
INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG



Neo-Schumpeter-Hypothesen und Spillovers

im Innovationsprozeß

Eine empirische Untersuchung

von

Horst Rottmann

Beitrag Nr. 116

März 1994

01

olkswirtschaftliche Diskussionsreihe

QC
072
V922
-116

Neo-Schumpeter-Hypothesen und Spillovers

im Innovationsprozeß

Eine empirische Untersuchung

von

Horst Rottmann

Beitrag Nr. 116

März 1994

Neo-Schumpeter-Hypothesen und Spillovers im Innovationsprozeß Eine empirische Untersuchung

von
Horst Rottmann*

Zusammenfassung

Dieser Beitrag präsentiert auf der Grundlage eines Modells zum Innovationsprozeß ein simultanes dynamisches Gleichungssystem für die Realisierung von Produkt- und Prozeßinnovationen mit Spillovers zwischen Betrieben der gleichen Branche unter Berücksichtigung einiger Neo-Schumpeter-Hypothesen. Es werden verschiedene Versionen des Modells mit einem bivariaten dynamischen Random-Effects-Probit-Modell unter Berücksichtigung einer verallgemeinerten kontemporären Korrelationsstruktur der Residuen geschätzt. Außerdem wird für die mögliche Korrelation von Erklärungsvariablen mit den unbeobachteten firmenspezifischen Effekten kontrolliert. Hierzu werden Paneldaten aus dem Ifo-Konjunkturtest verwendet, die mit den entsprechenden VGR- und Konzentrations-Branchendaten verknüpft sind. Es stellt sich heraus, daß dynamische Spillovers die Innovationsaktivitäten der Konkurrenten und unbeobachtete Heterogenitäten den Prozeß signifikant beeinflussen. Die absolute Betriebsgröße, Absatzerwartungen und der Anteil des Umsatzes in der Einführungs- und Wachstumsphase üben einen maßgeblichen Einfluß auf das Innovationsverhalten aus, wogegen die Konzentrationsmaße als unbedeutend erscheinen.

* Ich danke dem Ifo-Institut für die Bereitstellung der Daten und der DFG für die finanzielle Unterstützung. Besonderer Dank gilt meinem Kollegen Gebhard Flaig für seine zahlreichen Ratschläge und technischen Hilfen.

1. Einleitung

Seit einigen Jahren stehen mit den Erhebungen des Ifo-Instituts (vgl. dazu Oppenländer/Poser 1989) auch für die Bundesrepublik Paneldaten zur Verfügung, mit denen die Innovationsaktivitäten von privaten Unternehmen analysiert wurden (vgl. u.a. König/Zimmermann 1986, Zimmermann 1989, Pohlmeier 1992, Laisney/Lechner/Pohlmeier 1992, Flaig/Stadler 1993 a, b, König/Laisney/Lechner/Pohlmeier 1992). In diesem Artikel werden zwei Aspekte untersucht, denen man in den bisherigen Studien wenig Aufmerksamkeit gewidmet hat: Die Auswirkungen der Produkt-Lebenszyklushypothese und von Spillovers auf den Innovationsprozeß. Da sich die hier vorgestellten Untersuchungen auf das Modell von Flaig und Stadler (1993 a, b, 1994) stützen, die dynamische Spillovers innerhalb eines Unternehmens beim Innovationsverhalten nachweisen konnten, ermöglichen sie auch die Überprüfung der Ergebnisse dieser Arbeiten mit dem Ifodatensatz.

In der modernen Mikrotheorie wird das aus angewandter Forschung & Entwicklung resultierende Wissen nicht mehr als privates Gut betrachtet, sondern es werden ihm auch Eigenschaften eines öffentlichen Gutes zugestanden (Bernstein/Nadiri 1988). Die Eigenschaften der partiellen Nichtausschließbarkeit und Nichtrivalität von ökonomisch relevantem neuem Wissen (Produkt- und Prozeßinnovationen) führen zu positiven externen Effekten und verringern die Produktions- und Forschungskosten der Unternehmen. So können sich Dritte durch "reverse engineering" oder Abwerbung von Mitarbeitern das in den Innovationen steckende Wissen zu geringeren Kosten als durch eigene aktive Forschung zunutze machen.

In der internationalen empirischen Innovationsforschung wird den intra- und interbranchenspezifischen Spillovers neuerdings eine größere Aufmerksamkeit gewidmet (Jaffe 1986, Mairesse 1991). Auf Unternehmensebene werden oft partielle Produktionselastizitäten des F&E-Stocks im Rahmen einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion geschätzt. Dabei wird der Schätzgleichung häufig ein Maß für die F&E-Intensität in der jeweiligen Branche hinzugefügt. Mairesse (1991) interpretiert die Signifikanz des geschätzten Koeffizienten als einen Ausdruck für Spillover-Effekte. Oft werden in empirischen Untersuchungen auch die F&E-Ausgaben oder F&E-Stocks anderer Branchen oder Länder in die Produktionsfunktion mit aufgenommen und als Spillover-Effekte interpretiert (vgl. z.B. Coe/Helpman 1993).

Entwickelt ein Unternehmen neue Güter oder Maschinen, so gehen diese selten als Inputs in die eigene Produktion ein, sondern werden eher an andere Unternehmen verkauft und erhöhen deren totale Faktorproduktivität, falls die Qualitätsverbesserung der Inputs nicht berücksichtigt wird. Betrachten wir zum Beispiel die Entwicklung

neuerer und schnellerer Computer in der Computerindustrie. Wenn die neuen Computer nun zu alten Preisen anderen Firmen angeboten und in den offiziellen Input-Preis-Indizes die Qualitätsänderungen nicht berücksichtigt werden, dann wird das Produkt dieser Forschung als ein Teil der gemessenen Produktivität bei den anderen Firmen erscheinen. Würden die amtlichen Statistiken aber die Qualitätsänderungen bei der Ermittlung der Preisindizes berücksichtigen, was sich in einem niedrigeren realen Preis für gleichwertige Computer niederschlagen würde, dann wäre es möglich, den technischen Fortschritt adäquat den Computerfirmen und nicht den anderen Unternehmen zuzurechnen. In den amtlichen Statistiken werden aber die für die Normierung der Vorleistungen und Investitionsgüter wichtigen Preisindizes ohne die notwendigen Qualitätsanpassungen fortgeschrieben. Da die Korrektur der Preisindizes nach unten unterbleibt, wird bei höherer Qualität der Kapital- und Vorleistungseinsatz unterschätzt; die Signifikanz der F&E-Intensitäten ist daher nicht verwunderlich (Griliches, 1991). Diesen Vorgang kann man nicht als Spillover-Effekt im eigentlichen Sinne bezeichnen, da die Unternehmen für den Erwerb des in den neuen oder verbesserten Gütern steckenden Wissens ein monetäres Äquivalent leisten.

In der vorliegenden Arbeit soll nun versucht werden, das Ausmaß von Wissensspillovern direkt durch die Realisation von Innovationen zu erfassen. Erhöhen die Innovationsaktivitäten anderer Unternehmen in der gleichen Branche die Wahrscheinlichkeit von Innovationsrealisierungen des betrachteten Unternehmens, so könnte dies eher Unterschiede in der Intensität branchenspezifischer Spillovereffekte messen. Allerdings ist auch bei der Interpretation dieser Variable als Maß für Wissensspillover Vorsicht geboten, da es z.B. branchenspezifische Unterschiede in den technologischen Möglichkeiten bei der Hervorbringung von Innovationen oder Marktmachteeffekte geben kann. Durch die Berücksichtigung von Branchendummies und Konzentrationsmaßen wird versucht, diesen Effekten Rechnung zu tragen. Auch wenn dies nur unvollkommen gelingen kann, wäre die Variable eine sinnvolle Ergänzung, um jene Branchendifferenzen abbilden zu können.

