von Fusionen deutscher Unternehmen und betrachten die Ergebnisse im internationalen Vergleich. Wir beschränken uns auf Fusionen der letzten zwei Jahrzehnte, wobei wir weltweite und grenzüberschreitende Fusionen in Europa miteinschließen.

Die Hypothesen über die Gründe von Fusionen<sup>1</sup> lassen sich grob in drei Kategorien einteilen. In den ersten beiden Kategorien wird unterstellt, dass Manager der fusionierenden Unternehmen den Unternehmensgewinn oder das Vermögen der Aktionäre maximieren. Unter dieser Annahme führt eine Fusion entweder zu einer Erhöhung der Marktmacht der fusionierenden Unternehmen oder zu einer Kostenreduzierung. Die dritte Kategorie von Hypo-

thesen unterstellt, dass Manager andere Ziele als Profitmaximierung verfolgen, wie z. B. verstärktes Umsatzwachstum. Aber auch irrationales Verhalten, wie z. B. Hybris, kann darunter subsumiert werden.

Aus der Sicht der Theorie der Firma interessiert es, durch welche Kategorie von Hypothesen Fusionen am besten erklärt werden können. Sind die Fusionen mit Profitmaximierung konsistent, kann man annehmen, dass die Corporate Governance-Strukturen verhindern, dass die Interessen von Aktionären und Managern divergieren. Wenn andererseits der überwiegende Teil der Fusionen zu keiner Erhöhung des Vermögens der Aktionäre führt, muss angenommen werden, dass die Corporate Governance-Strukturen eine Divergenz nicht verhindern können.

Das Papier ist folgendermaßen aufgebaut. Im Abschnitt 2 stellen wir die zu testenden Hypothesen auf. Abschnitt 3 gibt eine Beschreibung der Methode, die zur Bestimmung der Effekte der Fusionen verwendet wurde. Die benutzte Datenbank wird in Abschnitt 4 beschrieben. Abschnitt 5 präsentiert Ergebnisse für Kontinentaleuropa und Deutsch-

---

\* Universität Wien, Institut für Wirtschaftswissenschaften; BWZ, Brünnerstraße 72, A-1210 Wien, Austria, Tel: +43 1 4277 37484, Fax: +43 1 4277 37498.

E-mail: klaus.gugler@univie.ac.at, dennis.mueller@univie.ac.at, burcin.yurtoglu@univie.ac.at, christine.zulehner@univie.ac.at

<sup>1</sup> Wir unterscheiden nicht zwischen Fusionen und Übernahmen und subsumieren beide Begriffe unter den Begriff Fusionen.

land.<sup>2</sup> In Abschnitt 6 vergleichen wir die hier vorliegenden Ergebnisse mit jenen aus der Literatur. Schlussfolgerungen werden in Abschnitt 7 gezogen.

## 2. Hypothesen

Wenn wir für alle Firmen negativ geneigte Nachfragekurven annehmen, dann wird ein gewinnmaximierendes Unternehmen seinen Preis so setzen, dass die Lerner-Bedingung erfüllt ist, d. h. die Preis-Kosten-Marge verhält sich proportional zur inversen Nachfrageelastizität

$$\frac{p_i - c_i}{p_i} = \frac{1}{\eta_i} \quad (1)$$

Eine Fusion kann nun drei Effekte haben: (1) die Marktmacht wird erhöht, (2) die Effizienz wird erhöht oder (3) die Effizienz wird reduziert. Eine Fusion, die die Marktmacht erhöht, senkt die Nachfrageelastizität, daher steigt der Preis. Dies geschieht entweder durch eine Erhöhung der Kollisionswahrscheinlichkeit oder durch eine Erhöhung des Marktanteils. Da ein gewinnmaximierendes Unternehmen stets im elastischen Bereich einer Nachfragekurve produziert, werden die Umsätze der Unternehmung fallen. Daher sollten bei Fusionen, die die Marktmacht erhöhen, die Umsätze bei steigenden Gewinnen fallen.

Eine Fusion kann, zweitens, effizienzsteigernd sein. Die Nachfrageelastizität bleibt dann gleich, die Grenzkosten fallen aber. Fallende Grenzkosten bedeuten aber einen niedrigeren gewinnmaximierenden Preis und steigende Umsätze. Für eine effizienzsteigernde Fusion erwarten wir daher steigende Gewinne und steigende Umsätze. Eine Fusion kann natürlich auch deswegen die Effizienz einer Unternehmung steigern, weil Fixkosten reduziert werden können bei gleichbleibenden Grenzkosten. In diesem Fall erwarten wir keine Änderung im Preissetzungsverhalten (d. h. keine Vorhersage über die Umsatzentwicklung), aber gestiegene Gewinne. Es erscheint aber plausibel (z. B. wenn Durchschnittskosten eine Rolle für die Preissetzung spielen), auch in diesem Fall steigende Umsätze zu erwarten.

Eine Fusion kann, drittens, auch die Effizienz reduzieren, wenn Manager nicht den Gewinn maximieren sondern Wachstumsziele verfolgen oder einfach deshalb, weil sich Manager überschätzen („managerial hybris“). In diesem Fall müssen sich weder die Nachfrageelastizität noch die Grenzkosten verändern. Da Fusionen aber beträchtliche Transaktionskosten verursachen (z. B. Prämienzahlungen des übernehmenden Unternehmens, Beratergebühren, Verunsicherung der Arbeitnehmerschaft etc.) erwarten wir für effizienzvermindernde Fusionen, dass sowohl die Gewinne als auch die Umsätze fallen.

Zusammenfassend erwarten wir für effizienzsteigernde Fusionen steigende Gewinne und steigende Umsätze, für

marktmacherhöhende Fusionen steigende Gewinne und fallende Umsätze und für effizienzmindernde Fusionen sinkende Gewinne und sinkende Umsätze. Unsere Hypothesen über Marktwertänderungen gehen in exakt dieselbe Richtung wie unsere Vorhersagen über die Bilanzgewinne. Die Nullhypothese unterstellt keine Änderung in den Variablen.

