

Bunke, Olaf; Droge, Bernd; Schwalbach, Joachim

Working Paper

Die relative Bedeutung des Einflusses von Firmen- und Industriezweigeffekten auf den Unternehmenserfolg

SFB 373 Discussion Paper, No. 2000,101

Provided in Cooperation with:

Collaborative Research Center 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, Humboldt University Berlin

Suggested Citation: Bunke, Olaf; Droge, Bernd; Schwalbach, Joachim (2000) : Die relative Bedeutung des Einflusses von Firmen- und Industriezweigeffekten auf den Unternehmenserfolg, SFB 373 Discussion Paper, No. 2000,101, Humboldt University of Berlin, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, Berlin, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:kobv:11-10048274>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/62197>

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.

Die relative Bedeutung des Einflusses von Firmen- und Industriezweigeffekten auf den Unternehmenserfolg

OLAF BUNKE, BERND DROGE UND JOACHIM SCHWALBACH*

Humboldt-Universität zu Berlin

Sonderforschungsbereich 373

11. Dezember 2000

1 Problemstellung

Sowohl die industrieökonomische als auch die betriebswirtschaftliche Forschung haben sich sehr intensiv mit den Einflußfaktoren des Unternehmenserfolgs beschäftigt. Geforscht wurde über einen langen Zeitraum parallel, ohne daß die eine Forschungsrichtung voneinander Notiz genommen hätte. Interessanterweise hat sich erst in den achtziger Jahren herausgestellt, daß trotz der sehr unterschiedlichen Datensätze beide Ansätze ähnliche Ergebnisse erzielen konnten.¹

Die ältere industrieökonomische Forschung geht von der Annahme aus, daß überwiegend industriezweigspezifische Einflüsse, wie bspw. der Grad der Anbieterkonzentration, den Unternehmenserfolg determinieren. Zahlreiche empirische Studien bestätigten die Bedeutung der Industriezweigstruktur auf das Unternehmensergebnis.² Demgegenüber werden unternehmensspezifische Einflußfaktoren als relativ unbedeutend angesehen, mit der Folge, daß die Erfolgsunterschiede zwischen den Unternehmen innerhalb eines Industriezweigs vernachlässigt werden konnten.

Die jüngere Industrieökonomik verwirft die Hypothese von der Dominanz der Industriezweigeffekte und führt die erzielte Marktposition eines Unternehmens sowohl auf Industriezweig- als auch Firmeneffekte zurück. Je ungleicher die Marktanteile der Unternehmen innerhalb

*Die Studie ist ein Ergebnis der Zusammenarbeit der Teilprojekte B1 und C4 des SFB 373. Für die finanzielle Unterstützung bedanken wir uns bei der Deutschen Forschungsgemeinschaft. Für wertvolle Hinweise und Unterstützung bei der Datenerhebung und Datenauswertung bedanken wir uns bei Steffen Brenner und Marco Nix.

¹Vgl. Marshall & Buzzell (1990) und Schwalbach (1994)

²Vgl. Weiss (1974) und Neumann (1979)

eines Industriezweigs sind, desto bedeutender werden die Firmen- im Vergleich zu den Industriezweigeffekten. Mit anderen Worten: Im oligopolischen Markt dominieren die Firmeneffekte, während es im atomistischen Markt die Industriezweigeffekte sind.³

Bestätigt wurde die These von der relativ größeren Bedeutung der Firmeneffekte in Märkten mit dominanten Unternehmen durch Langzeitstudien, die die Persistenz der Marktdominanz untersuchten.⁴ Unternehmen, die zu Beginn eines Betrachtungszeitraums eine dominante Marktposition besaßen, konnten, den Studien zufolge, über einen langen Zeitraum (bspw. 30 Jahre) ihre relativ bedeutende Marktposition verteidigen. Zwar zeigten die Studien auch, daß der Wettbewerb die Marktdominanz dieser Unternehmen im Zeitablauf verringerte, an der relativ größeren Bedeutung der Firmen- gegenüber den Industriezweigeffekten hat dies indes nichts geändert. Interessanterweise wurden diese Ergebnisse in nahezu allen Industrieländern gefunden.⁵ McGahan (1999) konnte diesen empirischen Befund in ihrer jüngsten Studie erneut für amerikanische Unternehmen bestätigen. Demnach ist die Bedeutung der Firmeneffekte doppelt so groß wie die der Industriezweigeffekte, und die Firmeneffekte schwanken im Gegensatz zu den Industriezweigeffekten im Zeitablauf weitaus stärker.

Die Kontroverse über die relative Bedeutung von Firmen- und Industriezweigeffekten zur Erklärung des Unternehmenserfolgs erreichte ihren vorläufigen Höhepunkt durch die empirische Studie von Schmalensee (1985). Es wurde gezeigt, daß Firmeneffekte vernachlässigt werden können und Marktanteilseffekte sehr gering sind. Industriezweigeffekte erklären demgegenüber allerdings etwa 20 Prozent der Varianz der Rendite der Geschäftsbereiche (line-of-businesses, business units) und mindestens 73 Prozent der Varianz der Industriezweigrendite. Schmalensee schlußfolgert: "... the finding that industry effects are important supports the classical focus on industry-level analysis as against the revisionist tendency to downplay industry differences" (S. 349).

Schmalensee's Ergebnis hat eine Reihe von betriebswirtschaftlichen Studien nach sich gezogen, die ausgehend von dem ressourcenbasierten Ansatz den Firmeneffekten eine weitaus größere Bedeutung bei der Erklärung von Effizienzunterschieden beimessen als den Industriezweigeffekten. Große Beachtung fand die Studie von Rumelt (1991), in der für zwei sehr unterschiedliche Datensätze amerikanischer Unternehmen gezeigt wurde, daß die Bedeutung von Firmeneffekten weitaus größer war als die der Industriezweigeffekte. Rumelts Schätzung des Anteils der Industriezweigeffekte an der zu erklärenden Varianz der Unternehmensrendite erreichte Werte zwischen 9 und 16 Prozent und liegt demnach deutlich unter den Werten von Schmalensee. Von diesen Industriezweigeffekten waren bei Rumelt nur etwa die Hälfte zeitunabhängig, also permanent wirksam. Firmeneffekte, die sich aus Unternehmens- und

³ Vgl. Schwalbach (1994)

⁴ Vgl. Albach (1985, 1987), Mueller (1990), Schwalbach et al. (1989) und Schwalbach & Mahmood (1990)

⁵ Vgl. Mueller (1990)

Geschäftsbereichseffekten zusammensetzen, erklärten dagegen etwa 46 Prozent der Varianz der Renditen, wobei überraschenderweise die Unternehmenseffekte mit nur etwa einem Prozent Erklärungsanteil vernachlässigbar gering waren.

Andere betriebswirtschaftliche Studien setzten sich sowohl mit der Schmalensee- als auch mit der Rumelt-Studie auseinander. Roquebert et al. (1996) bestätigten Rumelts Ergebnisse, wonach die Varianz der Rendite innerhalb des Industriezweigs weitaus größer ist als zwischen den Industriezweigen. Allerdings waren die permanenten, zeitunabhängigen Industriezweig- und Unternehmenseffekte mit durchschnittlich 10,1 bzw. 17,9 Prozent Erklärungsanteil an der Varianz der Rendite insbesondere beim Unternehmenseffekt deutlich größer als bei Rumelt (4 versus 1,6 Prozent). Brush et al. (1999) fanden ebenfalls größere Unternehmenseffekte. Im Gegensatz dazu zeigen McGahan & Porter (1997) und McGahan (1999), daß die permanenten Industriezweigeffekte durchaus Anteile zwischen 19 und 41 Prozent annehmen können und die Firmeneffekte trotz bestehender Unternehmenseffekte von den Geschäftsbereichseffekten dominiert werden.

Zusammenfassend verdeutlicht der Literaturüberblick, daß sowohl Industriezweig- als auch Firmeneffekte die Varianz der Unternehmens- und Geschäftsbereichsrenditen erklären können. Während Schmalensee den Industriezweigeffekten die größte Bedeutung beimißt, stellt Rumelt die Firmeneffekte bzw. die Geschäftsbereichseffekte in den Vordergrund. In den übrigen Studien sind sowohl Industriezweig- und Firmeneffekte bedeutsam, wobei Geschäftsbereichseffekte mit Abstand den größten Anteil an der erklärten Varianz der Rendite haben, gefolgt von den Industriezweigeffekten und mit gewissem Abstand von den Unternehmenseffekten.

Der vorliegende Beitrag verfolgt zwei Ziele: Erstens, die Bedeutung von Industriezweig- und Firmeneffekten soll anhand eines Datensatzes mit deutschen Unternehmen ermittelt werden. Die in den bisherigen Studien verwendeten Datensätze beziehen sich ausschliesslich auf große U.S. amerikanische Unternehmen. Da die deutschen Unternehmen einem anderen Corporate Governance-System verpflichtet sind, ist es interessant herauszufinden, ob sich dies auch in den Ergebnissen zur relativen Bedeutung der Effekte im Vergleich zu den amerikanischen Unternehmen niederschlägt.

Zweitens sollte die statistische Analyse der empirischen Daten auf einer verbesserten Methodologie beruhen. Dabei sollten mögliche Verfälschungen bei den Ergebnissen aus einer bisher üblichen Anwendung der Varianzanalyse (mit festen oder zufälligen Effekten) verringert werden. Diese könnten durch die in der Realität nicht erfüllten Voraussetzungen für die Varianzanalyse und durch die bisher nicht beachteten unterschiedlichen Größen der Firmen entstehen.

In der vorliegenden Studie werden alternativ verschiedene Zugänge zur statistischen Analyse realisiert, die sämtlich zu ähnlichen Ergebnissen führen und eine Dominanz von Firmen-

gegenüber Industriezweigeffekten erkennen lassen. Es werden alternativ feste und zufällige Industriezweig- und Firmeneffekte (also Varianzanalyse (ANOVA) oder Varianzkomponentenanalyse (VCA) angewendet) sowie zusätzlich Zeiteffekte und Wechselwirkungen berücksichtigt. Zu einer Erhöhung der Zuverlässigkeit der statistischen Analyse werden die in Bunke (1998) entwickelten Schätzverfahren einbezogen. Den bisherigen Studien zufolge hat jedoch die Wahl des Verfahrens einen Einfluss auf die Ergebnisse. Rumelt (1991) verwendet beide Verfahren und zeigt, daß der Unternehmenseffekt bei ANOVA deutlich größer ist als bei Verwendung des VCAs, und der Industriezweigeffekt beim VCA entsprechend größer ist als bei ANOVA.

2 Modellierung

2.1 Vorbetrachtungen: Modelle mit festen Effekten

Beobachtet wird als Performancemaß die Umsatzrendite r_{ikt} , die ein Unternehmen k im Jahr t im Industriezweig i erzielt. Diese Umsatzrendite wird beeinflusst durch unternehmensexterne und -interne Faktoren sowie die Zeit. In den amerikanischen Studien wird berücksichtigt, daß Unternehmen in verschiedenen Industriezweigen tätig sind. Dieser Diversifikationsaspekt kann bei den uns zur Verfügung stehenden Daten nicht berücksichtigt werden, da jedes Unternehmen nur seinem umsatzstärksten Industriezweig zugeordnet wurde. Dadurch könnten unsere Schätzungen tatsächlicher Industriezweigeffekte möglicherweise etwas verfälscht sein.

In der Literatur werden die möglichen Einflußfaktoren sowohl als feste Effekte (im sogenannte ANOVA-Modell) als auch als zufällige Effekte (im Varianzkomponenten-Modell) modelliert. Wir beschränken uns in diesem Abschnitt zunächst auf eine *Modellierung mittels fester Effekte*, weil eine Interpretation der Effekte als zufällige Größen bei dem vorhandenen Datenmaterial (es liegen ja im wesentlichen die Daten für alle Unternehmen vor) künstlich erscheint. In Abschnitt 2.5 stellen wir jedoch beide Zugänge anhand eines Modells kurz gegenüber.