Als theoretischer Hintergrund dient den Untersuchungen außerdem die auf dem Marktentwicklungskonzept von Heuß (1965) basierende Strukturhypothese von Utterback und Abernathy (1975) im Innovationsprozeß. Jedes Produkt soll danach einen Lebenszyklus von der Einführungs- über die Wachstums- bis hin zur Schrumpfungs- und Stagnationsphase durchlaufen. Die Strukturhypothese besagt, daß sich das Innovationsverhalten nach der Charakteristik der Produkte unterscheidet; es hängt also davon ab, ob es sich um ausgereifte oder junge Produkte handelt. In der Einführungs- und Wachstumsphase sind vor allem Produktinnovationen, in der Stagnations- und Schrumpfungsphase eher Prozeßinnovationen von Bedeutung. Der Ifoda-

tensatz enthält Angaben über die Umsatzanteile der Unternehmen in den jeweiligen Phasen und ermöglicht somit die Überprüfung der Strukturhypothese. Durch die Hinzunahme dieser Variablen verringert sich allerdings die Anzahl der in die Schätzung eingehenden Unternehmen, da nicht alle Unternehmen Angaben über die Variable machen. Unter Umständen könnte sich daraus ein "sample-selection"-Problem ergeben. Die Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit den Arbeiten von Flaig und Stadler (1993 a, b) wäre dann nicht gewährleistet. Diesem Problem wird in Kapitel 5 nachgegangen.

2. Theoretisches Modell

Das theoretische Modell stützt sich auf die Arbeiten von Flaig und Stadler (1993 a, b). Sie leiten die Innovationsentscheidungen der Unternehmen ab, deren Aktionsparameter die Niveaus von Produkt- und Prozeßinnovationen im Zeitablauf, $Y_t = (Y_{t,1}, Y_{t,2})'$, sind. Dabei führen die Innovationen zu Strömen von Quasi-Renten, und die Unternehmen maximieren den daraus erwarteten Gegenwartswert (J) über einen unendlichen Zeithorizont hinweg.

Um das Modell explizit lösen zu können, wählen Flaig und Stadler eine konkave quadratische Funktion

$$(1) \quad J_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{ A_t' Y_t - 1/2 Y_t' B Y_t + Y_t' C Y_{t-1} \},$$

wobei δ den Diskontfaktor, E_t den Erwartungsoperator in der Periode t und $A_t = (a_{t,1}, a_{t,2})'$ einen über die Zeit variierenden (2×1) Koeffizientenvektor darstellen. Die $a_{t,j}$ sind Shift-Parameter für den Grenzwert von Produkt- und Prozeßinnovationen. Da die $a_{t,j}$ nicht direkt beobachtbar sind, spezifizieren wir sie als eine lineare Funktion, $a_{t,j} = \beta_j' * x_{t,j} + \eta_{t,j}$, von beobachtbaren Variablen (x), wie Absatzerwartungen, Umsatzanteil in der Einführungs- und Wachstumsphase, Unternehmensgröße usw., sowie eines Störterms $\eta_{t,j}$, der in Kapitel 3 näher spezifiziert wird. $x_{t,j}$ und β_j sind Spaltenvektoren. Sowohl B als auch C sind (2×2) zeitunabhängige, positiv definite Koeffizientenmatrizen.

Um dynamische Spillovers innerhalb eines Betriebs erfassen zu können, wurde der letzte Term in Gleichung (1) aufgenommen. Ist C eine Diagonalmatrix, so erhöhen nur die in der Vorperiode realisierten Produktinnovationen den marginalen Wert der gegenwärtigen Produktinnovationen; dabei gilt das gleiche für die Prozeßinnovationen.

Im folgenden unterstellen wir bei den Innovationsaktivitäten der Unternehmen die open-loop-Annahme, bei der die Innovationsaktivitäten der Mitkonkurrenten für jedes Unternehmen vorgegebene Zeitpfade darstellen. Daher betrachtet jedes Unternehmen die durchschnittlichen Innovationsaktivitäten seiner Mitkonkurrenten in der gleichen Branche als exogen vorgegebenen Zeitpfad, der in den Vektor A_t mit aufgenommen werden kann. Differenziert man die erwartete abdiskontierte Gewinnfunktion nach Y_t und setzt die Gradienten gleich Null, so erhält man die Euler-Gleichungen, die den optimalen Zeitpfad von Y_t für $t \geq 0$, gegeben die Anfangswerte für $t < 0$, festlegen:

$$(2) \quad E_t[A_t - BY_t + C(Y_{t-1} + \delta Y_{t+1})] = 0.$$

Unter der Annahme statischer Erwartungen und der linearen Spezifikation für $a_{t,j}$, $a_{t,j} = \beta_j' * x_{t,j} + \eta_{t,j}$, erhält man die Innovationsfunktionen

$$(3) \quad Y_{t,j} = \sum_{k=1}^2 \lambda_{j,k} Y_{t-1,k} + x_{t,j} \beta_j + \eta_{t,j}, \quad j = 1, 2.$$

Diese Funktion zeigt, daß die laufenden Innovationsaktivitäten eines Unternehmens von dem in der Vorperiode erzielten Niveau der Produkt- und Prozeßinnovationen sowie von den beobachtbaren Variablen und den Störtermen abhängen.

3. Die ökonometrische Spezifikation

In unserem Datensatz liegen die Daten für realisierte Produkt- und Prozeßinnovationen nur als Dummy-Variablen Y^D vor, die jeweils angeben, ob in einer Periode mindestens eine Produktinnovation oder mindestens eine Prozeßinnovation durchgeführt wurde. Wir interpretieren daher die im theoretischen Ansatz verwendeten stetigen Variablen Y als latent und nehmen an, daß ein Unternehmen i in der Zeitperiode t die Aktion vom Typ j ($j=1$: Produktinnovation; $j=2$: Prozeßinnovation) durchführt, wenn ein kritischer Schwellenwert $S_{i,t,j}$ überschritten wird.

Die Schwellenwerte werden als Zufallsvariablen folgendermaßen definiert:

$$(4) S_{i,t,j} = \bar{Y}_j + u_{i,t,j} \quad \text{für } i = 1 \dots N, t = 0, 1, 2, \dots T \text{ und } j = 1, 2.$$

Dabei sind \bar{Y}_j feste Werte und die $u_{i,t,j}$ normalverteilte Störvariablen, die für verschiedene Unternehmen und Jahre unabhängig sind, aber bezüglich j korreliert sein können.