## 3. Methode<sup>3</sup>

Unsere Methode besteht darin, die tatsächlichen Umsätze, Gewinne und Marktwerte der übernehmenden Firma in den Jahren t=1 bis t=5 nach der Fusion mit projizierten Umsätzen, Gewinnen und Marktwerten zu vergleichen, d. h. wir bilden die Differenz und testen gegen Null (t-test). Die projizierten Umsätze der übernehmenden Firma sind (1) die tatsächlichen Umsätze der übernehmenden Firma in Periode t-1 (d. h. ein Jahr vor der Fusion) multipliziert mit dem Wachstumsfaktor der medianen Vergleichsfirma in derselben 2-digit SIC Industrie über die jeweilige Vergleichsperiode plus (2) die Umsätze der übernommenen Firma in Periode t ebenfalls mit dem Wachstumsfaktor der medianen 2-digit Vergleichsfirma bereinigt. Sollte die übernehmende Firma nicht nur in t sondern auch zu späteren Perioden bis t+5 Firmen übernehmen, so bereinigen wir dies mit demselben Algorithmus. Die Vergleichsfirmen dürfen in der Periode t-1 bis t+5 keine Fusionen durchgeführt haben. Ist also der tatsächliche Umsatz der übernehmenden Firma in Periode t+i größer als der so prognostizierte Umsatz in t+i, hat die Fusion offenbar zu einer Umsatzsteigerung geführt. In der Stichprobe testen wir dann diese Differenzen (tatsächlich minus projiziert) gegen die Nullhypothese.

Unsere projizierten Marktwerte erhalten wir ganz analog zu den projizierten Umsätzen mit dem Unterschied, dass wir anstelle von Vergleichsfirmen die Morgan-Stanley Länderindizes für den Marktwert der Aktien bzw. den Moody's AAA Index für den Wert der Schulden heranziehen. Wir definieren den Marktwert der Firma als den Marktwert der Aktien plus dem Wert der Schulden. Der Marktwert der übernommenen Firma ist der Transaktionswert der Fusion minus etwaige Zahlungen in Bargeld der übernehmenden Firma. Ist also der tatsächliche Marktwert der übernehmenden Firma in Periode t+i größer als der so prognostizierte Marktwert in t+i, so nehmen wir an, dass die Fusion marktwertsteigernd gewirkt hat.

Gewinne zu projektieren, gestaltet sich etwas schwieriger, weil Gewinne auch negativ sein können. Daher unter-

<sup>2</sup> Für eine Untersuchung von weltweit stattfindenden Fusionen und andere Fragestellungen in Bezug auf Effizienz- und Marktmachthypothesen verweisen wir auf Gugler et al. (2000).

<sup>3</sup> Eine ausführlichere Beschreibung der in diesem Papier verwendeten Methoden ist in Gugler et al. (2000) enthalten.

stellen wir zuerst Veränderungen im Gewinn-Asset Verhältnis der Industrien von  $t-1$  bis  $t+n$ .

Wenn das Medianunternehmen z. B. ein Gewinn-Asset-Verhältnis von 0,1 in  $t-1$  und eines von 0,11 in  $t+n$  aufweist, dann unterstellen wir, dass das Gewinn-Asset Verhältnis des Unternehmens um 0,01 steigen sollte. Die projektierten Gewinne des übernehmenden Unternehmens ist die Summe aus (1) Gewinne in  $t-1$  des übernehmenden Unternehmens, (2) projektierte Gewinnveränderung des übernehmenden Unternehmens, (3) übernommene Gewinne in  $t$  und (4) projektierte Veränderung der übernommenen Gewinne. Sollte der projektierte Gewinn größer sein als der tatsächliche Gewinn der übernehmenden Firma in  $t+n$ , dann wird die Fusion als profitabel betrachtet.

#### 4. Datenbeschreibung

Unsere Fusionsdatenbank ist die Global Mergers and Acquisitions Datenbank von Thompson Financial Securities Data. Datenquellen sind Finanzzeitungen, Reuters, das Wall Street Journal usw. Die Datenbank deckt alle M&A-Transaktionen über 1 Million US-\$ bzw. alle Transaktionen mit unbekanntem Wert ab. Wir definieren eine Fusion als die Übernahme von 50 % oder mehr eines Unter-

nehmens. Abbildung 1 zeigt die Anzahl der abgeschlossenen Transaktionen. Man sieht deutlich den gestiegenen Trend zu Fusionen, besonders Ende der 90er Jahre.

Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Fusionsdatenbank. Gezeigt werden die Anzahl der Transaktionen, der Transaktionswert in Millionen US-\$ (Preise von 1995), der Anteil an grenzüberschreitenden Deals („Cross-border mergers“) sowie die Anteile an horizontalen bzw. konglomeraten Fusionen. Wir definieren eine Fusion als „horizontal“, wenn die beteiligten Unternehmen den Hauptgeschäftsbereich in derselben 4-Steller Industrie haben, als „vertikal“, wenn der Eintrag in der US-Input-Output-Tabelle von 1992 der jeweiligen Haupt-Industrien 0,1 überschreitet, d. h. wenn zumindest 10 % der (Ver-)Käufe (an die) von der Industrie des jeweils anderen Unternehmens (gehen) kommen, und eine Fusion als „konglomerat“, wenn sie weder horizontal noch vertikal ist. Zusätzlich unterteilen wir die Datensätze in Länder bzw. Ländergruppen und Zeitperioden.