Die möglichen Modelle zur Analyse der Daten unterscheiden sich im wesentlichen hinsichtlich der Annahmen über die Erwartungswerte $Er_{ikt} =: \mu_{ikt}$, die Varianzen $Var(r_{ikt})$ und eventuelle Abhängigkeiten zwischen den Variablen r_{ikt} . In der Praxis könnten aber nicht (nur) die Einflüsse der verschiedenen Faktoren auf die (erwarteten) Renditen selbst von Interesse sein, sondern (auch) auf gewisse Transformationen dieser, z.B. auf die logarithmische Rendite $\log(r_{ikt})$ oder auf $\log(r_{ikt} + a)$, wobei a eine Konstante ist. Daher wollen wir von einer Klasse $\{T_\lambda \mid \lambda \in \Lambda\}$ von interessierenden Transformationen T_λ ausgehen, die durch den Wert des Index λ festgelegt sind. Dann sind entsprechende Annahmen über die transformierten Renditen $r_{ikt}^\lambda := T_\lambda(r_{ikt})$ zu treffen, d.h. z.B. über $Er_{ikt}^\lambda =: \mu_{ikt}^\lambda$ und $Var(r_{ikt}^\lambda)$. Die Betrachtung von Transformationen macht auch deshalb Sinn, weil man i.a. lineare bzw. additive Modelle

für die Renditen ansetzt; dies könnte aber nicht für die erwarteten Renditen selbst, sondern nur für die erwarteten transformierten Renditen gerechtfertigt sein.

Häufig benutzt und sehr nützlich ist die Klasse von Transformationen des sogenannten Box-Cox-Typs:

$$T_\lambda(r) = \begin{cases} r, & \text{falls } \lambda = 1 \\ \frac{[(r+a_\lambda)/s]^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{falls } \lambda \neq 0, 1 \\ \log[(r+a_0)/s], & \text{falls } \lambda = 0 \end{cases} \quad (1)$$

Dabei sind a_λ gewisse Konstanten, die in einem ersten Schritt für jede Transformation geeignet gewählt werden, und s^2 bezeichnet die empirische Varianz der Umsatzrendite, vgl. Bunke, Droge & Polzehl (1999) und Droge (1992). Oft genügt es, sich etwa auf die sieben Transformationen zu beschränken, die durch

$$\Lambda = \{0, \pm 1/2, \pm 1, \pm 2\} \quad (2)$$

gegeben sind. Wenn wirklich nur der Einfluß der verschiedenen Faktoren auf die (untransformierte) Umsatzrendite interessiert, wählt man $\Lambda = \{1\}$, d.h. nur die "identische Transformation" $T_1(r)$.

Die Analyse erfolgt mittels dem Vergleich empirischer Varianzanteile der Faktoren oder stattdessen mittels empirischer partieller Korrelationen zwischen der (transformierten) Umsatzrendite und den einzelnen Faktoren. Eine Aussage der Form "die Firmeneffekte üben gegenüber den Industriezweigeffekten den entscheidenden Einfluß auf die Umsatzrendite aus" könnte man dann treffen, falls *für alle betrachteten Transformationen* der Varianzanteil der Firmeneffekte größer ist als der der Industriezweigeffekte (bzw. die partielle Korrelation der Firmeneffekte mit der transformierten Umsatzrendite größer als die der Industriezweigeffekte ist).

In den folgenden Abschnitten 2.2 und 2.3 werden die untersuchten Modelle mit festen Effekten vorgestellt. Dabei betrachten wir eventuell transformierte Umsatzrenditen

$$y_{ikt} \quad , \quad i = 1, \dots, m \quad ; \quad k = 1, \dots, n_i \quad ; \quad t = 1, \dots, T$$

als Beobachtungen im jeweiligen Modell, wobei zur Vereinfachung der Schreibweise $y_{ikt} = r_{ikt}^\lambda$ für die jeweils interessierende transformierte Rendite $r_{ikt}^\lambda = T_\lambda(r_{ikt})$ sei. Ferner gelte

$$n = \sum_{i=1}^m n_i \quad , \quad N = nT$$

sowie

$$y_{ikt} = \eta_{ikt} + \varepsilon_{ikt} \quad , \quad E\varepsilon_{ikt} = 0 \quad , \quad Var(\varepsilon_{ikt}) = \sigma_{ikt}^2 \quad . \quad (3)$$

Schließlich soll die in der Varianzanalyse übliche Notation zur Summen- und Mittelwertbildung verwendet werden, wonach z.B. folgendes gilt:

$$y_{...} = \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^{n_i} \sum_{t=1}^T y_{ikt} \quad , \quad \bar{y}_{...} = y_{...}/N \quad , \quad y_{..t} = \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^{n_i} y_{ikt} \quad , \quad \bar{y}_{..t} = y_{..t}/n \quad \text{usw.}$$

2.2 Unabhängige Beobachtungen

In Anlehnung an Rumelt (1991) nehmen wir an, daß die (hier aber eventuell transformierten) Umsatzrenditen y_{ikt} stochastisch unabhängige Zufallsgrößen sind und folgende additive Erwartungswertstruktur besitzen (vgl. (3))

$$\eta_{ikt} = \mu + \alpha_i + \phi_{ik} + \gamma_t + \delta_{it} . \quad (4)$$

Hier bezeichnet μ die mittlere (evtl. transformierte) Umsatzrendite der Firmen aller Industriezweige im gesamten Beobachtungszeitraum, α_i den Effekt des Industriezweigs i , ϕ_{ik} den Effekt der Firma k innerhalb des Industriezweigs i , γ_t den Zeiteffekt des Jahres t und δ_{it} die Wechselwirkung zwischen dem Industriezweig i und dem Jahr t . Rumelts (1991) Modell enthält zusätzlich Effekte β_k für die Unternehmen k , die in mehreren Industriezweigen tätig sind, was bei uns aus den in Abschnitt 2.1 dargelegten Gründen nicht möglich ist. Ebenso können keine Wechselwirkungen zwischen Industriezweigen und Unternehmen sowie zwischen Zeit und Unternehmen berücksichtigt werden. Prinzipiell wäre die Einbeziehung von Wechselwirkungen zwischen verschiedenen Unternehmen eines Industriezweigs möglich, aber eine ausreichend zuverlässige Schätzung würde Daten über einen längeren Zeitraum erfordern. Im Gegensatz zu Rumelt und anderen Autoren fordern wir nicht die Erfüllung einer Normalverteilungs- oder Varianzhomogenitätsannahme (d.h. $\sigma_{ikt}^2 \equiv \sigma^2$)⁶.

Die empirischen Varianzanteile für die verschiedenen Einflußfaktoren ergeben sich aus den gewöhnlichen Kleinst-Quadrat-Schätzungen $\hat{\mu}$, $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\phi}_{ik}$, $\hat{\gamma}_t$, $\hat{\delta}_{it}$ der Parameter im Modell (3), (4). Es werden dabei die üblichen Nebenbedingungen (vgl. Anhang 1) vorausgesetzt. Die Varianzanteile sind:

$$\text{Industriezweig :} \quad r_1 = s_1^2/s^2 \quad (5)$$

mit der Gesamtvarianz $s^2 := \frac{1}{N} \sum_{i,k,t} (y_{ikt} - \bar{y} \dots)^2$ und $s_1^2 = \frac{1}{n} \sum_i n_i \hat{\alpha}_i^2$,

$$\text{Firma :} \quad r_2 = s_2^2/s^2 \quad \text{mit} \quad s_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i,k} \hat{\phi}_{ik}^2 , \quad (6)$$

$$\text{Zeit :} \quad r_3 = s_3^2/s^2 \quad \text{mit} \quad s_3^2 = \frac{1}{T} \sum_t \hat{\gamma}_t^2 , \quad (7)$$

⁶Viele der in der Literatur verwendeten Inferenzverfahren (wie z.B. der t - oder F -Test) setzen nicht nur eine additive Erwartungswertstruktur, sondern auch normalverteilte Beobachtungen mit einer homogenen Varianz voraus. Diese Voraussetzungen brauchen bei Umsatzrenditen nicht unbedingt erfüllt sein, so daß bei fehlender Robustheit der Verfahren gegenüber Abweichungen von den Voraussetzungen (der F -Test ist z.B. nicht sehr robust gegenüber Abweichungen von der Varianzhomogenitätsannahme) die statistischen Aussagen an Zuverlässigkeit verlieren. Wir weisen daher in diesem Zusammenhang darauf hin, daß es durch eine geeignete Transformationswahl gelingen kann, die genannten Voraussetzungen zumindest "so gut wie möglich" (in einem asymptotischen Sinn, d.h. falls die Zahl T der Beobachtungszeitpunkte genügend groß ist) zu erfüllen, siehe Bunke (1982).

$$\text{Wechselwirkung zwischen Zeit und Industriezweig: } r_{13} = s_{13}^2/s^2 \quad (8)$$

mit $s_{13}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i,t} n_i \hat{\delta}_{it}^2$.

Der Anteil der verschiedenen Effekte kann nun durch die Werte r_j eingeschätzt werden, z.B. würde $r_2 > r_1$ und ein kleines r_{13} dafür sprechen, daß Firmeneffekte größer als Industriezweigeffekte sind.⁷

Diese empirischen Varianzanteile haben nicht nur eine Interpretation als Schätzungen für “wahre” Varianzanteile⁸, sondern sie sind auch ohne Annahme eines stochastischen Modells (3) direkt deutbar, nämlich im Sinne einer Zerlegung der Gesamtvarianz:

$$s^2 = s_1^2 + s_2^2 + s_3^2 + s_{13}^2 + s_r^2 \quad (9)$$

mit der Restvarianz

$$s_r^2 = \frac{1}{N} \sum_{i,k,t} (y_{ikt} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \hat{\phi}_{ik} - \hat{\gamma}_t - \hat{\delta}_{it})^2 .$$

Das empirische Bestimmtheitsmaß B zum Modell (3), (4) ergibt sich als Summe empirischer Varianzanteile:

$$B = r_1 + r_2 + r_3 + r_{13} .$$

Ferner fallen die empirischen Varianzanteile der einzelnen Faktoren gerade mit den Quadraten der empirischen Korrelationen zwischen der (transformierten) Umsatzrendite und diesen Faktoren zusammen (vgl. Anhang 1).

Die wahren Varianzanteile (vgl. Fußnote 8) können bei Annahme einer Varianzhomogenität $\sigma^2 \equiv \sigma_{ikt}^2$ auch dadurch geschätzt werden, daß für die “wahren Varianzen” σ_j^2 und σ^2 erwartungstreue Schätzungen $\hat{\sigma}_j^2$, $\hat{\sigma}^2$ eingesetzt werden (vgl. Anhang 1). Es ergeben sich Schätzungen \hat{r}_j , \hat{r}_{13} der wahren Varianzanteile, die sich von den empirischen Anteilen r_j , r_{13} oft nur geringfügig unterscheiden werden.

Eine Signifikanzaussage über den Unterschied zwischen Industriezweig- und Firmeneffekte kann unter bestimmten Voraussetzungen mit Hilfe eines geeignet konstruierten Maximum-Likelihood-Quotienten $T(y)$ (vgl. Anhang 1) gemacht werden. Ist $T(y) > \chi_{1;1-\alpha}^2$ (vgl. Anhang 1), dann sind die Anteile der Industriezweigeffekte (zum Niveau α) signifikant verschieden von denen der Firmeneffekte.

⁷Der prozentuale Anteil der Firmeneffekte im Vergleich zu den Industriezweigeffekten kann durch

$$p_1 = \frac{s_2^2}{s_1^2 + s_2^2} \cdot 100\%$$

ausgedrückt werden.

⁸Die wahren Varianzanteile r_j^w , r_{13}^w erhält man z.B. unter der Voraussetzung der Varianzhomogenität $\sigma^2 \equiv \sigma_{ikt}^2$ mit den Formeln der empirischen Varianzanteile, indem man in den Ausdrücken für s_j^2 , s_{13}^2 die Parameterschätzungen durch die wahren Parameter ersetzt und für s^2 die Summe (9) mit den so erhaltenen “wahren Varianzen” σ_j^2 an Stelle von s_j^2 und mit σ^2 an Stelle von s_r^2 verwendet (vgl. Anhang 1).