Wir definieren die Dummyvariablen:

$$Y_{i,t,1}^D = \begin{cases} 1, & \text{falls } Y_{i,t,1} \geq S_{i,t,1} \\ 0, & \text{falls } Y_{i,t,1} < S_{i,t,1} \end{cases}$$

(5)

$$Y_{i,t,2}^D = \begin{cases} 1, & \text{falls } Y_{i,t,2} \geq S_{i,t,2} \\ 0, & \text{falls } Y_{i,t,2} < S_{i,t,2} \end{cases}, \quad \text{für } i = 1 \dots N, t = 0, 1 \dots T \text{ und } j = 1, 2.$$

Somit erhalten wir unter Berücksichtigung von (3) folgende Beobachtungsfunktionen:

$$Y_{i,t,1}^D = \begin{cases} 1, & \text{falls } \sum_{j=1}^2 \gamma_{1,j} Y_{i,t-1,j}^D + \beta_1' x_{i,t} - \bar{Y}_1 - u_{i,t,1} + \eta_{i,t,1} \geq 0 \\ 0, & \text{falls } \sum_{j=1}^2 \gamma_{1,j} Y_{i,t-1,j}^D + \beta_1' x_{i,t} - \bar{Y}_1 - u_{i,t,1} + \eta_{i,t,1} < 0. \end{cases}$$

(6)

$$Y_{i,t,2}^D = \begin{cases} 1, & \text{falls } \sum_{j=1}^2 \gamma_{2,j} Y_{i,t-1,j}^D + \beta_2' x_{i,t} - \bar{Y}_2 - u_{i,t,2} + \eta_{i,t,2} \geq 0 \\ 0, & \text{falls } \sum_{j=1}^2 \gamma_{2,j} Y_{i,t-1,j}^D + \beta_2' x_{i,t} - \bar{Y}_2 - u_{i,t,2} + \eta_{i,t,2} < 0. \end{cases}$$

In Kurzschreibweise definieren wir:

$$z_{i,t,1} = \sum_{j=1}^2 \gamma_{1,j} Y_{i,t-1,j}^D + \beta_1' x_{i,t} - \bar{Y}_1$$

(7.1)

$$z_{i,t,2} = \sum_{j=1}^2 \gamma_{2,j} Y_{i,t-1,j}^D + \beta_2' x_{i,t} - \bar{Y}_2$$

$$\text{und (7.2)} \quad \varepsilon_{i,t,1} = u_{i,t,1} - \eta_{i,t,1}$$

$$\varepsilon_{i,t,2} = u_{i,t,2} - \eta_{i,t,2}.$$

Für die Störterme $\varepsilon_{i,t,1}$ und $\varepsilon_{i,t,2}$ lassen wir eine kontemporäre Korrelation zu. Zunächst nehmen wir an, daß die Startwerte $Y_{i,0,1}$ und $Y_{i,0,2}$ exogen vorgegeben sind, und $\varepsilon_{i,t,j}$ normalverteilt ist mit den Eigenschaften:

$$E(\varepsilon_{i,t,j}) = 0 \quad \text{für alle } i,t,j$$

(8)

$$E(\varepsilon_{i,t,j}, \varepsilon_{i',t',j'}) = \begin{cases} 1 & \text{für } i = i', t = t' \text{ und } j = j' \\ \sigma_{12} & \text{für } i = i', t = t' \text{ und } j \neq j' \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Da wir nur qualitative endogene Variablen beobachten, normieren wir die Varianzen von ε auf eins. Damit schätzen wir nicht mehr die in Gleichung (6) spezifizierten Parameter, sondern die durch die Standardabweichung des Residuums der jeweiligen Gleichung normierten Parameter. Dies stellt allerdings nur eine positive lineare Transformation der Parameter dar. Deshalb wird die ökonomische Interpretation der Ergebnisse davon nicht berührt. Aufgrund der Korrelation der Störterme für ein gegebenes Unternehmen i und eine gegebene Periode t sind die Zufallsvariablen $Y_{i,t,1}^D$ und $Y_{i,t,2}^D$ nicht voneinander unabhängig. Daher müssen beide Gleichungen simultan geschätzt werden. Zunächst nehmen wir zur Vereinfachung an, daß die Störterme über die Zeit und die Unternehmen unabhängig sind. Somit erhalten wir ein bivariates Probitmodell, wobei dann für gegebene Werte von $Y_{i,t-1,j}^D$ und $x_{i,t,j}$ die Wahrscheinlichkeiten für die gemeinsame Verteilung von $Y_{i,t,j}^D$ gegeben sind durch:

$$\begin{aligned} \Pr(Y_{i,t,1}^D = 1, Y_{i,t,2}^D = 1) &= \Pr(\varepsilon_{i,t,1} \leq z_{i,t,1}, \varepsilon_{i,t,2} \leq z_{i,t,2}) \\ &= \Phi(z_{i,t,1}, z_{i,t,2}, \sigma_{12}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pr(Y_{i,t,1}^D = 1, Y_{i,t,2}^D = 0) &= \Pr(\varepsilon_{i,t,1} \leq z_{i,t,1}, \varepsilon_{i,t,2} > z_{i,t,2}) \\ &= \Phi(z_{i,t,1}, -z_{i,t,2}, -\sigma_{12}) \end{aligned}$$

(9)

$$\begin{aligned} \Pr(Y_{i,t,1}^D = 0, Y_{i,t,2}^D = 1) &= \Pr(\varepsilon_{i,t,1} > z_{i,t,1}, \varepsilon_{i,t,2} \leq z_{i,t,2}) \\ &= \Phi(-z_{i,t,1}, z_{i,t,2}, -\sigma_{12}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pr(Y_{i,t,1}^D = 0, Y_{i,t,2}^D = 0) &= \Pr(\varepsilon_{i,t,1} > z_{i,t,1}, \varepsilon_{i,t,2} > z_{i,t,2}) \\ &= \Phi(-z_{i,t,1}, -z_{i,t,2}, \sigma_{12}). \end{aligned}$$

Hierbei gibt $\phi(x_1, x_2, \sigma_{12})$ den Wert der kumulierten bivariaten Standardnormalverteilung mit dem Korrelationskoeffizienten σ_{12} an den Stellen x_1 und x_2 an (Maddala 1983, 135, Greene 1990, 689ff).

Für gegebene Startwerte lautet die gemeinsame Wahrscheinlichkeit für die Beobachtungen $Y_{i,t,1}^D$ und $Y_{i,t,2}^D$ eines Unternehmens aufgrund der zeitlichen Unabhängigkeit der Störterme

$$(10) \quad \Pr(Y_{i,1,1}^D, Y_{i,1,2}^D, \dots, Y_{i,T,1}^D, Y_{i,T,2}^D) = \prod_{t=1}^T \Phi\left(z_{i,t,1}(2Y_{i,t,1}^D - 1), z_{i,t,2}(2Y_{i,t,2}^D - 1), \sigma_{12} \cdot (2Y_{i,t,1}^D - 1)(2Y_{i,t,2}^D - 1)\right),$$

wobei die Klammerausdrücke nur zur Vorzeichensteuerung dienen. Diese Vorgehensweise setzt aber die zeitliche Unabhängigkeit der Störterme $\varepsilon_{i,t,j}$ voraus. Aufgrund nicht beobachtbarer, für den Innovationsprozeß relevanter Individualeffekte, wie z.B. Kreativität, technologische Möglichkeiten, Appropriierbarkeit der Innovationserträge und Risikobereitschaft kann aber a priori nicht von einer zeitlichen Unabhängigkeit der Störterme ausgegangen werden. Wir nehmen an, daß diese unbeobachteten Individualeffekte h_j über die Zeit konstant bleiben. Den früheren Störtermen $\varepsilon_{i,t,j}$ (vgl. Gleichung (8)) fügen wir noch die Individualeffekte h_j additiv hinzu und erhalten die neuen Störterme $v_{i,t,j}$:

$$(11) \quad v_{i,t,j} = \rho_j h_j + \varepsilon_{i,t,j}.$$

Dabei mißt ρ_j die Stärke der firmenspezifischen Effekte auf die Aktivität j .