In der Zeitperiode 1981 bis 1998 wurden etwa 45000 Fusionen durchgeführt, knapp die Hälfte davon in den USA. Insgesamt klassifizieren wir etwa 41 % der Fusionen als horizontal, 55 % als konglomerat und nur 4 % als vertikal. Interessanterweise ist der Anteil der horizontalen Fusionen in den USA am größten. Trotz der strikteren

Abbildung 1

Die Anzahl der abgeschlossenen Transaktionen

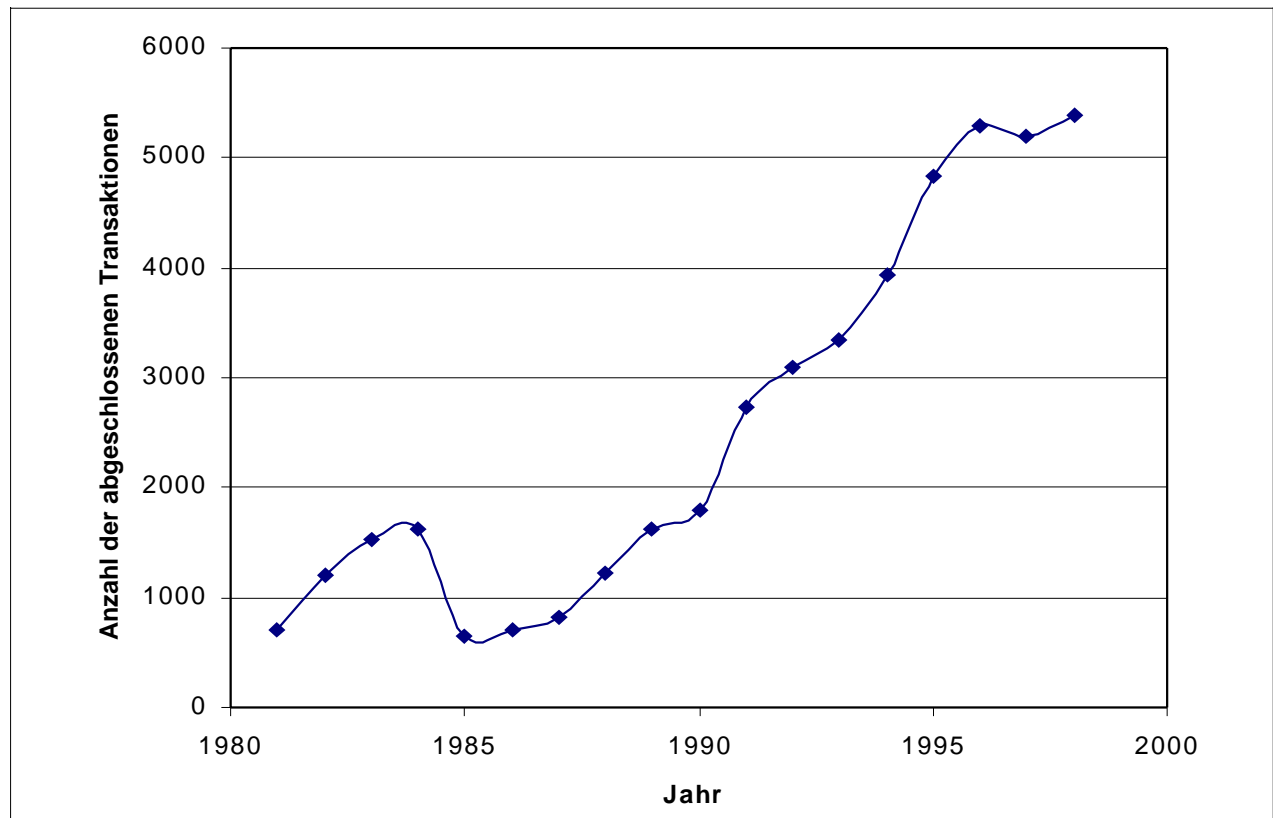


Tabelle 1

### Überblick über die Fusionsdatenbank

Anzahl der Transaktionen (1), Transaktionswert (in 1995 Mill. US-\$) (2), Anteil der grenzüberschreitenden Deals (3), Anteil an horizontalen Fusionen (4) und Anteil an konglomeraten Fusionen (5)							
		bis 1990	1991 / 92	1993 / 94	1995 / 96	1997 / 98	Total
USA	(1)	8.194	1.965	2.84	3.783	4.369	21.151
	(2)	242,44	104,45	139,33	195,7	313,94	221,19
	(3)	0,03	0,12	0,14	0,16	0,17	0,11
	(4)	0,38	0,47	0,49	0,49	0,48	0,44
	(5)	0,56	0,48	0,47	0,48	0,49	0,51
GBR	(1)	1.18	501	790	1.138	1.148	4.757
	(2)	220,07	113,82	61,11	97,13	158,92	139,32
	(3)	0,35	0,3	0,27	0,27	0,36	0,32
	(4)	0,31	0,36	0,35	0,38	0,36	0,35
	(5)	0,64	0,59	0,62	0,58	0,61	0,61
Kontinental-europa	(1)	986	2.125	1.996	2.364	2.059	9.53
	(2)	398,95	188,63	163,41	144,44	320,33	241,9
	(3)	0,54	0,24	0,27	0,33	0,48	0,35
	(4)	0,37	0,44	0,37	0,36	0,34	0,38
	(5)	0,59	0,53	0,59	0,61	0,63	0,59
Japan	(1)	172	88	61	151	168	640
	(2)	528,91	474,11	198,55	754,97	177,43	478,73
	(3)	0,81	0,72	0,59	0,34	0,45	0,57
	(4)	0,33	0,3	0,36	0,35	0,35	0,34
	(5)	0,62	0,7	0,61	0,63	0,61	0,63
Australien Neuseeland Canada	(1)	671	425	549	767	875	3.287
	(2)	357,63	69,55	61,56	126,97	109,7	150,54
	(3)	0,38	0,23	0,32	0,28	0,36	0,32
	(4)	0,44	0,43	0,48	0,4	0,39	0,42
	(5)	0,52	0,55	0,49	0,57	0,58	0,54
Rest	(1)	371	553	831	1.731	1.733	5.219
	(2)	278,88	150,74	88,64	112,76	142,92	132,6
	(3)	0,5	0,26	0,33	0,25	0,35	0,31
	(4)	0,34	0,36	0,35	0,37	0,37	0,36
	(5)	0,59	0,59	0,63	0,6	0,6	0,6
Gesamt	(1)	11.574	5.657	7.067	9.934	10.352	44.584
	(2)	260,63	131,11	116,51	162,7	243,09	199,71
	(3)	0,16	0,21	0,23	0,24	0,3	0,23
	(4)	0,37	0,43	0,42	0,42	0,41	0,41
	(5)	0,57	0,53	0,54	0,55	0,56	0,55