Statt der Varianzanteile bzw. der empirischen Korrelationen kann man auch empirische partielle Korrelationen $\hat{\rho}_{j\cdot}$ zwischen der (transformierten) Umsatzrendite und einem Faktor j bei festgehaltenen übrigen Faktoren vergleichen. Ihre Quadrate lassen sich unter (4) wie folgt darstellen:

$$\hat{\rho}_{j\cdot}^2 = s_j^2 / (s_r^2 + s_j^2) \quad (j = 1, 2, 3); \quad \hat{\rho}_{13\cdot}^2 = s_{13}^2 / (s_r^2 + s_{13}^2) .$$

2.3 Korrelierte Beobachtungen

Analog zu McGahan & Porter (1997) wollen wir auch die strenge Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen abschwächen und annehmen, daß die Beobachtungsfehler seriell korreliert sind. Dafür verzichten wir zunächst wie diese Autoren auf die Berücksichtigung von Industriezweig-Zeit-Wechselwirkungen. D.h. im Modell

$$y_{ikt} = \mu + \alpha_i + \phi_{ik} + \gamma_t + \varepsilon_{ikt} \quad (10)$$

nehmen wir für die Beobachtungsfehler ε_{ikt} an, daß sie einen für feste i, k und laufendes t stationären Prozeß

$$\varepsilon_{ikt} = \rho \varepsilon_{ik,t-1} + \omega_{ikt} \quad , \quad |\rho| < 1 \quad (11)$$

bilden (vgl. Fomby et al., 1984), wobei ω_{ikt} unabhängige Zufallgrößen mit Erwartungswert 0 und homogener Varianz τ^2 sind. Der (Autokorrelations-) Koeffizient ρ widerspiegelt hier das zeitliche Beharrungsvermögen aller Einflußfaktoren.

Für Modelle der Form (10), (11) können verschiedene Verfahren zur Schätzung der Parameter $\mu, \alpha_i, \phi_{ik}, \gamma_t$ angewendet werden (vgl. Anhang 2). Die Varianzanteile des Industriezweigs, der Firma und der Zeit sind wieder durch (5), (6), (7) gegeben, wobei die unter (10), (11) berechneten Parameterschätzungen $\hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\phi}_{ik}, \hat{\gamma}_t$ einzusetzen sind. Im Anhang 2 zeigen wir auch, wie man bei Berücksichtigung von Wechselwirkungen zwischen Industriezweigen und Zeit vorgehen muß, also bei einem durch (3), (4), (11) gegebenen Modell.

2.4 Die Berücksichtigung von Firmenunterschieden

Da die Parameter in den Modellen (4) und (10) ohne weitere Annahmen nicht identifizierbar sind, wurden ihre Schätzungen in den obigen Abschnitten unter den in der Varianzanalyse üblichen Reparametrisierungsbedingungen (A2) berechnet. Diese sind aber bei genauerer Betrachtung doch in gewisser Weise willkürlich. Sie erscheinen natürlich, wenn die verschiedenen Firmen als gleichwertig angesehen werden können und die gleiche Gewichtung erhalten. Wenn aber die Firmen unterschiedlich gewichtet werden müßten (etwa auf Grund unterschiedlicher Größe oder des Umsatzes), dann müßten möglicherweise sogar zeitabhängige positive Gewichte g_{ikt} für die Firmen eingeführt werden, z.B. proportional zur Größe oder zum Umsatz

w_{ikt} der zum Industriezweig i gehörenden Firma k zum Zeitpunkt t . Damit wären dann statt (A2) bzw. (A9) Bedingungen der Form

$$\sum_i g_{i..} \alpha_i = \sum_k g_{ik.} \phi_{ik} = \sum_t g_{..t} \gamma_t = \sum_i g_{i.t} \delta_{it} = \sum_t g_{i.t} \delta_{it} = 0, \quad (12)$$

$$i = 1, \dots, m; \quad t = 1, \dots, T$$

angemessen, wobei die Gewichte gegeben sind durch

$$g_{ikt} = \frac{w_{ik.} w_{..t}}{w_{...}}. \quad (13)$$

Die Kleinste-Quadrat-Schätzungen $\hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\phi}_{ik}, \hat{\gamma}_t, \hat{\delta}_{it}$ unter den Nebenbedingungen (12) sind im Anhang 3 angegeben. Sie sind im allgemeinen verschieden von den unter den Nebenbedingungen (A2) berechneten Schätzungen. An Stelle der Varianzzerlegung (9) tritt jetzt die Zerlegung der gewichteten empirischen Varianz

$$\tilde{s}^2 := \sum_{i,k,t} \tilde{g}_{ikt} |y_{ikt} - \hat{\mu}|^2 = \tilde{s}_1^2 + \tilde{s}_2^2 + \tilde{s}_3^2 + \tilde{s}_{13}^2 + \tilde{s}_r^2.$$

Dabei gilt $\tilde{g}_{ikt} = g_{ikt}/g_{...}$ und

$$\tilde{s}_1^2 = \sum_i \tilde{g}_{i..} \hat{\alpha}_i^2, \quad \tilde{s}_2^2 = \sum_{i,k} \tilde{g}_{ik.} \hat{\phi}_{ik}^2,$$

$$\tilde{s}_3^2 = \sum_t \tilde{g}_{..t} \hat{\gamma}_t^2, \quad \tilde{s}_{13}^2 = \sum_{i,t} \tilde{g}_{i.t} \hat{\delta}_{it}^2.$$

Die empirischen Varianzanteile für die einzelnen Faktoren müssen bei Berücksichtigung von Gewichten durch

$$\tilde{r}_j = \tilde{s}_j^2 / \tilde{s}^2 \quad (j = 1, 2, 3); \quad \tilde{r}_{13} = \tilde{s}_{13}^2 / \tilde{s}^2$$

*definiert werden.*⁹

⁹Den Vorteil einer Berücksichtigung von Gewichten erkennt man beispielsweise im hypothetischen Fall des Vorhandenseins einiger Unternehmen mit sehr kleinem oder verschwindendem Umsatz. Man müßte sie eigentlich bei der Analyse weglassen, was in unserem Ansatz durch verschwindende Gewichte $g_{ikt} = 0$ realisiert wäre. Anderenfalls könnten durch Einbeziehung dieser Unternehmen uninteressante Effekte vorgetäuscht werden. Die bisherigen Beiträge zum Vergleich von Industriezweig- und Firmeneffekten, wie die z.B. von Rumelt (1991), McGahan & Porter (1997) oder Brush et al. (1999), haben leider unterschiedliche Gewichte von Firmen nicht berücksichtigt. Aus diesem Grund müßten die dort aus empirischen Daten mittels ANOVA-Verfahren erarbeiteten Aussagen durch eine zusätzliche statistische Analyse unter Verwendung von Gewichten ergänzt werden. So könnte im Prinzip (vgl. die im Anhang 3 herausgearbeiteten Unterschiede) eine Dominanz von Firmen- gegenüber Industriezweigeffekten, wie bei Rumelt (1991), nur durch die künstliche Gleichbehandlung von verschiedenen große Firmen vorgetäuscht worden sein, während auch die bei McGahan & Porter (1997) und McGahan (1999) beobachtete Dominanz von Geschäftsbereichseffekten oder die größeren Anteile von Industriezweigeffekten ebenso nur scheinbar sein könnten.

2.5 Zufällige versus feste Effekte

Alternativ zu den bisherigen, in Modellen mit festen Effekten durchgeführten Untersuchungen demonstrieren wir im Anhang 4, welchen Einfluß die Annahme zufälliger Effekte auf die Analyse hat - unabhängig davon, inwieweit diese Annahme tatsächlich gerechtfertigt ist. Wir beschränken uns dabei auf den im Abschnitt 2.2 betrachteten Fall unabhängiger Beobachtungsfehler.

Bei Anwendung der Varianzkomponentenanalyse würden wir ein Modell (10) mit zusätzlichem additiven Term δ_{it} auf der rechten Seite voraussetzen, bei dem μ als fester Parameter und alle anderen Größen ($\alpha_i, \phi_{ik}, \gamma_t, \delta_{it}, \varepsilon_{ikt}$) als stochastisch unabhängige Zufallsgrößen mit Erwartungswert 0 und folgenden Varianzen angenommen werden:

$$E\alpha_i^2 = \sigma_1^2, \quad E\phi_{ik}^2 = \sigma_2^2, \quad E\gamma_t^2 = \sigma_3^2, \quad E\delta_{it}^2 = \sigma_4^2, \quad E\varepsilon_{ikt}^2 = \sigma_5^2. \quad (14)$$

Der relative Anteil v_j dieser Varianzen in der Gesamtvarianz $\sigma_g^2 = \sum_{j=1}^5 \sigma_j^2$ läßt sich dann mit den Varianzkomponentenschätzungen $\hat{\sigma}_j^2$ (siehe Anhang 4) durch

$$\hat{v}_j = \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{\sigma}_g^2}, \quad \hat{\sigma}_g^2 = \sum_{j=1}^5 \hat{\sigma}_j^2 \quad (15)$$

schätzen. Die Stärke der verschiedenen Effekte kann durch diese Anteile \hat{v}_j eingeschätzt werden.

Aus den Formeln für die erwartungstreu geschätzten Varianzanteilen, also für \hat{r}_j und den Schätzungen \hat{v}_j (siehe Anhänge 1 und 4) erkennt man, daß sich unter gewissen Bedingungen die Werte \hat{r}_j und \hat{v}_j wenig unterscheiden. Dies ist auch bei unseren Daten erkennbar und somit erhalten wir mit ANOVA- und mit VCA-Modellen ähnliche Ergebnisse.

2.6 Verbesserte Schätzung des Einflusses der Firmeneffekte

Eine Idee zur Verbesserung der Genauigkeit der statistischen Analyse von Industriezweig- und Firmeneffekten basiert auf der Möglichkeit, daß die erwarteten Renditen für gewisse Firmen eines Industriezweigs relativ kleine Unterschiede aufweisen, so daß man für diese einen gemeinsamen Effekt ansetzen und schätzen kann, anstatt für jede Firma einen separaten Effekt zu modellieren. Da die wahren Effekte im allgemeinen nicht exakt übereinstimmen werden, entsteht dadurch eine Verfälschung, die aber durch eine wesentliche Verkleinerung der Varianz der Schätzungen der Effekte ϕ_{ik} mehr als wettgemacht werden kann (vgl. Bunke, 1998, oder Bunke & Castell, 1999). Dadurch kann ein kleinerer mittlerer quadratischer Fehler R ("Risiko") bei der Schätzung der Effekte entstehen oder, was uns hauptsächlich interessiert, bei der Schätzung der Differenz D von zwei "wahren Varianzen", z.B. $D = \sigma_2^2 - \sigma_1^2$ von Firmen- und Industriezweigvarianzen. Das Ziel besteht daher im Auffinden einer "optimalen" Gruppierung von Firmen innerhalb der Industriezweige, die zu einer möglichst großen

Risikoverkleinerung bei der Schätzung von D führt, falls man in jeder Gruppe annähernd gleiche Firmeneffekte ansetzt. Prinzipiell wäre solch eine Strategie auch zur Gruppierung von Industriezweigen denkbar; wir wollen uns hier aber auf die Firmeneffekte beschränken, da die Anzahl der Firmen in der Regel größer als die der Industriezweige ist. Im Anhang 5 beschreiben wir das Vorgehen, das aus einem systematischen Vergleich der verschiedenen möglichen Gruppierungen mit dem Ziel der Minimierung einer geeigneten Schätzung \hat{R} des (unbekannten) Risikos besteht.

3 Empirische Ergebnisse

3.1 Datenmaterial und Wahl der Datentransformation

In der empirischen Analyse wird ein Paneldatensatz aus der Unternehmensdatenbank des Sonderforschungsbereichs 373 verwendet. Der Datensatz besteht aus $n = 237$ Unternehmen. Als Renditemaß wurde die Umsatzrendite (Jahresüberschuß bzw. -fehlbetrag dividiert durch den Umsatzerlös) verwendet. Für jedes Unternehmen liegt die Umsatzrendite (in Mio. DM) für den Zeitraum 1987 - 1997 (d.h. $T = 11$) vor. Die Unternehmen verteilen sich wie folgt auf insgesamt $m = 26$ Industriezweige:

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
n_i	10	5	9	16	9	4	5	5	4	9	11	3	3
i	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
n_i	13	4	7	16	5	4	3	9	6	16	49	8	4

Für die Analyse wurden sowohl die untransformierten Umsatzrenditen betrachtet als auch quadratisch transformierte Renditen, d.h. in (1) wurde $\lambda = 2$ gewählt. Dabei ergab sich

$$s = 0.2209$$

als empirische Standardabweichung der Umsatzrendite und $a_2 = 5.525$ nach Droge (1992). Diese quadratische Transformation ist gerade die Maximum-Likelihood-Schätzung derjenigen Transformation in der Klasse (2), die normalverteilte transformierte Beobachtungen mit homogener Varianz ergibt (vgl. Bunke, 1982). Die Benutzung der untransformierten Renditen (d.h. $\lambda = 1$) erweist sich als fast gleichwertig zu $\lambda = 2$ bezüglich des Likelihood-Kriteriums, während beispielsweise logarithmisch transformierte Renditen ($\lambda = 0$) deutlich schlechter abschneiden.