Betrachtet man die h_j als fixe Effekte, so müssen sowohl bei der ML-Methode als auch beim bedingten ML-Ansatz N Individualeffekte mitgeschätzt werden, deren Inkonsistenz sich auf alle Parameter überträgt (Maddala, 1987, 317, Heckman, 1981a, 134).

Deshalb betrachten wir die Individualeffekte h_i als normalverteilte Zufallsvariablen mit folgenden Eigenschaften:

$$(12) \quad \begin{aligned} E(h_i) &= 0 && \text{für alle } i \\ E(h_i h_{i'}) &= \begin{cases} 1 & \text{für } i = i' \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\ E(h_i \varepsilon_{i',t,j}) &= 0 && \text{für alle } i, i', t, j. \end{aligned}$$

Die $v_{i,t,j}$ haben somit für ein gegebenes Individuum eine zeitlich konstante Korrelation von $\text{cov}(v_{i,t,j}, v_{i,t',j}) = \rho_i^2$ und $\text{cov}(v_{i,t,1}, v_{i,t,2}) = \rho_1 \rho_2 + \sigma_{12}$.

Würde man bei der Schätzung die Autokorrelation der Störterme nicht berücksichtigen, so führte dies aufgrund der Existenz von verzögert endogenen Regressoren zu inkonsistenten Schätzern. Daher wäre eine Trennung zwischen "True State Dependence" (Einfluß der verzögert endogenen Variablen) und "Spurious State Dependence" (Heterogenität) nicht möglich und die Parameter $\gamma_{j,j}$ wären nach oben verzerrt (Heckman 1978, 233).

Für gegebene Startwerte und ein gegebenes h_i kann nun die gemeinsame Wahrscheinlichkeit für ein Unternehmen wie folgt formuliert werden, wobei den Funktionen $z_{i,t,j}$ (vgl. Gleichung (11)) noch der Ausdruck $\rho_j h_i$ additiv hinzugefügt werden muß:

$$(13) \quad \Pr(Y_{i,1,1}^D, Y_{i,1,2}^D, \dots, Y_{i,T,1}^D, Y_{i,T,2}^D) = \prod_{t=1}^T \Phi(z_{i,t,1}(h_i)(2Y_{i,t,1}^D - 1), z_{i,t,2}(h_i)(2Y_{i,t,2}^D - 1), \sigma_{12}(2Y_{i,t,1}^D - 1)(2Y_{i,t,2}^D - 1)).$$

Dabei steht $z_{i,t,j}(h_i)$ für die nun neue z -Funktion, die auch von h_i abhängt.

Da die Störterme v autokorreliert sind, können die Anfangswerte $Y_{i,0,j}$ nicht als exogen unterstellt werden (Anderson, Hsiao 1982). Einem Vorschlag von Heckman (1981b) folgend, modellieren wir diese Anfangswerte als eine lineare Funktion von beobachteten Variablen $x_{i,0}$ und dem Individualeffekt h_i , ohne den Parametern (ρ, β) des strukturellen Systems und den Parametern (ρ_0, β_0) der approximierten reduzierten Form irgendwelche Restriktionen aufzuzwingen.

$$(14) \quad Y_{i,0,1} = \beta_{0,1}' X_{i,0} + \rho_{0,1} h_i + \eta_{i,0,1} \equiv z_{i,0,1}(h_i) + \eta_{i,0,1}$$

$$Y_{i,0,2} = \beta'_{0,2} X_{i,0} + \rho_{0,2} h_i + \eta_{i,0,2} \equiv z_{i,0,2}(h_i) + \eta_{i,0,2}.$$

Die Wahrscheinlichkeiten für die beobachteten binären Variablen $Y_{i,0,j}^D$ werden analog zu (9) definiert. Damit ist die für ein gegebenes h_i bedingte gemeinsame Wahrscheinlichkeit für alle beobachteten endogenen Variablen eines Individuums bestimmt (Gl. (13) erweitert um die Terme für die Periode 0). Die unbedingte Wahrscheinlichkeit erhalten wir, indem wir die bedingte Verteilung der beobachteten Variablen mit der Dichtefunktion von h_i multiplizieren und über alle Werte von h_i integrieren (Heckman, 1981a, 142, Maddala 1987, 318):

(15)

$$L_i = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=0}^T \Phi(z_{i,t,1}(h_i)(2Y_{i,t,1}^D - 1), z_{i,t,2}(h_i)(2Y_{i,t,2}^D - 1), \sigma_{12}(2Y_{i,t,1}^D - 1)(2Y_{i,t,2}^D - 1)) \varphi(h_i) dh_i$$

L_i ist der Beitrag des i -ten Unternehmens zur Likelihoodfunktion.

Beim "Random-Effects"-Modell darf allerdings keine Korrelation zwischen den Variablen x und den Individualeffekten h bestehen. Dies würde sonst zu inkonsistenten Schätzparametern führen. Es scheint daher plausibel, zusätzlich noch eine Korrelation zwischen den Individualeffekten h und den Absatzerwartungen zuzulassen: Diese stellte sich in den früheren Arbeiten als einzige als signifikant heraus (Flaig/Stadler 1993a,b, Flaig/Rottmann 1993). Würden außerdem die Innovationsentscheidungen jedes einzelnen Unternehmen einen Einfluß auf die Aktivitäten seiner Mitkonkurrenten haben, so wären auch die Innovationsaktivitäten der anderen Unternehmen für das betrachtete Unternehmen keine gegebene Größe. Deshalb müßten dann die Individualeffekte mit den durchschnittlichen Innovationsaktivitäten der Konkurrenten korreliert sein. Daher lassen wir auch diese Korrelation zu. Diese Vorgehensweise ermöglicht einen Test auf die im Kapitel 2 getroffene Annahme bezüglich des Innovationsverhaltens der Unternehmen. Bei der Argumentation sind allerdings noch zwei Aspekte zu beachten: Einerseits stellt dieser Test nur eine notwendige Bedingung für die Exogenität der durchschnittlichen Innovationsaktivitäten der anderen Unternehmen in Bezug auf das jeweils betrachtete Unternehmen dar, weil die Spillover-Variable auch mit den ε korreliert sein könnte. Sind andererseits nicht alle Brancheneffekte korrekt modelliert, so könnten auch die Individualeffekte zwischen den Unternehmen korreliert sein. Dabei wären möglicherweise auch die Individualeffekte mit den durchschnittlichen Innovationsaktivitäten der Konkurrenten korreliert. Dies würde dann nicht der in Kapitel 2 getroffenen Annahme widersprechen.

Nach einem Vorschlag von Mundlack (1978) und Chamberlain (1980) für Gleichungsmodelle modellieren wir den Zusammenhang zwischen den Individual-effekten und den Variablen x als

$$h_i = \pi' \bar{x}_i + \tilde{h}_i,$$

wobei \bar{x}_i den empirischen Mittelwert der jeweiligen Variablen der Individuen darstellt. Die Übertragung des Vorschlags auf unser Zweigleichungsmodell erfordert in Gleichung (15) die Aufnahme von $\pi' \bar{x}_i$ in die z -Funktionen und das Ersetzen von h_i durch den neuen Individualeffekt \tilde{h}_i .