Anti-Monopolhaltung der Clinton-Administration ist der Anteil der horizontalen Fusionen mit knapp 50 % in den 90er Jahren am höchsten. Nahezu ein Viertel aller Fusionen sind grenzüberschreitend. Grenzüberschreitende Fusionen sind besonders bedeutsam in Kontinentaleuropa und Japan. Der durchschnittliche Transaktionswert ist in etwa 200 Mill. US-\$.

In Ergänzung zur Fusionsdatenbank haben wir Bilanzdatenbanken von Global Vantage/Compustat herangezogen, die Zahlen über Umsätze, Gewinne und Marktwerte börsennotierter Unternehmen enthalten. Dies und die Tatsache, dass manche Firmen mehrere Fusionen in einem Jahr durchführten — die zu einer jährlichen Beobachtung

aggregiert wurden —, reduzierte unsere Stichprobe nicht unerheblich.

Tabelle 2 gibt einen Überblick über die Charakteristika von übernehmenden und übernommenen Unternehmen. Im Durchschnitt haben die übernommenen Unternehmen nur etwa 13 % (Umsatz) bzw. 7,9 % (Marktwert) der Größe des übernehmenden Unternehmens. In den USA, Großbritannien und Kontinentaleuropa sind die übernommenen Unternehmen ein wenig unprofitabler, in Japan, Australien, Kanada und Neuseeland etwas profitabler als die übernehmenden Unternehmen. In der „Rest-der-Welt“-Stichprobe sind die übernommenen Unternehmen halb so profitabel wie die übernehmenden Unternehmen.

Tabelle 2

**Charakteristika von übernehmenden (acquirer) und übernommenen (target) Unternehmen**

Durchschnitte; in 1995 Mill. US-\$

	Umsatz		Profit Rate		Marktwert		Transaktionswert	
	Acquirer	Target	Acquirer	Target	Acquirer	Target	Acquirer	Target
USA	3.176,759	398,811	0,040	0,026	3.452,353	265,545		
GBR	3.009,942	429,782	0,065	0,041	3.079,690	264,395		
K. Europa	5.926,637	622,481	0,034	0,028	4.983,879	404,170		
Japan	5687,633	981,051	0,017	0,025	7.258,333	556,240		
Aus / NZ / CA	3.333,847	544,836	0,017	0,021	3.489,653	290,111		
Rest	1747,558	283,066	0,076	0,035	4.166,837	359,179		
Gesamt	3.395,890	437,087	0,043	0,029	3.517,057	277,150		

**5. Resultate**

In diesem Abschnitt präsentieren wir unsere Hauptresultate über die Effekte von Fusionen auf Gewinne, Umsätze und Marktwerte. Tabelle 3.1 zeigt die Resultate für die Stichprobe „Kontinentaleuropa“.

In der ersten Spalte sind die Jahre nach der Fusion ersichtlich. Das Jahr 0 bezeichnet das Jahr der Fusion. Wir zeigen die Resultate für das Jahr 0 nur für die Marktwerte, weil nicht alle Firmen bereits im Jahr der Fusion konsolidieren und daher die Werte über Gewinne und Umsätze nicht brauchbar sind. Spalte (1) gibt die Differenz zwischen dem tatsächlichen Wert der Variablen der übernehmenden Firma und dem hypothetischen Wert, errechnet mit Hilfe der Methode aus Abschnitt III, in Mill. US-\$. Ein positiver Wert bedeutet daher, dass die Fusion die Gewinne, Umsätze bzw. Marktwerte erhöht hat. Spalte (2) weist die p-Werte der statistischen Tests für die Null-

hypothese aus, dass die Differenz aus Spalte (1) gleich Null ist. Werte kleiner als 0,05 bedeuten daher, dass die Differenz (bei einem Signifikanzniveau von 0,95) signifikant unterschiedlich von Null ist. Die Anzahl der Beobachtungen (Spalte (3)) nimmt naturgemäß mit den Jahren nach der Fusion ab, weil wir alle Fusionen bis inklusive 1998, für die wir Daten haben, miteinbeziehen. Die Stichprobe ist die gleiche für Gewinne und Umsätze bis auf Ausreißer (wir eliminieren jeweils 1 % am linken und rechten Rand der Verteilung). Die Anzahl der Beobachtungen ist deshalb substantiell höher für die Variable Marktwerte, weil die Datenqualität besser ist. Spalte (4) gibt den Anteil an positiven Ausprägungen der Differenz aus tatsächlichen und projektierten Werten an.