3.2 Modelle mit unabhängigen Beobachtungen

3.2.1 Analyseergebnisse mittels ANOVA und VCA

Die Ergebnisse der Analyse im Modell (4) mittels der in den Abschnitten 2.2 und 2.5 dargestellten Methoden sind in den Tabellen 1 und 2 zusammengefaßt.

Tabelle 1: *Empirische Varianzanteile der einzelnen Einflußfaktoren sowie deren empirischen partiellen Korrelationen mit der Umsatzrendite im Modell (4): (a) ohne Transformation, (b) mit quadratisch transformierter Umsatzrendite.*

	Varianzanteile				Partielle Korrelationen			
	r_1	r_2	r_3	r_{13}	$\hat{\rho}_{1\cdot}^2$	$\hat{\rho}_{2\cdot}^2$	$\hat{\rho}_{3\cdot}^2$	$\hat{\rho}_{13\cdot}^2$
(a)	0.2308	0.3384	0.0046	0.0564	0.3842	0.4777	0.0122	0.1323
(b)	0.2443	0.3487	0.0045	0.0670	0.4212	0.5095	0.0132	0.1659

Tabelle 2: *Der relative Einfluß der einzelnen Einflußfaktoren auf die Rendite im ANOVA-Modell sowie deren relativer Anteil zur Erklärung der Gesamtvarianz der Rendite im VCA-Modell: (a) ohne Transformation, (b) mit quadratisch transformierter Umsatzrendite.*

	ANOVA				VCA			
	\hat{r}_1	\hat{r}_2	\hat{r}_3	\hat{r}_{13}	\hat{v}_1	\hat{v}_2	\hat{v}_3	\hat{v}_{13}
(a)	0.2263	0.3013	0.0028	0.0125	0.2014	0.3327	0.0019	0.0147
(b)	0.2403	0.3151	0.0029	0.0270	0.2127	0.3476	0.0008	0.0316

Hinsichtlich der Frage, ob die Firmeneffekte oder die Industriezweigeffekte einen größeren Einfluß auf die Umsatzrendite haben, ist festzustellen, daß die Antwort unabhängig vom Vergleichskriterium und unabhängig von der gewählten Transformation zugunsten der Firmeneffekte ausfällt. Beispielsweise ist die Differenz $r_2 - r_1$ der entsprechenden Varianzanteile im Fall beider Transformationen größer als 0.1. Der prozentuale Anteil der Firmeneffekte im Vergleich zu den Industriezweigeffekten ist (nach Fußnote 7) ca. 59 % sowohl bei Betrachtung von Renditen als auch bei quadrierten Renditen. Der *Maximum-Likelihood-Quotienten-Test* zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.01$ (vgl. Abschnitt 2.2) bestätigt auch, daß sich Industriezweig- und Firmeneffekte in ihrer Bedeutung stark *signifikant* unterscheiden: wir erhalten $T(y) \approx 35.9 \gg \chi_{1;0.99}^2 \approx 6.63$.

Die Kenngrößen in Tabelle 1 zeigen, daß die Zeiteffekte kaum einen Einfluß auf die Umsatzrendite besitzen. Etwas größer sind da schon die Industriezweig-Zeit-Wechselwir-

kungen. Würde man die Varianzanteile der Industriezweigeffekte und der Industriezweig-Zeit-Wechselwirkungen zusammenfassen ($r = r_1 + r_{13}$), dann würden sich wiederum zum Niveau $\alpha = 0.01$ signifikant kleinere Werte als die Anteile r_2 der Firmeneffekte ergeben (als Wert für die Teststatistik des entsprechenden Maximum-Likelihood-Quotienten-Tests erhielten wir $\tilde{T}(y) \approx 7.4$, was größer als $\chi_{1,0.99}^2 \approx 6.63$ ist, vgl. Anhang 1).

Die mittlere Umsatzrendite der Firmen aller Industriezweige im gesamten Beobachtungszeitraum beträgt

$$\hat{\mu} = -0.00088 .$$

Die Abbildungen 1-4 veranschaulichen die geschätzten Effekte der Industriezweige, der Firmen, der Zeit sowie der Wechselwirkungen zwischen den Industriezweigen und der Zeit.

Auffällig ist insbesondere der Industriezweig 23 (Verkehr). Sein Effekt fällt deutlich gegenüber denen der anderen Industriezweige nach unten ab (Abb. 1). Abbildung 2 zeigt ferner, daß die Effekte der zugehörigen Firmen (Firmen 161-176) stark streuen; die entsprechende Stichprobenvarianz - dargestellt im unteren Teil der Abbildung 1 - unterstreicht dies. Auch der Verlauf der Wechselwirkung des Industriezweigs 23 mit der Zeit unterscheidet sich erkennbar von den anderen Wechselwirkungskurven in Abbildung 4. In dieser Darstellung fallen ebenso noch die entsprechenden Kurven der Industriezweige 7, 8, 11 und 14 etwas aus dem Rahmen. Die Zeiteffekte weisen scheinbar ein "zyklisches" Verhalten auf - sie wachsen zunächst bis 1989, fallen dann bis 1994, um schließlich wieder anzusteigen (es sieht nach einer Periodenlänge von 10 Jahren aus).

Schließlich verdeutlichen die Werte in Tabelle 2, daß bei unserem Datensatz eine Analyse basierend auf der Annahme zufälliger Effekte zu ähnlichen Resultaten führt wie eine Varianzanalyse mit festen Effekten.

3.2.2 Verbesserte Schätzung des Einflusses der Firmeneffekte

Als erwartungstreue Schätzungen für die Größe ("wahren Varianzen") der Firmen- und Industriezweigeffekte erhielten wir $\hat{\sigma}_2^2 = 0.01471$ bzw. $\hat{\sigma}_1^2 = 0.01105$, so daß sich $\hat{D} = 0.00366$ als Schätzung für die Differenz der Firmen- und Industriezweig-Varianzen $D = \sigma_2^2 - \sigma_1^2$ ergab. Als Schätzung für das Risiko von \hat{D} ergab sich wiederum $\hat{R} \approx 9.19 \cdot 10^{-7}$ (und somit $\hat{\sigma}_{\hat{D}} \approx 0.25\hat{D}$ als geschätzte Standardabweichung von \hat{D}). Die in Abschnitt 2.6 beschriebene Suche nach einer optimalen Gruppierung der Firmen zur Verbesserung der Schätzung für D lieferte eine Einteilung aller $n = 237$ Firmen in 158 Gruppen mit approximativ gleichen Effekten. Allerdings war diese Optimierung nur mit einer relativ geringen Verbesserung von 3% gegenüber \hat{R} in der Güte der resultierenden Schätzung verbunden.

3.2.3 Stabilitätsanalyse

Um zu untersuchen, wie stark die Ergebnisse von der Auswahl der betrachteten Industriezweige abhängen, haben wir eine Stabilitätsanalyse durchgeführt. Dabei wurden sämtliche Rechnungen nach dem Weglassen von jeweils einem Industriezweig nochmals durchgeführt, wobei sich für die einzelnen Faktoren die in Tabelle 3 zusammengefaßten empirischen Varianzanteile ergaben.

Tabelle 3: *Stabilitätsanalyse: Empirische Varianzanteile der einzelnen Einflußfaktoren nach Weglassen jeweils eines Industriezweigs (IZ).*

Varianzanteile					Varianzanteile				
IZ	r_1	r_2	r_3	r_{13}	IZ	r_1	r_2	r_3	r_{13}
1	0.2308	0.3384	0.0048	0.0561	14	0.2514	0.3649	0.0045	0.0558
2	0.2305	0.3385	0.0050	0.0556	15	0.2307	0.3384	0.0046	0.0558
3	0.2307	0.3384	0.0047	0.0562	16	0.2306	0.3384	0.0047	0.0561
4	0.2298	0.3326	0.0049	0.0474	17	0.2316	0.3390	0.0048	0.0562
5	0.2367	0.3391	0.0039	0.0558	18	0.2307	0.3384	0.0047	0.0563
6	0.2305	0.3363	0.0047	0.0510	19	0.2305	0.3385	0.0047	0.0562
7	0.2452	0.3563	0.0044	0.0425	20	0.2308	0.3384	0.0046	0.0563
8	0.2307	0.3409	0.0046	0.0559	21	0.2301	0.3386	0.0048	0.0562
9	0.2359	0.3390	0.0045	0.0502	22	0.2305	0.3384	0.0048	0.0562
10	0.2314	0.3387	0.0043	0.0563	23	0.0415	0.1635	0.0053	0.1122
11	0.2744	0.3871	0.0039	0.0527	24	0.2287	0.3377	0.0064	0.0556
12	0.2307	0.3384	0.0047	0.0564	25	0.2263	0.3372	0.0042	0.0570
13	0.2307	0.3383	0.0046	0.0563	26	0.2308	0.3384	0.0045	0.0563

Als Mittel der empirischen Varianzanteile aller 26 Werte in Tabelle 3 ergab sich für die Industriezweigeffekte 0.227 und für die Firmeneffekte 0.335, was in etwa mit den Werten in Tabelle 1 übereinstimmt. Bis auf eine Ausnahme lagen die empirischen Varianzanteile nach Weglassen jeweils eines Industriezweigs stets sehr nah an diesen Werten. Diese Ausnahme betrifft wiederum den Industriezweig 23 (Verkehr). Ohne diesen Industriezweig bleiben die Firmeneffekte zwar weiterhin größer als die (zeitunabhängigen) Industriezweigeffekte (es gilt jetzt sogar $p_1 \approx 80\%$, vgl. Fußnote 7), doch sind beide Effekte kleiner als bei Berücksichtigung aller Industriezweige. Die Ursache dafür dürfte die bereits diskutierte große Streuung der Firmeneffekte innerhalb des Industriezweigs 23 sein. Schließlich fällt in diesem Fall noch der recht große Varianzanteil der Industriezweig-Jahr-Wechselwirkung auf, der sich ge-

genüber dem Durchschnitt (und dem Wert in Tabelle 1) verdoppelt und nun das 2.7-fache des Industriezweig-Varianzanteils beträgt.

3.2.4 Berücksichtigung von Firmenunterschieden

Entsprechend der Ausführungen in Abschnitt 2.4 haben wir eine Analyse der (untransformierten) Renditen unter Berücksichtigung von Firmenunterschieden durchgeführt. Dabei wurde als Gewicht w_{ikt} in (13) der im Jahr t erzielte Umsatz der zum Industriezweig i gehörenden Firma k gewählt.

Das gewichtete Mittel der Umsatzrendite aller Firmen im Beobachtungszeitraum betrug

$$\hat{\mu} = 0.01976 \text{ ,}$$

war also im Gegensatz zum ungewichteten Mittel positiv (siehe Abschnitt 3.2.1). Als empirische (gewichtete) Varianzanteile erhielten wir:

$$\tilde{r}_1 = 0.0237 \text{ , } \tilde{r}_2 = 0.1489 \text{ , } \tilde{r}_3 = 0.0078 \text{ , } \tilde{r}_{13} = 0.0965 \text{ .}$$

Die (zeitunabhängigen) Industriezweigeffekte werden auch hier klar von den Firmeneffekten dominiert (es gilt sogar $p_1 \approx 86\%$, vgl. Fußnote 7). Allerdings sind jetzt die Industriezweig-Jahr-Wechselwirkung ca. viermal so groß wie die Industriezweigeffekte, während die reinen Zeiteffekte unbedeutend bleiben. Schließlich erscheinen insbesondere die Industriezweig- und Firmeneffekte kleiner als im Fall ohne Berücksichtigung der Firmengröße (durch ihren Umsatz). Dies mag daran liegen, daß die Umsatzrenditen der großen Firmen, die ja jetzt stärker ins Gewicht fallen, weniger schwanken (auch im Verlauf der Jahre) als die der kleineren Firmen.