Da alle Störterme zwischen den Unternehmen unkorreliert sind, ist die gemeinsame Likelihoodfunktion das Produkt der Beiträge der einzelnen Unternehmen zur Likelihoodfunktion. Die logarithmierte Likelihoodfunktion für alle Beobachtungen ist dann gegeben durch

$$(16) \quad \ln L = \sum_{i=1}^N \ln L_i .$$

Die Berechnung der Likelihoodfunktion erfordert eine numerische Integration über die Variable \tilde{h}_i . Da die Gauß'schen Integrationsverfahren viel effizienter als die herkömmlichen äquidistanten Integrationsregeln sind - wie z.B. Trapez-Regel, Simpson-Regel usw. - entscheiden wir uns für ein Verfahren der ersten Klasse (Pennington, 1970, 231ff, 260). Die geeignete Formel für die Berechnung des Integrals in (15) ist die Gauß-Hermite-Integration $\int_{-\infty}^{\infty} e^{-Z^2} g(Z) dZ = \sum_{j=1}^G W_j g(Z_j)$, wobei Z_j die Stützstellen, G deren Anzahl und W_j die Gewichte darstellen, weil die Dichte der Normalverteilung in Gleichung (15) einen Term der Art $\exp(-Z^2)$ enthält (Butler, Moffitt, 1982, 762). Gewichte und Stützstellen entnehmen wir Stroud und Secrest (1966, 218).

Der ML-Schätzer ist asymptotisch effizient und konsistent mit der geschätzten Varianz-Kovarianz-Matrix:

$$(17) \quad \hat{V}_{\hat{\Theta}} = \left[\sum_{i=1}^N (\partial \ln L_i / \partial \Theta) (\partial \ln L_i / \partial \Theta)' \Big|_{\hat{\Theta}} \right]^{-1} .$$

Dabei stellt $\hat{\Theta}$ den Vektor aller geschätzten Modellparameter dar. Wir entscheiden uns für die Berechnung des äußeren Produkts der ersten Ableitungen (vgl. zur Methode Berndt, Hall, Hausman 1974), da die numerische Bestimmung der zweiten Ableitungen bei der Ermittlung der Hessematrix möglicherweise hohe

Ungenauigkeiten aufweist (Küsters, Arminger, 1989, 202). Alle Berechnungen und Schätzungen wurden mit GAUSS I, Version 3.1, durchgeführt.

4. Ökonometrische Testverfahren

Hypothesen bezüglich der Koeffizienten können mit verschiedenen Verfahren getestet werden. Die einfachste Methode für eine einzige Restriktion basiert auf dem gewöhnlichen t-Test, wobei man die Standardfehler aus Gleichung (17) benutzt: Da die geschätzten Koeffizienten normalverteilt sind, verwendet man die Standardnormalverteilung für die kritischen Punkte (Amemiya 1985, 121). Für die komplizierteren Hypothesen, wie die gemeinsame Insignifikanz mehrerer Variablen, ist es möglich, den Likelihood-Ratio-Test zu benutzen. Allerdings besitzt er den Nachteil, daß er die Schätzung sowohl des restringierten als auch des unrestringierten Modells erfordert. Der Wald-Test umgeht dieses Problem und erfordert nur die Schätzung des unrestringierten Modells.

Der Test basiert auf der Verteilung einer quadratischen Form. Ist der $(J \times 1)$ Vektor x multivariat normalverteilt mit den Mittelwerten μ und der Varianz-Kovarianzmatrix Σ , so ist

$$(18) \quad (x - \mu)' \Sigma^{-1} (x - \mu)$$

χ^2 -verteilt mit J Freiheitsgraden.

Im folgenden soll $\hat{\alpha}$ der $(J \times 1)$ -Vektor der Parameterschätzungen ohne Restriktionen sein. Als Hypothesen bilden wir folgende J Restriktionen:

$$(19) \quad H_0: z(\alpha) = q.$$

q ist ein $(J \times 1)$ Vektor von bekannten Konstanten. Falls die J Restriktionen richtig sind, sollte $\hat{\alpha}$ ihnen genügen. Andernfalls wäre $z(\hat{\alpha}) - q$ weiter vom $(J \times 1)$ Nullvektor entfernt als alleine auf Zufallseffekte zurückzuführen wäre.

Die Wald-Test-Statistik (W)

$$(20) \quad W = (z(\hat{\alpha}) - q)' (\text{Var}(z(\hat{\alpha}) - q))^{-1} (z(\hat{\alpha}) - q)$$

ist aufgrund der Normalverteilung der geschätzten Parameter $\hat{\alpha}$ unter der Nullhypothese χ^2 verteilt mit J Freiheitsgraden (Judge u. a. 1985, 183).

Die Varianz-Kovarianzmatrix in der quadratischen Form läßt sich folgendermaßen berechnen:

$$(21) \quad \text{Var}(z(\hat{\alpha}) - q) = \left[\frac{\partial z(\alpha)}{\partial \alpha'} \Big|_{\hat{\alpha}} \right] \text{Var}(\hat{\alpha}) \left[\frac{\partial z(\alpha)}{\partial \alpha'} \Big|_{\hat{\alpha}} \right]',$$

wobei die eckigen Klammersausdrücke $J_{x\eta}$ -Matrizen darstellen, deren j -te Zeile die Ableitung der j -ten Restriktion bezüglich aller η Elemente von α an der Stelle $\hat{\alpha}$ ist.

Für das Testen von linearen Restriktionen $R\alpha = q$ vereinfacht sich die zu berechnende Varianz-Kovarianzmatrix erheblich:

$$(22) \quad \text{Var}(R\hat{\alpha} - q) = R \text{Var}(\hat{\alpha}) R'.$$

Will man Hypothesen testen, deren Koeffizienten zum Teil -z.B. die letzten N Elemente - null sind, also

$$(23) \quad R = [0 | J_N] \quad \text{und} \quad q = 0 \quad (N \times 1),$$

(wobei R und q nun N Zeilen besitzen), so erhält man folgende einfach zu berechnende Wald-Test-Statistik (Greene 1993, 647):

$$(24) \quad W = \hat{\alpha}'_N (V_N(\hat{\alpha}))^{-1} \hat{\alpha}_N.$$

Das Subskript N indiziert den Subvektor oder die Submatrix, die zu den N Variablen gehören.

4. Daten und empirische Ergebnisse

Zunächst werden wir auf die Datenerzeugung eingehen. Es folgt die Erläuterung der deskriptiven Statistiken und der Schätzergebnisse für die Datensätze unter Berücksichtigung der Datenauswahl. Wir schätzen unser Innovationsmodell mit einem Paneldatensatz aus dem Verarbeitenden Gewerbe der Bundesrepublik Deutschland, den das Münchner Ifo-Institut im Rahmen des Konjunkturtests einschließlich der "Sonderfrage Innovationen" jährlich erhebt (vgl. Oppenländer, Poser 1989, 269). Der Schätzzeitraum umfaßt die Jahre 1982 bis 1989 und schließt somit verschiedene Konjunkturphasen ein. Der Datensatz beinhaltet die realisierten Produkt- und Prozeßinnovationen als Binärvariable, die Beschäftigtenzahl, die Absatzerwartungen und den Umsatzanteil in der Einführungs- und Wachstumsphase.