Fusionen wirken eher neutral auf die ausgewiesenen Gewinne. Obwohl die mittlere Differenz aus tatsächlich realisierten und unseren projektierten Gewinnen positiv ist (+48,7 Millionen US-\$ in t+5), ist der t-Test nicht signifi-

Tabelle 3.1

**Effekte der Fusionen in Kontinentaleuropa**

Jahre nach der Fusion	Gewinne				Umsätze				Marktwert			
	Differenz in Mill. US-\$	p-Wert	Anzahl Fusionen	Anteil der positiven Differenzen	Differenz in Mill. US-\$	p-wert	Anzahl Fusionen	Anteil der positiven Differenzen	Differenz in Mill. US-\$	p-Wert	Anzahl Fusionen	Anteil der positiven Differenzen
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
0	.	.	.	.	.	.	.	.	159,874	0,026	383	0,535
1	16,066	0,291	177	0,537	338,418	0,041	171	0,643	48,754	0,685	312	0,468
2	1,867	0,931	140	0,550	-304,503	0,204	132	0,614	-118,461	0,537	242	0,401
3	11,762	0,651	120	0,542	-527,471	0,151	114	0,596	-487,079	0,035	198	0,364
4	31,982	0,345	106	0,604	-687,800	0,087	98	0,592	-691,365	0,017	146	0,377
5	48,716	0,309	85	0,588	-339,219	0,595	82	0,598	-897,116	0,045	112	0,393

kant (p-Wert von 0,31). Diese (allerdings nicht signifikante) Erhöhung der Gewinne entspricht knapp einem Prozent der durchschnittlichen Umsätze. Im Jahr fünf nach der Fusion weisen knapp 59 % der übernehmenden Firmen größere Gewinne aus als von uns mit Hilfe von Medianunternehmen in der gleichen Industrie projiziert.

Die Umsatzentwicklung ist dem entgegengesetzt. Obwohl die Umsätze im Jahr 1 nach der Fusion signifikant höher sind als projiziert, brechen die Umsätze — im Vergleich zu den von uns projizierten Umsätzen — in den Folgejahren im Durchschnitt ein. Allerdings ist auch die Varianz sehr hoch und nur im Jahr 4 nach der Fusion ist diese Differenz auf dem 10%-Niveau signifikant negativ. Diese mittleren Umsatzrückgänge entsprechen in etwa 300–600 Mill. US-\$ oder 15–20 % der mittleren Umsätze der übernehmenden Unternehmen. Knapp 60 % der Unternehmen können aber ihre Umsätze erhöhen.

Eine klarere Sprache sprechen die Resultate zur Marktwertentwicklung der übernehmenden Unternehmen relativ zum Morgan-Stanley-Länderindex (bzw. Moody's triple A Anleihen-Index). Im Jahr der Fusion erhalten wir eine signifikante Erhöhung des Marktwertes der kombinierten Unternehmen (160 Mill. US-\$ oder etwa 3 %) und im Jahr 1 nach der Fusion immer noch einen größeren Marktwert (allerdings nicht signifikant) als projiziert. Dies entspricht auch durchaus den Ergebnissen vieler Fallstudien.<sup>4</sup> Dann aber, ab dem Jahr 2 nach der Fusion, sind die Marktwerte der übernehmenden Firmen kleiner als die projizierten Werte und ab dem Jahr 3 nach der Fusion sogar signifikant kleiner (5%-Niveau). Der durch die Fusion verursachte Marktwertverlust entspricht in t+5 in etwa 900 Millionen US-\$ oder 18 % der durchschnittlichen Marktwerte übernehmender Unternehmen. Nur 39,3 % der Fusionen können die Marktwerte erhöhen.

Die Resultate für Deutschland ähneln den Resultaten für Kontinentaleuropa (Tabelle 3.2). Die Anzahl der Beobachtungen ist aber sehr gering (nur etwa 20–25 in t+5), sodass wenige Tests signifikant sind.<sup>5</sup> Herausragend ist aber die Erhöhung der Gewinne, die mit +122 Mill. US-\$

in t+5 oder etwa 1,6 % der durchschnittlichen Umsätze deutscher, übernehmender Unternehmen ausgeprägter und auch signifikant ist. Die Marktwerte der kombinierten Unternehmen sind aber ebenfalls geringer (allerdings nicht signifikant) als projiziert. Trotzdem scheint es, dass Fusionen deutscher Unternehmen profitabler sind als die anderer Länder Kontinentaleuropas bzw. der USA und Großbritanniens (vgl. Gugler et al. 2000).

Zusammenfassend kann also konstatiert werden, dass Fusionen in Kontinentaleuropa die Bilanzgewinne nur unwesentlich verändern, aber die Umsätze tendenziell und die Marktwerte signifikant senken. Dies ist konsistent mit der Marktmachttheorie von Fusionen, aber auch mit nicht-gewinnmaximierenden Motiven für eine Fusion. Es gibt aber erhebliche Unterschiede innerhalb der Stichprobe. Das Faktum, dass die Umsätze im Durchschnitt zwar niedriger sind, aber in weit mehr als 50 % der Fälle die Umsätze steigen, lässt den Schluss zu, dass kleinere Fusionen die Effizienz eher steigern als größere Fusionen.

## 6. Vergleich mit früheren Resultaten in der Literatur

Die in Abschnitt 5 beschriebenen Resultate in Bezug auf Effekte von Fusionen auf die Profitabilität, die Umsätze und die Marktwerte fusionierender Unternehmen in Kontinentaleuropa und in Deutschland sind zum größten Teil konsistent mit jenen Resultaten, die andere Autoren erhalten. In einem Literaturüberblick fasst Mueller (1997) die Ergebnisse von 29 Studien über 10 Länder in der Zeit nach dem Zweiten Weltkrieg zusammen, deren Methode mit der in diesem Papier verwendeten Methode zu vergleichen ist. Die Effekte von Fusionen auf die Profitabilität

<sup>4</sup> Vgl. Mueller (1997) für einen Literaturüberblick.

<sup>5</sup> In Tabelle 4 sind jene deutschen Fusionen aufgelistet, deren Käufer deutsche Unternehmen sind und von denen wir die entsprechenden Bilanzdaten zur Verfügung haben.