3.3 Modell mit korrelierten Beobachtungen

Unter der Annahme (11) seriell korrelierter Beobachtungsfehler wurden für die Modelle (10) und (4) die gleichen Transformationen untersucht wie zuvor für Modell (4). Tabelle 4 faßt die Ergebnisse der Analyse zusammen.

Generell unterscheiden sich die Ergebnisse kaum von denen im Fall unabhängiger Beobachtungen, da der geschätzte Autokorrelationskoeffizient in jedem Fall relativ klein ist. Wieder scheinen die Firmeneffekte größer zu sein als die Industriezweigeffekte, und die Zeiteffekte sind vernachlässigbar. Dies gilt unabhängig von der Wahl des Vergleichskriteriums in beiden Modellen und für beide Transformationen.

Der entsprechend Fußnote 7 berechnete prozentuale Anteil der Firmeneffekte im Vergleich zu den Industriezweigeffekten ist 61 % bei der Betrachtung von Renditen und 60 % bei quadrierten Renditen.

Tabelle 4: *Geschätzter Autokorrelationskoeffizient, empirische Varianzanteile der Einflußfaktoren sowie deren empirische partielle Korrelationen mit der Umsatzrendite in den Modellen (10) bzw. (4): (a) ohne Transformation, (b) mit quadratisch transformierter Umsatzrendite.*

		Modell (10)		Modell (4)	
		(a)	(b)	(a)	(b)
Autokorrelationskoeffizient	$\hat{\rho}$	0.0656	0.0970	0.0705	0.1159
Varianzanteile	r_1	0.2382	0.2501	0.2308	0.2443
	r_2	0.3680	0.3746	0.3682	0.3753
	r_3	0.0046	0.0045	0.0046	0.0045
	r_{13}	-	-	0.0564	0.0668
Partielle Korrelationen	$\hat{\rho}_{1\cdot}^2$	0.3366	0.3567	0.3651	0.3930
	$\hat{\rho}_{2\cdot}^2$	0.4276	0.4426	0.4578	0.4801
	$\hat{\rho}_{3\cdot}^2$	0.0103	0.0105	0.0116	0.0122
	$\hat{\rho}_{13\cdot}^2$	-	-	0.1143	0.1387

3.4 Sektorenspezifische Analyse

Hier soll kurz untersucht werden, ob es Unterschiede zwischen verschiedenen Sektoren gibt. Dazu wenden wir die zuvor eingeführten Methoden separat auf den Sektor I der “grundstoffverarbeitende Industrie” und auf einen die restlichen Industriezweige umfassenden Sektor II an. Zur grundstoffverarbeitenden Industrie gehören 11 Industriezweige (Nr. 2, 4, 8, 9, 13, 15, 18, 20, 21, 24 und 26 aus der Tabelle in 3.1) mit insgesamt 107 Firmen. Der Sektor II besteht daher aus 15 Industriezweigen mit insgesamt 130 Firmen. Bei den Modellen mit seriell korrelierten Beobachtungsfehlern beschränken wir uns auf das mit der Struktur (4) für die erwartete Umsatzrendite, d.h. wir wollen stets Industriezweig-Jahr-Wechselwirkungen berücksichtigen. Schließlich verzichten wir auf die Darstellung der Ergebnisse für transformierte Renditen, weil sich die quadratische Transformation zwar wieder als Maximum-Likelihood-Lösung in der Klasse (2) ergab, diese aber kaum besser als die identische Transformation war und somit zu ähnlichen Ergebnissen führte.

Tabelle 5 faßt die Ergebnisse zusammen. Zunächst kann festgestellt werden, daß in beiden Sektoren die Firmeneffekte gegenüber den Industriezweigeffekten dominieren. Dies gilt unabhängig vom gewählten Vergleichskriterium sowohl unter der Annahme unabhängiger Beobachtungsfehler als auch für den Fall seriell korrelierter Fehler. Die Dominanz der Firmeneffekte ist generell im Sektor I stärker ausgeprägt als im Sektor II. Die Zeiteffekte sind in allen

Tabelle 5: *Analyseergebnisse getrennt nach Sektoren: (I) grundstoffverarbeitende Industrie, (II) restliche Industriezweige (ANOVA-VCA Vergleich nur im Modell mit unabhängigen Beobachtungsfehlern).*

		unabhängige Beobachtungsfehler		korrelierte Beobachtungsfehler	
		(I)	(II)	(I)	(II)
mittlere Rendite	$\hat{\mu}$	0.0269	-0.0237	0.0269	-0.0237
Autokorrelationskoeffizient	$\hat{\rho}$	-	-	0.4856	0.0298
Varianzanteile	r_1	0.0756	0.2284	0.0756	0.2284
	r_2	0.3759	0.3387	0.5174	0.3658
	r_3	0.0037	0.0091	0.0037	0.0091
	r_{13}	0.1760	0.0402	0.1760	0.0402
Partielle Korrelationen	$\hat{\rho}_{1\cdot}^2$	0.1700	0.3732	0.0283	0.3721
	$\hat{\rho}_{2\cdot}^2$	0.5047	0.4689	0.3244	0.4665
	$\hat{\rho}_{3\cdot}^2$	0.0100	0.0231	0.0062	0.0229
	$\hat{\rho}_{13\cdot}^2$	0.3230	0.0948	0.1520	0.0944
Varianzanteile mittels erwartungstreuer Varianzschätzungen (ANOVA)	\hat{r}_1	0.0717	0.2236	-	-
	\hat{r}_2	0.3389	0.3006	-	-
	\hat{r}_3	-0.0002	0.0057	-	-
	\hat{r}_{13}	0.1375	-0.0065	-	-
Varianzkomponentenanteile nach (15) (VCA)	\hat{v}_1	0.0299	0.2002	-	-
	\hat{v}_2	0.3735	0.3329	-	-
	\hat{v}_3	-0.0505	0.0068	-	-
	\hat{v}_{13}	0.1998	-0.0077	-	-

Fällen recht klein. Dies trifft auch für die Industriezweig-Jahr-Wechselwirkungen innerhalb von Sektor II zu. Im Gegensatz dazu sind diese Wechselwirkungen, die sich als zeitabhängige Industriezweigeffekte interpretieren lassen, innerhalb der grundstoffverarbeitenden Industrie aber nicht zu vernachlässigen; sie sind mehr als doppelt so groß wie die (zeitunabhängigen) Industriezweigeffekte.

Ein weiterer gravierender Unterschied zwischen beiden Sektoren betrifft den Grad der Korreliertheit der Fehler. Während man innerhalb von Sektor II einen vernachlässigbaren geschätzten Autokorrelationskoeffizienten erhält, der zu nahezu gleichen Resultaten in den

Modellen mit und ohne Annahme korrelierter Beobachtungsfehler führt, ergibt sich für den Sektor I ein recht großer Koeffizient von $\hat{\rho} \approx 0.49$. Dies spiegelt sich auch in den anderen Analyseresultaten wider. Beispielsweise hängt die Größe des Varianzanteils r_2 für die Firmeneffekte innerhalb von Sektor I deutlich von der Annahme einer Unabhängigkeit bzw. Korreliertheit ab. Bei den Industriezweigeffekten ist dies übrigens nicht der Fall, da wir hier im Fall korrelierter Fehler nur das Modell mit Industriezweig-Jahr-Wechselwirkungen betrachtet haben, in dem die Schätzung der Industriezweigeffekte - im Gegensatz zum Modell ohne diese Wechselwirkungen - nicht von der Autokorrelation abhängt (vgl. (A10), (A11) in Anhang 2).

Schließlich erkennt man, daß eine Analyse unter der Annahme zufälliger Effekte ähnliche Resultate liefert wie unter der Annahme fester Effekte. Aus dem unteren Teil der Tabelle 5 wird auch deutlich, daß Varianzkomponentenschätzungen und die erwartungstreuen Schätzungen der "wahren Varianzen" durchaus negative Werte annehmen können. Diese störende Eigenschaft ist in der Literatur wohlbekannt, und wir ersetzen - wie auch dort vorgeschlagen - die ohnehin kleinen negativen Werte durch 0.

4 Schlußbemerkungen

Die Studie zeigt, daß die Firmeneffekte signifikant größer als die Industriezweigeffekte sind. Während die Industriezweigeffekte etwa 20 bis 24 Prozent der Gesamtvarianz der Rendite erklären, beträgt dieser Anteil für die Firmeneffekte 30 bis 37 Prozent. Die Unterschiede zwischen diesen Effekten verstärken sich zugunsten der Firmeneffekte unter Berücksichtigung der Unternehmensgröße. Die Zeiteffekte sind vernachlässigbar, jedoch können die Wechselwirkungen zwischen den Industriezweigen und der Zeit einen Erklärungsanteil von bis zu 7 Prozent liefern.

Die Stabilitätsanalyse zeigt, daß die relative Bedeutung der Effekte nicht abhängig ist von einzelnen Industriezweigen. Allerdings konnten sektorspezifische und konjunkturspezifische Einflüsse festgestellt werden.

Ein Vergleich mit den amerikanischen Ergebnissen in Tabelle 6 zeigt, daß die Industriezweigeffekte in Deutschland geringfügig höher, die aggregierten Unternehmenseffekte (Firmen- und Geschäftsbereichseffekte) etwas geringer und die Zeiteffekte deutlich geringer sind. Demnach ist die Persistenz der Effekte über die Zeit im deutschen Markt größer als im amerikanischen Markt. Insgesamt sind jedoch die Unterschiede zwischen den beiden Ländern zu gering, um die eingangs erwähnten Corporate Governance-Faktoren zur Erklärung der Unterschiede heranziehen zu können. Offensichtlich bewirkte der internationale Wettbewerb eine Angleichung der nationalen Faktorbedingungen und der Wettbewerbschancen.

Tabelle 6: *Deutsch-amerikanischer Vergleich der Industriezweig- und Firmeneffekte. Erklärungsanteil an der Gesamtvarianz in Prozent.*

<i>Studie</i>	<i>Effekte</i>				
	Industriezweig	Unternehmen	Zeit	Industrie-Zeit	Error
Schmalensee (1985)	19.59	0.62	-	-	80.41
Rumelt (1991) Roquebert et al. (1996)	4 - 8	46 - 47	-	5 - 8	37 - 45
Brush et al.(1999) McGahan & Porter (1997)	10.2	55	-	2.3	32
McGahan (1999) Bunke, Droge & Schwalbach	16 - 19	43 - 47	4 - 6	-	31 - 33
	18.68	36.04	2.39	-	48.4
	11 - 28	24 - 37	0.2 - 0.3	-	33 - 64
	20 - 24	30 - 37	0.1 - 0.5	1 - 7	31 - 46

References

- Albach, H. (1985). Profitability of German corporations. In: Holland, D.M. (editor), *Corporate Profits*, Cambridge: MIT Press.
- Albach, H. (1987). Investitionspolitik erfolgreicher Unternehmen. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* **57**, 636-661.
- Brush, T.H., Bromiley, P. and Hendrickx, M. (1999). The relative influence of industry and corporation on business segment performance: an alternative estimate. *Strategic Management Journal* **20**, 519-547.
- Bunke, O. (1982). The roles of transformations and response functions chosen by maximum likelihood. *Mathematische Operationsforschung und Statistik, series statistics*, **13**, 395-404.
- Bunke, O. (1998). Semiparametric estimation and predication for time series cross sectional data. Discussion Paper **48**, Sonderforschungsbereich 373, Humboldt-Universität zu Berlin.
- Bunke, O. and Castell, E. (1999). Regression and contrast estimates based on adaptive regressograms depending on qualitative explanatory variables. *Statistics* **33**, 37-56.
- Bunke, O., Droge, B. and Polzehl, J. (1999). Model selection, transformations and variance estimation in nonlinear regression. *Statistics* **33**, 197-240.