Weiterhin enthält der Datensatz Angaben über die Branchenzugehörigkeit der Betriebe auf der Sypro-Zweisteller-Ebene. Die Branchenzuordnung ermöglichte uns die Zuspierung von Branchendaten auf der Zweisteller-Ebene. Die nominale Bruttowertschöpfung und die Einkommen aus unselbständiger Arbeit zur Berechnung des Lohnanteils stammen von der disaggregierten VGR des Statistisches Bundesamtes, Fachserie 18. Die Herfindahl-Konzentrationsindizes wurden dem Hauptgutachten der Monopolkommission 1990/1991 und der Fachserie 4, Reihe S. 9, des Statistischen Bundesamtes entnommen. Die Industriedummies wurden der Klassifikation des DIW entnommen. Die durchschnittlichen Innovationsaktivitäten einer Branche in einem bestimmten Jahr wurden berechnet, indem die Anzahl der Unternehmen, die mindestens eine Innovation realisierten, durch die Anzahl der in der gleichen Branche vorhandenen Betriebe dividiert wurde. Dabei schlossen wir jeweils das gerade betrachtete Unternehmen bei der Berechnung dieser Innovationsintensitäten aus, um das Endogenitätsproblem zu umgehen.

Um die dynamischen Effekte zu schätzen, beschränken wir uns auf die Betriebe, deren Daten über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg vorliegen. Ohne die Phasenvariablen erhalten wir so einen Paneldatensatz von 586 Betrieben. Schließen wir aber diese Variable in die Betrachtung mit ein, ergibt sich ein Datensatz von 355 Betrieben, da für 231 Betriebe die Angaben bezüglich dieser Variablen nicht für jedes Jahr vorliegen. Damit die Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit den früheren Arbeiten (Flaig/Stadler 1993 a, b) gewährleistet ist, darf der Ausfall der 231 Betriebe nicht in einem systematischen Zusammenhang mit dem Untersuchungsobjekt stehen.

Bei unseren Schätzungen verwenden wir die folgende Variablensymbolik:

Y_1^D : realisierte Produktinnovationen (0: nein, 1: ja)

Y_2^D : realisierte Prozeßinnovationen (0: nein, 1: ja)

B: Betriebsgröße, gemessen durch die Beschäftigtenzahl

H: Herfindahl-Konzentrationsindex

Q: erwartete Nachfrageentwicklung (2: deutlich wachsend, 1: leicht wachsend, 0: stagnierend, -1: leicht schrumpfend, -2: deutlich schrumpfend)

PH: Anteil des Umsatzes in der Einführungs- und Wachstumsphase

W: Lohnanteil, Einkommen aus unselbständiger Arbeit bezogen auf die nominelle Bruttowertschöpfung

- YM_1 : durchschnittliche jährliche Produktinnovationsaktivitäten der Konkurrenten in der jeweiligen Branche
- YM_2 : durchschnittliche jährliche Prozeßinnovationsaktivitäten der Konkurrenten in der jeweiligen Branche
- DI: Dummyvariable für das Investitionsgütergewerbe
- DV: Dummyvariable für das Verbrauchsgütergewerbe

In der Tabelle 1 sind für beide Samples die Anzahl (N) der in jeder Branche enthaltenen Betriebe und die Mittelwerte der endogenen Variablen über alle Jahre wiedergegeben. Die Tabelle 2 zeigt die Mittelwerte der erklärenden Variablen über sämtliche Jahre. Die Mittelwerte für YM_1 und YM_2 wurden nicht angegeben, da sie aufgrund der Summation über alle Betriebe identisch mit den Mittelwerten von Y_1^D und Y_2^D sind.

Man erkennt für beide Panels eine hohe Variabilität sowohl der erklärenden als auch der abhängigen Variablen. Auffallend ist jedoch, daß die Rangfolge der Besetzungszahlen in den Branchen für beide Samples fast identisch ist. Auch die Mittelwerte der Variablen unterscheiden sich kaum in den beiden Stichproben. Dies kann als ein erster Hinweis dafür interpretiert werden, daß der Ausfall der 231 Betriebe nicht systematisch mit der Branchenzugehörigkeit und den Variablen korreliert ist.

Tabelle 1:

SYPRO Branche	355 Firmen			586 Firmen		
	N	Y1	Y2	N	Y1	Y2
25 Steine und Erden	3	0.208	0.292	9	0.375	0.389
31 Stahlbau	5	0.175	0.275	8	0.141	0.297
32 Maschinenbau	77	0.787	0.752	118	0.726	0.703
33 Straßenfahrzeuge	12	0.792	0.729	22	0.756	0.750
36 Elektrotechnik	43	0.750	0.685	68	0.671	0.640
37 Feinmech., Optik	12	0.833	0.833	23	0.696	0.723
38 EBM-Waren	29	0.750	0.685	43	0.654	0.619
39 Musikinstrumente	3	0.792	0.500	4	0.844	0.531
40 Chemie	9	0.861	0.750	9	0.861	0.750
51 Feinkeramik	10	0.825	0.750	14	0.813	0.723
52 Glas	9	0.764	0.819	14	0.768	0.830
53 Holzbearbeitung	3	0.250	0.333	7	0.143	0.179
54 Holzverarbeitung	19	0.704	0.592	32	0.637	0.535
55 Papiererzeugung	11	0.284	0.307	18	0.333	0.347
56 Papierverarb.	7	0.411	0.429	16	0.305	0.320
57 Druckerei	17	0.471	0.515	33	0.330	0.371
58 Kunststoffwaren	28	0.674	0.621	41	0.637	0.619
61/62 Ledergewerbe	6	0.563	0.625	14	0.670	0.589
63 Textilgewerbe	31	0.528	0.512	50	0.593	0.590
64 Bekleidungsgew.	8	0.656	0.547	19	0.579	0.428
68 Ernährungsgew.	13	0.423	0.452	24	0.396	0.432
Insgesamt	355			586		

Tabelle 2:

Branchendaten

Unternehmensdaten

355 Firmen

586 Firmen

SYPRO	Branche	Branchendaten		Unternehmensdaten				
		H	W	B	Q	P	B	Q
25	Steine und Erden	0.049	0.614	0.061	0.333	0.278	0.080	0.028
31	Stahlbau	0.128	0.867	0.113	-0.054	0.218	0.255	-0.151
32	Maschinenbau	0.044	0.828	1.179	0.570	0.480	0.973	0.554
33	Straßenfahrzeuge	1.034	0.724	1.520	0.600	0.366	3.624	0.549
36	Elektrotechnik	0.525	0.749	0.885	0.513	0.337	0.737	0.399
37	Feinmech., Optik	0.165	0.719	0.947	0.675	0.398	0.659	0.599
38	EBM-Waren	0.047	0.725	0.234	0.208	0.313	0.218	0.185
39	Musikinstrumente	0.104	0.526	0.104	0.042	0.260	0.096	0.297
40	Chemie	0.374	0.687	0.333	0.602	0.397	0.333	0.602
51	Feinkeramik	0.682	0.800	0.773	0.217	0.280	0.793	0.199
52	Glas	0.344	0.675	0.470	0.308	0.284	0.459	0.452
53	Holzbearbeitung	0.114	0.752	0.116	0.188	0.048	0.094	-0.033
54	Holzverarbeitung	0.024	0.772	0.366	0.355	0.386	0.277	0.479
55	Papiererzeugung	0.539	0.648	0.301	0.354	0.192	0.219	0.448
56	Papierverarb.	0.099	0.694	0.246	0.336	0.201	0.184	0.240
57	Druckerei	0.051	0.699	0.113	0.373	0.260	0.101	0.444
58	Kunststoffwaren	0.041	0.683	0.189	0.600	0.375	0.181	0.635
61/62	Ledergewerbe	0.145	0.674	0.350	-0.052	0.226	0.211	0.089
63	Textilgewerbe	0.034	0.746	0.313	0.158	0.303	0.335	0.197
64	Bekleidungs-gew.	0.042	0.713	0.464	0.099	0.318	0.334	0.097
68	Ernährungsgew.	0.029	0.551	0.169	0.335	0.293	0.150	0.210

In der Tabelle 3 sind die geschätzten Parameter des restringierten Modells ohne Berücksichtigung der durchschnittlichen Innovationsaktivitäten und des Phasenumsatzes sowohl für das 355er als auch das 586er Betriebspanel wiedergegeben, während in Tabelle 4 beide Variablen als erklärende Variablen des Innovationsverhaltens berücksichtigt wurden. Dabei bezogen wir eine mögliche Korrelation dieser Variablen mit den Individualeffekten mit ein.