Tabelle 3.2

### Effekte der Fusionen in Deutschland

Jahre nach der Fusion	Gewinne			Umsätze			Marktwert		
	Differenz in Mill. US-\$	p-Wert	Anzahl Fusionen	Differenz in Mill. US-\$	p-Wert	Anzahl Fusionen	Differenz in Mill. US-\$	p-Wert	Anzahl Fusionen
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
0	.	.	.	.	.	.	1.161,716	0,085	68
1	78,783	0,017	39	-30,691	0,957	39	-124,002	0,825	64
2	70,997	0,106	29	-1.275,524	0,118	29	1.609,697	0,164	53
3	130,318	0,015	30	-66,504	0,953	30	-275,350	0,330	50
4	114,064	0,021	23	443,836	0,741	23	-232,179	0,567	29
5	122,527	0,065	19	-427,721	0,844	19	-463,808	0,438	24



werden hier ebenfalls durch das Vergleichen von nach der Fusion realisierten Profiten mit prognostizierten Profiten einer Kontrollgruppe analysiert. Die meisten dieser Studien betrachten Fusionen in den USA und in Großbritannien. Nur zwei dieser Studien finden eine Steigerung der Profite in den USA. Mueller (1980b) stellt eine Steigerung der Profite nach Steuern für Fusionen zwischen 1962 und 1972 fest, aber für die nahezu gleiche Stichprobe von Unternehmen sind die Profite vor Steuern nach der Fusion relativ zu den Änderungen der jeweiligen Industrie der fusionierenden Unternehmen gefallen. Da Änderungen in der Marktmacht und der Effizienz die Profitabilität vor Steuern beeinflussen sollten, folgert Mueller, dass diese Fusionen nicht beide Werte steigern, und dass zumindest ein Wert fällt. Healy et al. (1992) finden, dass ein signifikanter Anteil der Cashflows vor Steuern in jenen Unternehmen, die in die größten Fusionen zwischen 1979 und 1984 involviert sind, stieg. Daraus folgt, dass die größten Fusionen der frühen 80er Jahre in den USA entweder die Marktmacht oder die Effizienz der fusionierenden Unternehmen steigerten.

Als anspruchsvollste Arbeit, was Größe der Stichprobe, Zeitspanne und Qualität der Daten betrifft, gilt gemeinhin die Publikation von Ravenskraft und Scherer (1987). Sie kommen zu dem Schluss, dass die Profitabilität der erworbenen Unternehmen nach der Fusion eindeutig fällt. Die größte Studie zu Fusionen in Großbritannien kommt zu einem ähnlichen Ergebnis (Meeks, 1977). Obgleich Cosh, Hughes, und Singh (1980) über Steigerungen der Profite nach den Fusionen berichten, kann der überwiegende Teil der empirischen Studien weder für Großbritannien noch für die USA eine Steigerung der Gewinne feststellen, wahrscheinlicher ist dagegen eine Reduktion der Gewinne der fusionierenden Unternehmen nach einer Fusion.<sup>6</sup>

Studien von anderen Ländern lassen keine ausgeprägten Muster erkennen. Steigerungen der Profite können in Kanada (Baldwin, 1991) und Japan (Ikeda, Doi, 1983) beobachtet werden, eine Reduktion der Profite in den Niederlanden (Peer, 1980) und in Schweden (Ryden, Edberg, 1980). In den meisten anderen Ländern sind die Unterschiede zwischen den Profiten fusionierender Unternehmen und jener der Kontrollgruppe nicht signifikant. Aber wenn man nun die formalen statistischen Tests außer Acht lässt und nur das Muster der Veränderung betrachtet, so fällt es schwer, auf Firmenebene den Schluss zu ziehen, dass Fusionen die Profitabilität *steigern*. Während Fusionen in einigen Ländern, wie z. B. Deutschland, die Profite steigern können, wird in anderen Ländern, z. B. Frankreich, ein Rückgang der Profite konstatiert. Unsere Resultate von geringen, im Allgemeinen nicht signifikanten Effekten von Fusionen auf die Profite sind somit konsistent mit der früheren Literatur.

Auch was Umsatzänderungen der fusionierten Unternehmen in der Zeit nach der Fusion betrifft, sind die Er-

gebnisse unserer Arbeit weitgehend kompatibel mit der empirischen Literatur. Da wir die Umsätze der fusionierenden Unternehmen durch die Umsätze des nicht fusionierenden Medianunternehmens prognostizieren, ist zu erwarten, dass sich die relativen Rückgänge in den Umsätzen in einer Verminderung des Marktanteiles ausdrücken. In drei Studien werden die Effekte von Fusionen auf die Marktanteile untersucht: Goldberg (1973) beobachtete nicht-signifikante Änderungen im Marktanteil bei einer Stichprobe von 44 werbeintensiven Unternehmen, durchschnittlich 3 1/2 Jahre nachdem eine Fusion stattgefunden hat. Mueller (1985, 1986, Kap. 9) findet über einen Durchschnitt von 11 Jahren nach einer Fusion eine signifikante Abnahme des Marktanteils bei einer Stichprobe von 209 Industrieunternehmen. Baldwin und Gorecki (1990) stellten fest, dass sich der Marktanteil von Unternehmen, die bei horizontalen Fusionen übernommen worden sind, signifikant verringert, konnten aber keine signifikanten Änderungen bei Unternehmen feststellen, die bei anderen Arten von Fusionen übernommen worden sind. Die Autoren folgern daraus, dass ihre Ergebnisse konsistent mit der Marktmachthypothese sind.

Neun Studien, die die Änderungen der Wachstumsraten der fusionierenden Unternehmen nach einer Fusion im Vergleich zur Industrie bzw. im Vergleich zu entsprechenden nicht fusionierenden Unternehmen messen, kommen zu dem Ergebnis, dass Fusionen entweder keine signifikanten Auswirkungen auf die Wachstumsraten haben<sup>7</sup> oder aber eine signifikante Abnahme der Wachstumsrate zur Folge haben.<sup>8</sup> Somit hat unseres Wissens keine Studie eine signifikante Steigerung bei den internen Wachstumsraten der fusionierenden Unternehmen oder bei deren Marktanteilen nach einer Fusion feststellen können. Einige Studien berichten jedoch von signifikanten Rückgängen. Unser allgemeines Ergebnis, dass fusionierende Unternehmen geringere Umsätze als die entsprechenden Vergleichsunternehmen aufzuweisen haben, ist ebenfalls konsistent mit den Resultaten in der Literatur.