- Cochrane, D. and Orcutt, G.H. (1949). Application of least squares regression to relationships containing autocorrelated error terms. *Journal of the American Statistical Association* **44**,32-61.
- Cox, D.R. and Hinkley, D.V. (1974). *Theoretical Statistics*. London: Chapman and Hall.
- Droge, B. (1992). On a computer program for the selection of variables and models in regression analysis. In: Fedorov, V., Müller, W. G. and Vuchkov, I. N.(editors), *Model-Oriented Data Analysis*, Springer, Heidelberg, 181-192.
- Fomby, T., Hill, C. and Johnson, S. (1984). *Advanced Econometric Methods*. New York: Springer-Verlag.
- Humak, K.M.S. (1984). *Statistische Methoden der Modellbildung. III: Statistische Inferenz für Kovarianzparameter*. Berlin: Akademie-Verlag.
- Marshall, C. and Buzzell, R. (1990). PIMS and the FTC line-of-business data: a comparison. *Strategic Management Journal* **11**, 269-282.
- McGahan, A. (1999). The performance of US corporations: 1981-1994. *Journal of Industrial Economics* **47**, 373-398.
- McGahan, A.M. and Porter, M.E. (1997). How much does industry matter, really? *Strategic Management Journal* **18**, 15-30.
- Mueller, D.C., editor (1990). *The Dynamics of Company Profits. An International Comparison*. Cambridge University Press.
- Neumann, M. (1979). Industrial organization. Ein Überblick über die quantitative Forschung. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 645-660.
- Rao, C.R. and Kleffe, J. (1988). *Estimation of Variance Components and Applications*. Amsterdam: North-Holland.
- Roquebert, J.A., Phillips, R.L. and Westfall, P.A. (1996). Markets vs. management: what 'drives' profitability? *Strategic Management Journal* **17**, 653-664.
- Rumelt, R.P. (1991). How much does industry matter ? *Strategic Management Journal* **12**, 167-185.
- Schmalensee, R. (1985). Do markets differ much ? *American Economic Review* **75**, 341-351.
- Schwalbach, J. (1994). Stand und Entwicklung der Industrieökonomik. In: Manfred Neumann, editor, *Unternehmensstrategie und Wettbewerb auf globalen Märkten*, Schriften

des Vereins für Socialpolitik, Band 233, zugleich Beiheft 3 der *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Berlin: Duncker&Humblot, 93-109.

Schwalbach, J., Grasshoff, U. and Mahmood, T. (1989). The dynamics of corporate profits. *European Economic Review* **33**, 1625-1639.

Schwalbach, J. and Mahmood, T. (1990). Persistence of profits in the Federal Republic of Germany. In: D.C. Mueller, editor, *The dynamics of company profits. An international comparison*, Cambridge: Cambridge University Press, 105-121.

Weiss, L.W. (1974). The Concentration-Profits Relationship and Antitrust, In: Goldtschmidt, H.J., Mann, H.M. and Weston, J.F. (editors), *Industrial Concentration: The New Learning*, Boston: Little, Brown.

Anhang 1: Erläuterungen zu Abschnitt 2.2

Im durch (3), (4) gegebenen Modell gilt unter der Varianzhomogenität $\sigma_{ikt}^2 \equiv \sigma^2$:

$$Es^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \sigma_3^2 + \sigma_{13}^2 + \sigma^2 \quad (A1)$$

mit den “wahren Varianzen”

$$\begin{aligned} \sigma_1^2 &= \frac{1}{n} \sum_i n_i \alpha_i^2, & \sigma_2^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i,k} \phi_{ik}^2, \\ \sigma_3^2 &= \frac{1}{T} \sum_t \gamma_t^2, & \sigma_{13}^2 &= \frac{1}{N} \sum_{i,t} n_i \delta_{it}^2. \end{aligned}$$

Der Formel (A1) entspricht formal die Zerlegung (9) der Gesamtvarianz als Summe empirischer Varianzen. Die empirischen Varianzanteile r_j , r_{13} entsprechen den “wahren Varianzanteilen”

$$r_j^w = \sigma_j / Es^2, \quad r_{13}^w = \sigma_{13}^2 / Es^2.$$

Man kann auch feststellen, daß die empirischen Varianzanteile mit den Quadraten von “empirischen Korrelationen” $\hat{\rho}_j^2$, $\hat{\rho}_{13}^2$ zwischen Umsatzrendite und den Faktoren zusammenfallen:

$$\hat{\rho}_j^2 = r_j \quad (j = 1, 2, 3); \quad \hat{\rho}_{13}^2 = r_{13},$$

wobei z.B. die empirische Korrelation mit dem Industriezweig folgendermaßen definiert wäre:

$$\hat{\rho}_1^2 = 1 - s^{-2} [N^{-1} \sum_{i,k,t} |y_{ikt} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i|^2].$$

Die gewöhnlichen Kleinste-Quadrat-Schätzungen für die Parameter in (4) unter den üblichen Nebenbedingungen

$$\sum_i n_i \alpha_i = \phi_i. = \gamma. = \delta_i. = \sum_i n_i \delta_{it} = 0, \quad i = 1, \dots, m; \quad t = 1, \dots, T \quad (A2)$$

sind:

$$\begin{aligned}\hat{\mu} &= \bar{y}_{..} , & \hat{\alpha}_i &= \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{..} , & \hat{\phi}_{ik} &= \bar{y}_{ik.} - \bar{y}_{i..} , \\ \hat{\gamma}_t &= \bar{y}_{..t} - \bar{y}_{..} , & \hat{\delta}_{it} &= \bar{y}_{i.t} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{..t} + \bar{y}_{..} .\end{aligned}\tag{A3}$$

Wollte man testen, ob sich die Firmen- und Industriezweigeffekte in ihrer Bedeutung signifikant unterscheiden, so könnte man (unter Annahme normalverteilter Beobachtungsfehler) eine *Maximum-Likelihood-Quotienten-Statistik* $T(y)$ (vgl. Cox & Hinkley, 1974) zum Prüfen der Hypothese

$$H : r_1^w = r_2^w\tag{A4}$$

anwenden. Die Berechnung dieser Statistik für die Hypothese (A4) führt zur Ablehnung der Hypothese H zum (asymptotischen) Signifikanzniveau α , falls

$$T(y) := N \left[\log \left(1 + \frac{1}{2} \left(\frac{s_1 - s_2}{s_r} \right)^2 \right) \right] > \chi_{1;1-\alpha}^2\tag{A5}$$

gilt, wobei $\chi_{1;1-\alpha}^2$ das $(1 - \alpha)$ -Quantil der χ^2 -Verteilung mit einem Freiheitsgrad bezeichnet. Würde man die Hypothese

$$\tilde{H} : r^w := r_1^w + r_{13}^w = r_2^w$$

prüfen, so wäre statt $T(y)$ in (A5) die Statistik

$$\tilde{T}(y) = N \left[\log \left(1 + \frac{1}{2} \left(\frac{s_2 - \sqrt{s_1^2 + s_{13}^2}}{s_r} \right)^2 \right) \right]$$

zu verwenden.

Da die empirischen Varianzen s_j^2, s_{13}^2 im Mittel größer als die wahren Varianzen $\sigma_j^2, \sigma_{13}^2$ sind (also z.B. $Es_j^2 > \sigma_j^2$ gilt) und andererseits $Es_r^2 < \sigma^2$ gilt, sind auch die durch Korrektur der Verfälschungen unter der Voraussetzung einer homogenen Varianz ($\sigma_{ikt}^2 \equiv \sigma^2$) berechneten erwartungstreuen Schätzungen von Interesse:

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_1^2 &= s_1^2 - \frac{m-1}{N} \hat{\sigma}^2 , & \hat{\sigma}_2^2 &= s_2^2 - \frac{n-m}{N} \hat{\sigma}^2 \\ \hat{\sigma}_3^2 &= s_3^2 - \frac{T-1}{N} \hat{\sigma}^2 , & \hat{\sigma}_{13}^2 &= s_{13}^2 - \frac{(m-1)(T-1)}{N} \hat{\sigma}^2 \\ \hat{\sigma}^2 &= \frac{N}{N^\perp} s_r^2 , & N^\perp &= N - n - m(T-1) .\end{aligned}\tag{A6}$$

Anhang 2: Erläuterungen zu Abschnitt 2.3

Für die Schätzung der Parameter im Modell (10), (11) mit korrelierten Beobachtungen gibt es verschiedene Verfahren, von denen keines eindeutig besser ist (vgl. Fomby et al., 1984).

Wir wählen das einfache Verfahren von Cochrane & Orcutt (1949): Es wird zunächst die konsistente Schätzung

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i,k} \sum_{t=2}^T \hat{e}_{ikt} \hat{e}_{ik,t-1}}{\sum_{i,k} \sum_{t=2}^T \hat{e}_{ik,t-1}^2} , \quad \hat{e}_{ikt} = y_{ikt} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \hat{\phi}_{ik} - \hat{\gamma}_t \quad (\text{A7})$$

von ρ berechnet, wobei die Kleinste-Quadrat-Schätzungen (A3) verwendet werden. Dann werden abgeleitete “Beobachtungen”

$$\hat{y}_{ikt} = y_{ikt} - \hat{\rho} y_{ik,t-1}$$

berechnet und gewöhnliche Kleinste-Quadrat-Schätzungen $\hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\phi}_{ik}, \hat{\gamma}_t$ im Modell

$$\begin{aligned} \hat{y}_{ikt} &= (1 - \hat{\rho})(\mu + \alpha_i + \phi_{ik}) + \gamma_t - \hat{\rho}\gamma_{t-1} + \omega_{ikt} , \\ i &= 1, \dots, m; \quad k = 1, \dots, n_i; \quad t = 2, \dots, T \end{aligned} \quad (\text{A8})$$

verwendet. Dabei werden die üblichen Nebenbedingungen

$$\sum_i n_i \alpha_i = \phi_i = \gamma_i = 0 , \quad i = 1, \dots, m \quad (\text{A9})$$

vorausgesetzt und es wird $\hat{\rho}$ als fest vorgegebene Konstante angesehen. Man sieht übrigens, daß sich (A8) aus (10) durch Subtraktion des mit $\hat{\rho}$ multiplizierten zeitverzögerten Wertes ergibt. Um die Kleinste-Quadrat-Schätzungen eindeutig zu machen, fordern wir zusätzlich ihre Erwartungstreue unter der Annahme eines festen Wertes $\hat{\rho}$. Damit ergeben sich folgende Parameterschätzungen:

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= \bar{y}_{\dots} , \quad \hat{\alpha}_i = [\bar{y}_{i,+} - \bar{y}_{\dots,+} - \hat{\rho}(\bar{y}_{i,-} - \bar{y}_{\dots,-})]/(1 - \hat{\rho}) , \\ \hat{\phi}_{ik} &= [\bar{y}_{ik,+} - \bar{y}_{i,+} - \hat{\rho}(\bar{y}_{ik,-} - \bar{y}_{i,-})]/(1 - \hat{\rho}) , \quad \hat{\gamma}_t = \bar{y}_{\dots,t} - \bar{y}_{\dots} . \end{aligned} \quad (\text{A10})$$

Wird hierbei der Index t einer Variable durch “+” oder “-” ersetzt, so soll damit die Summation dieser Variable über t von 2 bis T bzw. von 1 bis $T - 1$ bezeichnet werden. Ein zusätzlicher Querstrich über der Variable bedeutet dann wie stets die Mittelung aller Werte, über die summiert wurde (z.B.: $y_{i.-} = \sum_{k=1}^{n_i} \sum_{t=1}^{T-1} y_{ikt}$, $\bar{y}_{i.-} = y_{i.-}/[n_i(T-1)]$).

Wenn wir statt (10) das Modell (4) mit Wechselwirkungen voraussetzen und (A9) durch die Nebenbedingungen (A2) ersetzen, dann sind die Schätzungen $\hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\phi}_{ik}, \hat{\gamma}_t, \hat{\delta}_{it}$ analog wie oben zu berechnen. Man erhält

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= \bar{y}_{\dots} , \quad \hat{\alpha}_i = \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{\dots} , \quad \hat{\phi}_{ik} = [\bar{y}_{ik,+} - \bar{y}_{i,+} - \hat{\rho}(\bar{y}_{ik,-} - \bar{y}_{i,-})]/(1 - \hat{\rho}) , \\ \hat{\gamma}_t &= \bar{y}_{\dots,t} - \bar{y}_{\dots} , \quad \hat{\delta}_{it} = \bar{y}_{i..t} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{\dots,t} + \bar{y}_{\dots} , \end{aligned} \quad (\text{A11})$$

wobei $\hat{e}_{ikt} = y_{ikt} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \hat{\phi}_{ik} - \hat{\gamma}_t - \hat{\delta}_{it}$ bei der Berechnung von $\hat{\rho}$ in (A7) verwendet wird.