Die oberen Teile der Tabellen repräsentieren die Parameterwerte der Gleichungen für die Anfangsbedingungen. Sie wurden als reduzierte Formen in Gestalt von linearen Gleichungen ohne Vorsample-Information modelliert und sind somit nicht strukturell interpretierbar. Trotzdem stimmen die geschätzten Parameter bezüglich ihrer Signifikanz und ihres Vorzeichens meistens mit denen der strukturellen Gleichungen überein. Die Firmengröße (B), die langfristigen Absatzerwartungen (\bar{Q}) und der Heterogenitätsparameter (\bar{h}) üben auf die Realisierung sowohl von Produkt- als auch von Prozeßinnovationen einen positiven Effekt aus. Nur die kurzfristigen Nachfrageerwartungen (Q) haben das falsche Vorzeichen, sind aber insignifikant.

Die unteren Teile der Tabellen beinhalten die für die Interpretation wichtigen strukturellen Gleichungen.

Das in Tabelle 3 geschätzte Modell entspricht weitgehend den Versionen von Flaig und Stadler. Bei zufälligem Ausscheiden der 231 Betriebe sollten sich die Vorzeichen der geschätzten Parameter und t-Werte nicht besonders stark unterscheiden. Man erkennt, daß die Vorzeichen der Parameter sowie deren Größenordnung und Signifikanzniveaus in beiden Samples für alle Variablen nahezu identisch sind. Dies betrachten wir als weitere Evidenz für die Repräsentativität des 355er- in Bezug auf das 586er-Sample.

Die t-Werte sowohl von H als auch von W zeigen an, daß die durch den Herfindahl-Index gemessene Marktkonzentration und der Lohnanteil in keinem signifikanten Zusammenhang mit dem Innovationsprozeß stehen (vgl. auch die Ergebnisse von Laisney/Lechner/Pohlmeier 1992, König u.a. 1992, Flaig/Stadler 1993 b). Da der Herfindahl-Index meist als Maß für die Marktmacht interpretiert wird, überrascht dessen Insignifikanz zunächst. Dies ließe sich aber dergestalt interpretieren, daß der Herfindahl-Index eher economies of scale als Marktmachteffekte mißt, und daß trotz dieser Größenvorteile keine außergewöhnlichen Gewinne aufgrund der tatsächlichen und potentiellen Konkurrenz (bestreitbare Märkte) realisiert werden. Dagegen übt die absolute Unternehmensgröße, gemessen durch die Anzahl der Beschäftigten (B), einen signifikant positiven Einfluß auf die

Tabelle 3:

Variable	355 Firmen		586 Firmen	
	Produkt	Prozeß	Produkt	Prozeß
Anfangsbedingungen				
C	-0.372 (-0.378)	0.329 (0.386)	-1.002 (-1.321)	-0.376 (-0.543)
H	0.483 (1.278)	-0.113 (-0.317)	0.250 (0.788)	-0.156 (-0.557)
W	0.361 (0.282)	-0.565 (-0.514)	1.047 (1.063)	0.190 (0.211)
Q	-0.025 (-0.190)	-0.079 (-0.624)	-0.008 (-0.081)	-0.017 (-0.173)
B	0.416 (2.940)	0.424 (3.155)	0.285 (4.112)	0.483 (4.494)
\bar{Q}	0.768 (3.581)	0.785 (3.826)	0.850 (5.195)	0.739 (4.948)
\tilde{h}	0.351 (10.700)	0.614 (5.260)	0.464 (20.708)	0.744 (8.024)
Strukturgleichungen				
C	-0.401 (-0.740)	-0.655 (-1.686)	-0.636 (-1.545)	-0.760 (-2.416)
H	-0.009 (-0.033)	-0.061 (-0.359)	0.005 (0.030)	0.035 (0.255)
W	0.094 (0.128)	0.325 (0.611)	0.226 (0.403)	0.355 (0.817)
Q	0.308 (4.797)	0.214 3.751	0.246 (5.356)	0.229 (5.264)
B	0.558 (5.340)	0.442 (7.836)	0.484 (7.735)	0.401 (8.401)
\bar{Q}	0.550 (4.495)	0.423 (4.627)	0.633 (6.882)	0.410 (5.621)
$Y_{1,-1}$	0.451 (5.048)	0.074 (0.873)	0.429 (6.251)	0.020 (0.330)
$Y_{2,-1}$	0.138 (1.635)	0.572 (8.590)	0.116 (1.838)	0.607 (11.543)
\tilde{h}	0.534 (4.476)	0.896 (12.047)	0.594 (6.911)	0.905 (16.529)
σ_{12}		0.593 (9.490)		0.626 (12.840)

Realisation von Produkt- und Prozeßinnovationen aus. Zur Erklärung dieses Effekts werden gewöhnlich die besseren Möglichkeiten einer Fremdfinanzierung von F&E-Projekten, mehr Ausbeutungsmöglichkeiten von Inventionen und die Risikodiversifizierung durch die Möglichkeit der gleichzeitigen Verfolgung mehrerer Projekte genannt. Sowohl langfristige (\bar{Q}) als auch kurzfristige (Q) Nachfrageerwartungen beeinflussen beide Realisationswahrscheinlichkeiten signifikant positiv (vgl auch: Flaig, Stadler 1993 a, b).

In beiden Versionen konnte für beide Innovationstypen ein positiver "State Dependence Effekt" (vgl Flaig/Stadler 1993 a, b) nachgewiesen werden. Gemäß unserem theoretischen Modell bedeutet das, daß die Einführung einer Innovation in der Vorperiode ($Y_{1,-1}$ $Y_{2,-1}$) die Erfolgswahrscheinlichkeit für eine zukünftige Innovation des gleichen Typs erhöht. Die Kreuzeffekte, d.h. die verzögerte Realisation der einen Innovationsart, hat bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent keinen Einfluß auf den anderen Innovationstyp. Außerdem zeigt auch der signifikant positive Wert von σ_{12} , daß die kontemporäre Korrelation zwischen den Störtermen von Produkt- und Prozeßgleichung nicht vernachlässigt werden darf.

Auch die unbeobachteten Individualeffekte (\bar{h}), die auf unterschiedliche technische Möglichkeiten und Ausstattungen der Unternehmen mit Faktoren wie Kreativität, Intuition, Appropriierbarkeit der Forschungs- und Entwicklungsergebnisse sowie Risikofreudigkeit zurückgeführt werden, dürfen in ökonometrischen Untersuchungen des Innovationsverhaltens nicht vernachlässigt werden. Ansonsten wären die dynamischen Modelle fehlspezifiziert und eine Trennung zwischen "True State Dependence" und "Spurious State Dependence" nicht möglich (Heckman 1978). Schließlich zeigt auch die Signifikanz von \bar{Q} , daß die Korrelation zwischen den Individualeffekten und den Nachfrageerwartungen nicht unberücksichtigt bleiben darf. "Einfachere" Random-Effects-Probit-Modelle wären deshalb fehlspezifiziert.