Unsere Resultate stimmen, was die Effekte von Fusionen auf den Marktwert anbetrifft, ebenfalls mit der empirischen Literatur überein, wenngleich bezüglich dieser Variablen unter den Experten weit weniger Einigkeit herrscht. Mueller (1997) gibt eine Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse von 29 Studien zu verschiedenen

<sup>6</sup> Vgl. den Survey von Hughes (1989).

<sup>7</sup> Vgl. McDougall, Round (1986) für Australien; Kumps, Witterwulge (1980) für Belgien; Jenny, Weber (1980) für Frankreich; Cable, Palfrey, Runge (1980) für Deutschland; Ryden, Edberg (1980) für Schweden; Cosh, Hughes, Singh (1980) für Großbritannien; und Amel, Rhoades (1989) für übernommene US-Banken.

<sup>8</sup> Vgl. Peer (1980) für die Niederlande und Mueller (1980b) für die USA.

Tabelle 4

### Die Fusionen in Deutschland

Übernehmendes Unternehmen	Übernommenes Unternehmen	Wert in Mill. US-\$	Kat.*	Jahr	Land	SIC
Forstmann Little & Co	Midland-Ross Corp	63,956	3	86	USA	35
Beiersdorf AG	Technical Tape Inc	73,834	3	88	USA	26
Linde AG	Lansing Henley Ltd	316,772	3	89	GBR	35
VEBA AG	Feldmuehle Nobel AG		3	89	DEU	26
Preussag AG	Salzgitter AG (West Germany)	1.313,305	3	89	DEU	10
Mannesmann AG	Krauss-Maffei AG		3	90	DEU	37
Siemens AG	Nixdorf Computer AG	298,683	3	90	DEU	36
Rheinisch-Westfaelisches Elektrizitaetswerk AG (RWE AG)	Hochtief AG	412,862	3	90	DEU	15
AEG AG (Daimler-Benz AG)	Siliconix Inc	2,333	3	90	USA	36
ASKO Deutsche Kaufhaus AG	Co op AG (Deutsche Genossenschafts-Bank)		3	90	DEU	50
Preussag AG	Metaleurop SA		3	90	FRA	10
Robert Bosch GmbH	Moto Meter AG		3	91	DEU	38
Mannesmann AG	Fichtel & Sachs AG (Mannesmann AG)		3	87	DEU	37
Bilfinger & Berger Bau AG	Beazer Asia Ltd (Beazer PLC)	67,134	1	91	HKG	15
Wuensche AG	Jean Pascale AG	63,889	1	91	DEU	52
Mannesmann AG	VDO Adolph Schindling (Mannesmann)	198,268	3	91	DEU	38
Linde AG	WA Hoek's Machine en Zuurstoffabriek NV		3	92	NLD	28
Gehe AG (Franz Haniel & Cie GmbH)	Office Commercial Pharmaceutique	483,76	1	93	FRA	50
Rheinmetall Berlin AG (Roechling Industrie Verwaltung)	Preh-Werke GmbH & Co KG		3	93	DEU	39

\* Kategorie 1: horizontal, 2: vertikal, 3: konglomerat.

Ländern und Zeitperioden. Alle Studien kommen zu dem Ergebnis, dass das Vermögen der Aktionäre des übernommenen Unternehmens infolge der ihnen offerierten Übernahmeprämie eine signifikante Steigerung erfährt. Diese Prämien bewegen sich im Allgemeinen im Bereich von 15 bis 30 % des Marktwertes des akquirierten Unternehmens vor der Fusion. Allerdings haben sie in den USA in den späten 80er Jahren noch zugenommen. Der Literaturüberblick von Mueller ermittelt für diese 29 Studien einen Zuwachs des Medians des erworbenen Unternehmens von 20,6 %.

Der Effekt von Fusionsankündigungen auf den Aktienkurs des übernehmenden Unternehmens ist dagegen im allgemeinen nur gering und häufig statistisch nicht signifikant. Für die 29 Studien beläuft sich der Vermögenszuwachs der Aktionäre des übernehmenden Unternehmens in einer zeitlichen Umgebung der Fusionsankündigung auf 0,1 %.

Da die übernommenen Unternehmen im allgemeinen um einiges kleiner als ihre Käufer sind (vgl. Tabelle 2), ist die Summe der Gewinne dieser zwei Gruppen von Aktionären zur Zeit der Akquisition verglichen zur Größe der

Käufer relativ klein, sie ist im allgemeinen aber positiv. Somit ist dieses Ergebnis wiederum konsistent mit unseren positiven Änderungen im Marktwert für das Jahr, in dem die Fusion angekündigt wurde.

Viele Fallstudien zu Fusionen messen die Effekte von Fusionen auf den Marktwert nur in einem kleinen Zeitfenster rund um den Tag der Ankündigung. Diese Studien, die die Zeit nach der Fusion beobachten, finden jedoch im allgemeinen, dass das Vermögen der Aktionäre des übernehmenden Unternehmens danach stetig rückläufig ist. Dieser Rückgang lässt sich gewöhnlich über den gesamten Zeitraum der Studie beobachten. In 19 von 25 Fällen ergab sich für die Zeit von 6 Monaten nach der Fusionsankündigung — das typische Intervall zwischen Ankündigung und Realisierung einer Fusion in den USA — ein negativer prognostizierter Gewinn der Aktionäre der übernehmenden Unternehmen. Der Medianwert belief sich auf -6,8 % für alle 25 Fälle. Dieses Muster ist mit unseren Ergebnissen weitgehend konsistent. Der Rückgang nach einer Fusion ist um einiges größer als 6,8 %, allerdings ist unsere Post-Fusionsperiode von fünf Jahren weitaus länger als in den 25 Studien.