Anhang 3: Erläuterungen zu Abschnitt 2.4

Die Parameterwerte $\tilde{\mu}, \tilde{\alpha}_i, \tilde{\phi}_{ik}, \tilde{\gamma}_t, \tilde{\delta}_{it}$, die im Modell

$$\eta_{ikt} = Ey_{ikt} = \mu + \alpha_i + \phi_{ik} + \gamma_t + \delta_{it}$$

durch die Nebenbedingungen (12) festgelegt sind, unterscheiden sich im allgemeinen von den durch die Nebenbedingungen (A2) bzw. (A9) (also durch identische Gewichte $g_{ikt} \equiv 1$) festgelegten Werte $\mu, \alpha_i, \phi_{ik}, \gamma_t, \delta_{it}$ ¹⁰:

$$\begin{aligned} \tilde{\mu} &= \mu + \Delta, \quad \tilde{\alpha}_i = \alpha_i + \Delta_i - \Delta, \quad \tilde{\phi}_{ik} = \phi_{ik} + \Delta_{ik} - \Delta_i, \\ \tilde{\gamma}_t &= \gamma_t + \Delta^t - \Delta, \quad \tilde{\delta}_{it} = \delta_{it} + \Delta^{it} - \Delta_i - \Delta^t + \Delta, \end{aligned}$$

wobei

$$\begin{aligned} \Delta &= \sum_{i,k,t} \left(\frac{g_{ikt}}{g_{...}} - \frac{1}{N} \right) \eta_{ikt}, \quad \Delta_i = \sum_{k,t} \left(\frac{g_{ikt}}{g_{i..}} - \frac{1}{Tn_i} \right) \eta_{ikt}, \quad \Delta_{ik} = \sum_t \left(\frac{g_{ikt}}{g_{ik.}} - \frac{1}{T} \right) \eta_{ikt}, \\ \Delta^t &= \sum_{i,k} \left(\frac{g_{ikt}}{g_{.t}} - \frac{1}{n} \right) \eta_{ikt}, \quad \Delta^{it} = \sum_k \left(\frac{g_{ikt}}{g_{i.t}} - \frac{1}{n_i} \right) \eta_{ikt} \end{aligned}$$

gilt (man beachte $\Delta_{ik} = 0$ für zeitunabhängige Gewichte). Die erwartete Rendite

$$\eta_{ikt} = \mu + \alpha_i + \phi_{ik} + \gamma_t + \delta_{it} = \tilde{\mu} + \tilde{\alpha}_i + \tilde{\phi}_{ik} + \tilde{\gamma}_t + \tilde{\delta}_{it}$$

kann also je nach verwendeten Gewichten oder Nebenbedingungen in unterschiedliche “Industriezweigeffekte” α_i oder auch $\tilde{\alpha}_i$ bzw. “Firmeneffekte” ϕ_{ik} oder $\tilde{\phi}_{ik}$ zerlegt werden. Diese Unterschiede übertragen sich auf die zugehörigen *gewichteten* Kleinst-Quadrat-Schätzungen $\hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\phi}_{ik}, \hat{\gamma}_t, \hat{\delta}_{it}$ unter den Nebenbedingungen (12). Es gilt

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= \sum_{i,k,t} \frac{g_{ikt}}{g_{...}} y_{ikt}, \quad \hat{\alpha}_i = \sum_{k,t} \frac{g_{ikt}}{g_{i..}} y_{ikt} - \hat{\mu} \\ \hat{\phi}_{ik} &= \sum_t \frac{g_{ikt}}{g_{ik.}} y_{ikt} - \sum_{k,t} \frac{g_{ikt}}{g_{i..}} y_{ikt}, \quad \hat{\gamma}_t = \sum_{i,k} \frac{g_{ikt}}{g_{.t}} y_{ikt} - \hat{\mu} \\ \hat{\delta}_{it} &= \sum_k \frac{g_{ikt}}{g_{i.t}} y_{ikt} - \hat{\alpha}_i - \sum_{i,k} \frac{g_{ikt}}{g_{.t}} y_{ikt}. \end{aligned}$$

Anhang 4: Erläuterungen zu Abschnitt 2.5

Beim Modell mit zufälligen Effekten kann man Schätzungen für die durch (14) gegebenen Varianzkomponenten mit der Methode von Hendersen (vgl. Rao & Kleffe, 1988, oder Humak,

¹⁰wie z.B. $\mu = \bar{\eta}_{...}$

1984) berechnen. Es ergeben sich unter Verwendung der gewöhnlichen Kleinste-Quadrat-Schätzungen (A3) und $n^* = n^{-1} \sum_i n_i^2$ die Schätzungen

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_5^2 &= \sum_{i,k,t} (y_{ikt} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \hat{\phi}_{ik} - \hat{\gamma}_t - \hat{\delta}_{it})^2 / [N - n - m(T - 1)] \\ \hat{\sigma}_4^2 &= \frac{\sum_{i,t} n_i \hat{\delta}_{it}^2 - (m - 1)(T - 1) \hat{\sigma}_5^2}{N - n - (T - 1)n^*} \\ \hat{\sigma}_3^2 &= \frac{n \sum_t \hat{\gamma}_t^2 - (T - 1)n^* \hat{\sigma}_4^2 - (T - 1) \hat{\sigma}_5^2}{n(T - 1)} \\ \hat{\sigma}_2^2 &= \frac{\sum_{i,k} \hat{\phi}_{ik}^2}{n - m} - \frac{\hat{\sigma}_5^2}{T} \\ \hat{\sigma}_1^2 &= \frac{T \sum_i n_i \hat{\alpha}_i^2 - T(m - 1) \hat{\sigma}_2^2 - (n - n^*) \hat{\sigma}_4^2 - (m - 1) \hat{\sigma}_5^2}{N - Tn^*} .\end{aligned}$$

Es lassen sich auch Zusammenhänge zwischen diesen Varianzkomponentenschätzungen und den erwartungstreuen Schätzungen der Effektgrößen im ANOVA-Modell herstellen, was einen Vergleich beider Zugänge ermöglicht. Wir demonstrieren dies hier nur für die zu den Industriezweig- und Firmeneffekten gehörenden Größen, weil diesen unser besonderes Interesse gilt:

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_2^2 &= \frac{n}{n - m} \hat{\sigma}_2^2 \\ \hat{\sigma}_1^2 &= \frac{N}{N - Tn^*} \hat{\sigma}_1^2 - \frac{T(m - 1) \hat{\sigma}_2^2 + (n - n^*) \hat{\sigma}_4^2}{N - Tn^*} .\end{aligned}$$

Falls man einen Datensatz mit einer gleichen Anzahl p von Firmen pro Industriezweig hätte, d.h. $n_i \equiv p$, so ergäbe sich $n^* = p$ und

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{m}{m - 1} \hat{\sigma}_1^2 - \left(\frac{\hat{\sigma}_2^2}{p} + \frac{\hat{\sigma}_4^2}{T} \right) , \quad \hat{\sigma}_2^2 = \frac{m}{m - 1} \hat{\sigma}_2^2 .$$

Für nicht zu kleine Werte von m , p und T dürften sich dann die Ergebnisse bei der Analyse mittels ANOVA kaum von denen basierend auf einer VCA unterscheiden. Natürlich wird die Annahme $n_i \equiv p$ bei Anwendungen kaum erfüllt sein, jedoch auch für den im Abschnitt 3 untersuchten Datensatz liefern beide Verfahren ähnliche Ergebnisse.

Anhang 5: Erläuterungen zu Abschnitt 2.6

Es sei $M_i = \{1, \dots, n_i\}$ die Menge der Firmen des i -ten Industriezweigs ($i = 1, \dots, m$). Dann läßt sich jede Gruppierung g von Firmen innerhalb der Industriezweige beschreiben durch Zerlegungen von M_i in g_i (disjunkte) Gruppen M_{il} ($l = 1, \dots, g_i$):

$$M_i = M_{i1} \cup \dots \cup M_{ig_i} , \quad i = 1, \dots, m .$$

Die Annahme der Gleichheit der Firmeneffekte innerhalb der Gruppen bedeutet, daß bei der Berechnung von Kleinste-Quadrat-Schätzungen im Modell (3), (4) zusätzlich zu (A2) die Nebenbedingungen

$$\phi_{ik} = \phi_{ik'} \quad \text{für } k, k' \in M_{il} \quad (l = 1, \dots, g_i; i = 1, \dots, m) \quad (\text{A12})$$

vorausgesetzt werden. Die derart erhaltenen Schätzungen sind erwartungstreu für die Parameter in (4), falls die Gleichheit (A12) der Effekte von Firmen aus der gleichen Gruppe M_{il} exakt gilt. Mit diesen Parameterschätzungen und den entsprechend (A6) berechneten “erwartungstreu Varianzschätzungen” $\hat{\sigma}_1^2$, $\hat{\sigma}_{2g}^2$ erhalten wir dann die Schätzung $\hat{D}_g = \hat{\sigma}_{2g}^2 - \hat{\sigma}_1^2$ der Differenz $D = \sigma_2^2 - \sigma_1^2$ der Firmen- und Industriezweigvarianzen. Unter der Varianzhomogenitätsannahme $\sigma_{ikt}^2 \equiv \sigma^2$ kann man nachprüfen, daß die folgende Schätzung \hat{R}_g des Risikos $R_g = E(\hat{D}_g - D)^2$ der Schätzung \hat{D}_g erwartungstreu ist:

$$\begin{aligned} \hat{R}_g &= \frac{1}{N^2} \left\{ 2\hat{\sigma}^2 \left[2Ns_1^2 + 2Ns_{2g}^2 - (p_g^\perp + 2)\Delta_g \right] + \Delta_g^2 \right\} \\ &+ \frac{N^\perp}{N^2(N^\perp + 2)} \hat{\sigma}^4 \left\{ p_g^\perp (p_g^\perp + 2) - 2(p_g + m - 1) + \frac{2(p_g - m + 1)^2}{N^\perp} \right\} , \end{aligned}$$

wobei

$$\begin{aligned} s_{2g}^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \sum_{l=1}^{g_i} |M_{il}| \hat{\phi}_{i(l)}^2 , \quad \hat{\phi}_{i(l)} = \frac{1}{|M_{il}|} \sum_{k \in M_{il}} (\bar{y}_{ik.} - \bar{y}_{i..}) \\ \Delta_g &= T \sum_{i=1}^m \sum_{l=1}^{g_i} \sum_{k \in M_{il}} (\bar{y}_{ik.} - \bar{y}_{i..} - \hat{\phi}_{i(l)})^2 \\ p_g &= \sum_i g_i , \quad p_g^\perp = n - \sum_i g_i . \end{aligned}$$

Man kann nun die verschiedenen Gruppierungen g (einschließlich der trivialen \bar{g} :

$$M_i = \{1\} \cup \dots \cup \{n_i\} ,$$

die zur bisherigen Schätzung $\hat{\sigma}_2^2 = \hat{\sigma}_{2\bar{g}}^2$ führt) hinsichtlich des geschätzten Risikos \hat{R}_g vergleichen und dasjenige g_0 mit dem kleinsten \hat{R}_g suchen. Die so erhaltene “adaptive” Schätzung \hat{D}_{g_0} von D wird dann meist genauer als die ohne Gruppierung berechnete Schätzung $\hat{D}_{\bar{g}}$ sein (vgl. Bunke & Castell, 1999).

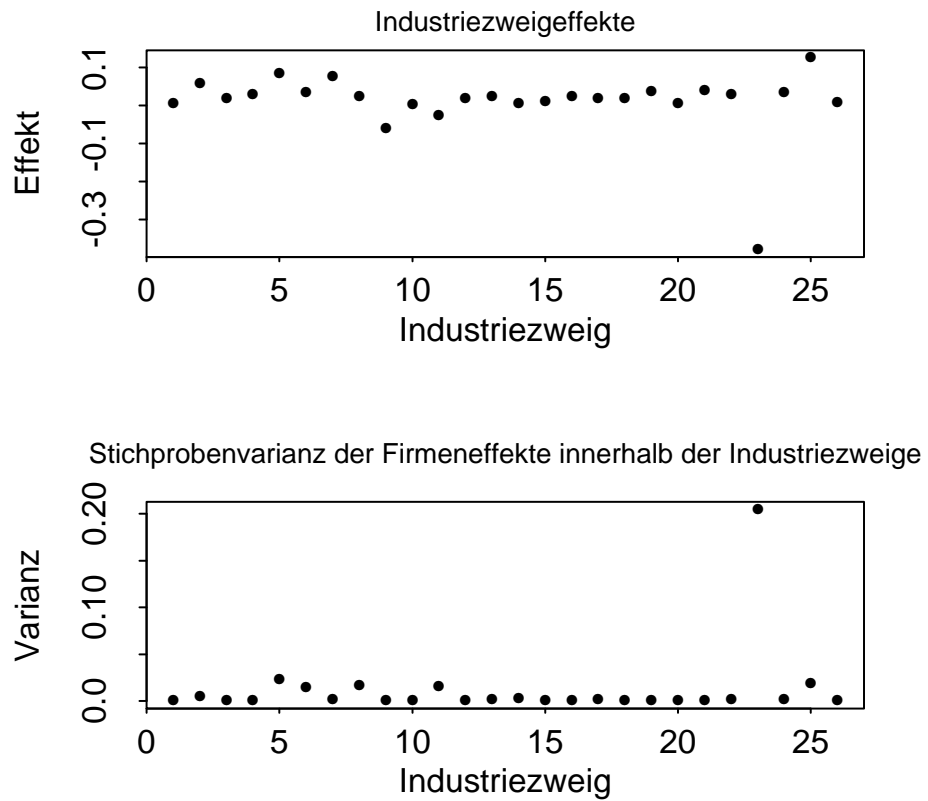


Abbildung 1: *Industriezweigeffekte und Stichprobenvarianzen der Firmeneffekte innerhalb der einzelnen Industriezweige.*

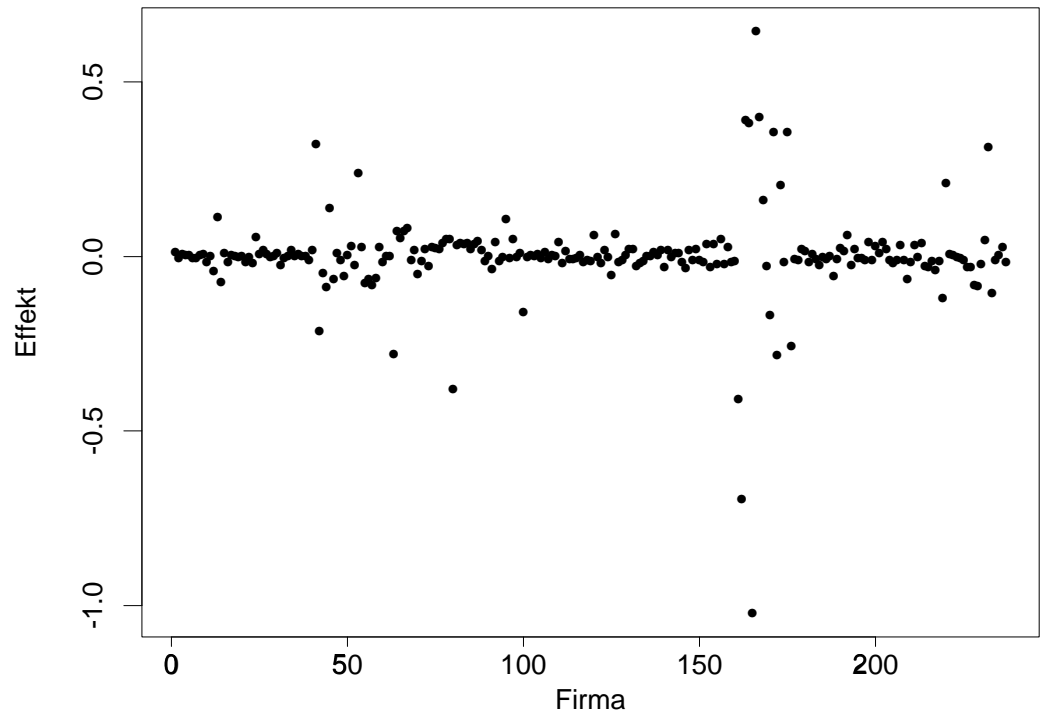


Abbildung 2: *Geschätzte Firmeneffekte im Modell (4).*

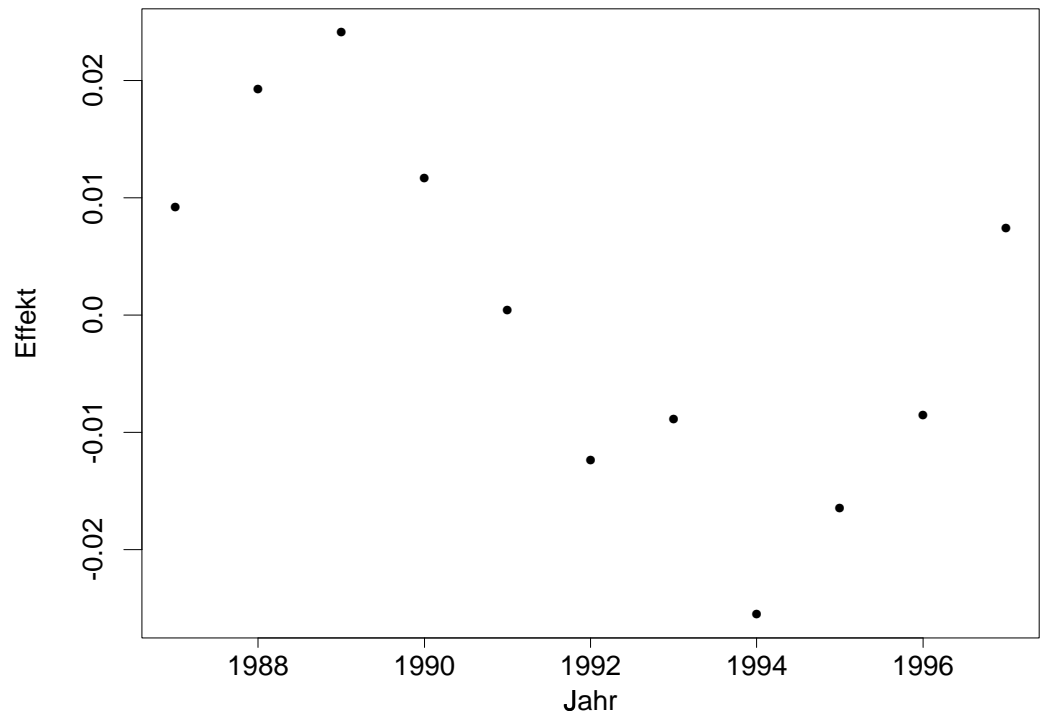


Abbildung 3: *Geschätzte Zeiteffekte im Modell (4).*

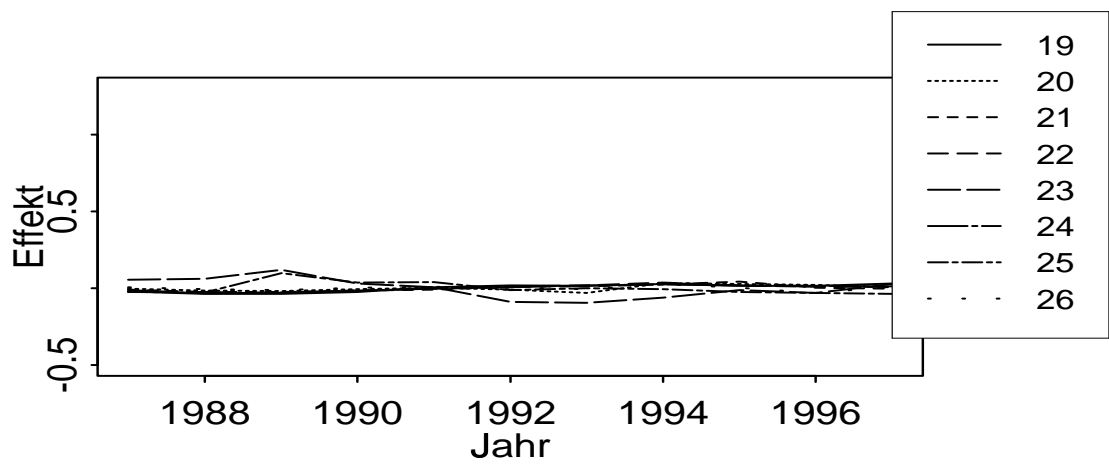
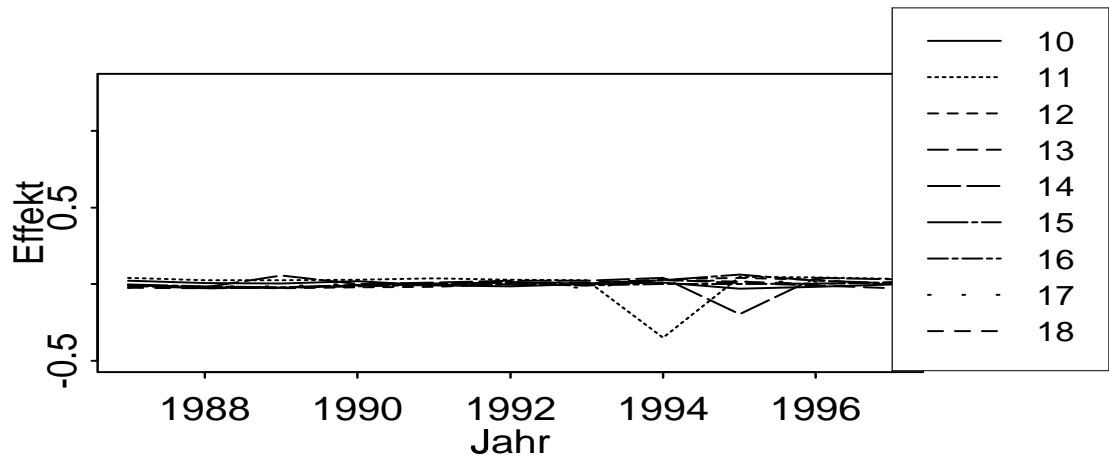
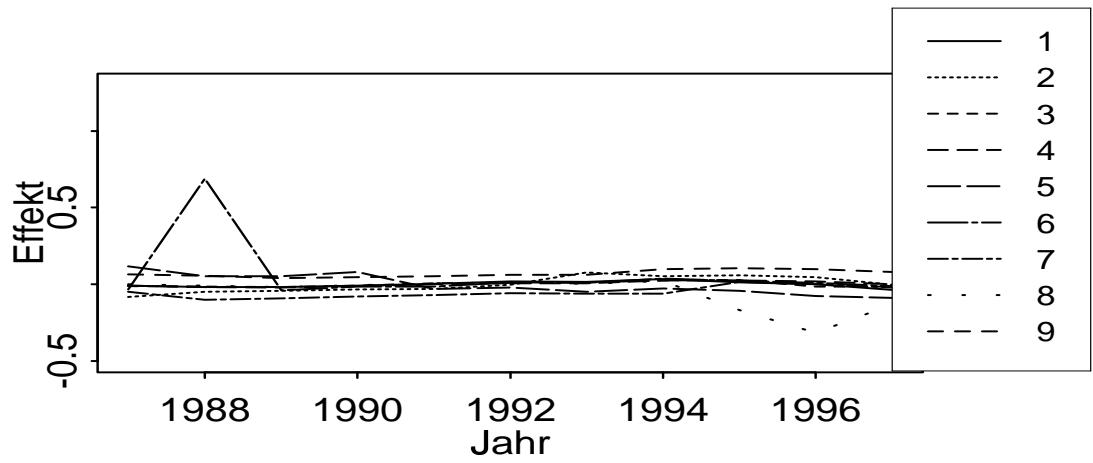


Abbildung 4: *Industriezeit-Wechselwirkungen: Effekte für die einzelnen Industriezweige in Abhängigkeit von der Zeit.*