## 7. Schlussfolgerungen

Dieses Papier untersuchte die Effekte von Fusionen in Kontinentaleuropa in den letzten 15 Jahren. Zu diesem Zweck wurde die *performance* von fusionierenden Unternehmen mit der von nicht fusionierenden Unternehmen aus einer Kontrollgruppe untersucht. Die *performance* wurde durch Profitabilität, Umsätze und Marktwerte gemessen. Die Ergebnisse zeigen, dass Fusionen in Kontinentaleuropa im Durchschnitt nicht zu Gewinnsteigerungen führen; gleichzeitig gehen die Umsätze der fusionierenden Unternehmen tendenziell zurück und die Marktwerte sinken substantiell.

Die Resultate für Deutschland gleichen denen für Kontinentaleuropa. Bemerkenswert ist jedoch die Erhöhung

der Gewinne deutscher Unternehmen. Die Marktwerte der kombinierten Unternehmen sind aber ebenfalls geringer (allerdings nicht signifikant) als die projektierten Umsätze. Demnach scheinen Fusionen deutscher Unternehmen profitabler zu sein als die anderer Länder.

Unsere Ergebnisse sind konsistent mit der Marktmachttheorie von Fusionen, sie lassen sich aber auch mit nicht-gewinnmaximierenden Fusionsmotiven vereinbaren. Innerhalb der Stichproben gibt es jedoch erhebliche Unterschiede. Die Beobachtung, dass die Umsätze im Durchschnitt zwar sinken, aber in weit mehr als 50 % der Fälle steigen, lässt den Schluss zu, dass bei kleineren Fusionen die Effizienz eher zunimmt als bei größeren Fusionen.

## Literaturverzeichnis

*Amel, D.F., S.A. Rhoades* (1989): Empirical Evidence on the Motives for Bank Mergers, In: *Eastern Economic Journal*, 15, 17–27.

*Baldwin, John, Paul Gorecki* (1990): Mergers Placed in the Context of Firm Turnover. In: Bureau of the Census, 1990 Annual Research Conference, Proceedings, Washington, D.C., U.S. Department of Commerce, 53–73.

*Baldwin, John* (1990): The Dynamics of the Competitive Process, mimeo, Queen's University.

*Cable, J.R., J.P.R. Palfrey, J.W. Runge*, (1980): Federal Republic of Germany, 1964–1974. In: *Mueller, D.C. (ed.): The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison*, Cambridge, MA, 99–132.

*Baldwin, John* (1991): The Dynamics of the Competitive Process, mimeo, Queen's University.

*Cosh, Andrew, Alan Hughes, Ajit Singh* (1980): The Causes and Effects of Takeovers in the United Kingdom: An Empirical Investigation for the Late 1960s at the Micro-economic Level. In: *Mueller, D.C. (ed.): The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison*, Cambridge, MA, 227–270.

*Goldberg, Lawrence G.* (1973): The Effect of Conglomerate Mergers on Competition. In: *Journal of Law and Economics*, 16 April, 137–158.

*Gugler, K., D.C. Mueller, D.C. Yurtoglu, C. Zulehner* (2000): The Effects of Mergers: An International Comparison, mimeo, University of Vienna.

*Healy, Paul M., Krishna G. Palepu, Richard S. Ruback* (1992): Does Corporate Performance Improve After Mergers? In: *Journal of Financial Economics* 31, 135–175.

*Hughes, A.* (1989): The Impact of Merger: A Survey of Empirical Evidence for the UK. In: *Fairburn, James, John Kay* (eds.): *Mergers and Merger Policy*, Oxford, 30–98.

*Ikeda, Katsuhiko, Noriyuki Doi* (1983): The Performance of Merging Firms in Japanese Manufacturing Industry: 1964–75. In: *Journal of Industrial Economics*, 31, March, 257–266.

*Jenny, Frédéric, André Paul Weber* (1980): France, 1962–72. In: *Mueller, D.C. (ed.) (1980a): The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison*, Cambridge, MA, 133–162.

*Kumps, Anne-Marie, Robert Wtterwulghe* (1980): Belgium, 1962–74. In: *Mueller, D.C. (ed.): The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison*, Cambridge, MA, 67–97.

*McDougall, Fred M., David K. Round* (1986): The Determinants and Effects of Corporate Takeovers in Australia, 1970–1981, Victoria: Australian Institute of Management.

*Meeks, Geoffrey* (1977): *Disappointing Marriage: A Study of the Gains From Merger*, Cambridge.

*Mueller, Dennis C.* (1980a): *The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison*, Cambridge, MA.

*Mueller, Dennis C.* (1980b): The United States, 1962–1972. In: *Mueller, D.C. (ed.): The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison*, Cambridge, MA, 271–298.

*Mueller, Dennis C.* (1985): Mergers and Market Share. In: *Review of Economics and Statistics*, 67, May, 259–267.

*Mueller, Dennis C. (1986): Profits in the Long Run, Cambridge.*

*Mueller, Dennis C. (1997): Merger Policy in the United States: A Reconsideration. In: Review of Industrial Organization, 12 (5–6), 655–685.*

*Peer, Henk (1980): The Netherlands, 1962–1973. In: Mueller, D.C. (ed.): The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison, Cambridge, MA, 163–191.*

*Ravenscraft, D.J., F.M. Scherer (1987): Mergers Sell-offs and Economic Efficiency, The Brookings Institution, Washington, D.C., 1987.*

*Ryden, Bengt, Jan Olof Edberg (1980): Large Mergers in Sweden, 1962–1976. In: Mueller, D.C. (ed.): The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison, Cambridge, MA, 193–226.*