In Tabelle 4 sind die geschätzten Koeffizienten unter Einbeziehung der in der Einleitung erläuterten Hypothesen abgebildet. Die von Flaig und Stadler aufgestellten zentralen Hypothesen bezüglich des Innovationsverhaltens (Heterogenität und dynamische Spillovers) finden auch in diesem Modell ihre Bestätigung. Deshalb wird bei der Interpretation nur noch auf die Unterschiede im Vergleich zum restringierten Modell für das 355er Sample eingegangen.

Die Likelihood-ratio-Test-Statistik von 138,12 $((2638,72 - 2569,66)*2)$ bei 22 Freiheitsgraden zeigt an, daß die hinzugefügten Variablen in einem signifikanten Zusammenhang mit dem Innovationsprozeß stehen. Sowohl die t-Werte der Industriedummies (DI, DV) als auch ein Wald-Test auf die gemeinsame Insignifikanz

aller Industriedummies ($W = 12,62$ bei 8 Freiheitsgraden) geben an, daß die Dummyvariablen keinen signifikanten Einfluß auf die Innovationsaktivitäten haben. Der quadrierte Herfindahl-Index erwies sich ebenfalls als insignifikant. Auch der unternehmensspezifische Durchschnitt der Absatzerwartungen (\bar{Q}) ist in diesem Modell insignifikant.

Dagegen üben der Umsatzanteil in der Wachstums- und Einführungsphase (PH) und dessen unternehmensbezogener Durchschnitt (\overline{PH}) auf beide Innovationsarten einen positiven Effekt aus. Die Hypothese von Utterback und Abernathy (1975), in der dynamischen Phase des Lebenszyklus eines Produkts seien die Produktinnovationen, in der Stagnationsphase eher die Prozeßinnovationen von hoher Bedeutung, findet keine Bestätigung. Plausibel scheint die Erklärung, daß die Einführung neuer Produkte auch neue Prozesse erfordert, und die Unternehmen dies sowohl als eine Produkt- als auch eine Prozeßinnovation auffassen. Diese Vermutung findet ihre Bestätigung in der vom Ifo-Institut vorgenommenen Definition einer Prozeßinnovation. Darin werden unter Prozeßinnovationen auch die Neuerungen und Verbesserungen im Produktionsbereich verstanden, die die Fertigstellung neuer oder verbesserter Produkte ermöglichen (Oppenländer, Poser 1989, 268ff).

Die Spillover-Variablen (YM_1 , YM_2) üben auf beide Innovationsarten einen positiven Effekt aus, wogegen aber der t-Test bei den Produktinnovationen nur bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von zehn Prozent Signifikanz anzeigt. Auch die Nullhypothese bezüglich der Insignifikanz aller Spillover-Variablen kann abgelehnt werden ($W = 18,82$ bei vier Freiheitsgraden). Durch die Einbeziehung dieser Variablen nehmen auch die Einflüsse der dynamischen Spillovers leicht ab, da auch die verzögerten Innovationsaktivitäten mit den durchschnittlichen Innovationsaktivitäten in einer Branche korreliert sind.

Die für jedes Unternehmen über die Zeit gebildeten durchschnittlichen Innovationsaktivitäten der anderen Branchenunternehmen (\overline{YM}_1 und \overline{YM}_2) sind für beide Innovationstypen insignifikant. Würden die Innovationsentscheidungen einzelner Unternehmen Rückwirkungen auf die Aktivitäten aller Konkurrenten haben, so müßten die Spillovervariablen (YM_1 und YM_2) mit den Individualeffekten korreliert sein. Dann wären aber die Variablen \overline{YM}_1 und \overline{YM}_2 signifikant. Da es dafür keine Anzeichen gibt, können wir die Innovationsintensität der Konkurrenten als exogene Variable für das jeweils betrachtete Unternehmen ansehen.

Tabelle 4:

Variable	Produkt	Prozeß	Variable	Produkt	Prozeß
Anfangsbedingungen					
C	-1.086 (-1.018)	-0.305 (-0.310)	Q	-0.139 (-0.933)	-0.121 (-0.891)
DI	0.945 (2.334)	0.591 (1.637)	B	0.302 (1.572)	0.341 (2.273)
DV	0.570 (1.331)	0.451 (1.223)	PH	2.336 (3.658)	0.631 (1.505)
H	0.543 (1.332)	0.026 (0.063)	\overline{PH}	-0.001 (-0.001)	1.558 (2.187)
W	-0.216 (-0.169)	-1.068 (-0.871)	\overline{Q}	0.468 (1.707)	0.376 (1.574)
			\tilde{h}	0.325 (9.424)	0.559 (4.075)
Strukturgleichungen					
C	-1.365 (-2.043)	-1.283 (-2.879)	$Y_{1,-1}$	0.416 (4.196)	0.030 (0.355)
DV	0.167 (0.488)	0.213 (0.833)	$Y_{2,-1}$	0.092 (1.050)	0.541 (7.333)
DI	0.075 (0.207)	0.206 (0.788)	PH	0.388 (2.150)	0.416 (2.225)
H	0.421 (0.584)	0.620 (1.195)	\overline{PH}	2.247 (5.239)	1.453 (3.926)
H^2	-0.501 (-0.601)	-0.729 (-1.230)	YM_1	0.504 (1.254)	-- --
W	-0.435 (-0.468)	0.038 (0.059)	\overline{YM}_1	0.417 (0.691)	-- --
Q	0.270 (4.045)	0.178 (2.932)	YM_2	-- --	0.751 (2.650)
\overline{Q}	0.016 (0.110)	0.086 (0.797)	\overline{YM}_2	-- --	-0.497 (-0.887)
B	0.495 (4.730)	0.409 (7.111)	\tilde{h}	0.465 (3.734)	0.809 (10.730)
		$\sigma_{1,2}$	0.565 (8.573)		
		lnL	-2569.66		

Auch bei einer konservativen Interpretation des Meßvermögens der Variablen YM_1 und YM_2 bezüglich intrabrandenspezifischer Spillovers aufgrund der Existenz von Branchendifferenzen, die wegen der Marktmacht, den technischen Möglichkeiten und den Appropriierbarkeitsbedingungen von Innovationen auftreten, bleibt diese Variable signifikant. Sollte man nun davon ausgehen, daß die Branchenvariablen (DV, DI, H, H^2 , W) die zuvor genannten - für die Innovationsaktivitäten möglicherweise relevanten - Branchenunterschiede nicht richtig messen, so könnten diese Effekte auch durch die Spillover-Variable aufgefangen werden. Da sich alle Branchenvariablen (DV, DI, H, H^2 , W) sowohl beim jeweiligen t-Test als auch beim gemeinsamen Wald-Test ($W = 20,24$ bei 18 Freiheitsgraden) als insignifikant erwiesen, sollten die durchschnittlichen Innovationsaktivitäten der Mitkonkurrenten dennoch nicht vernachlässigt werden, um gegebenenfalls die Branchendifferenzen abbilden zu können.

6. Zusammenfassung

In diesem Artikel wurden die Auswirkungen des Produktlebenszyklus und der Spillovers innerhalb einer Branche auf den Innovationsprozeß untersucht. Dynamische Random-Effects-Probit-Modelle wurden für zwei Unternehmenspanels geschätzt. Wie in früheren Untersuchungen zeigte sich, daß eine erfolgreiche Innovation im Vorjahr die Wahrscheinlichkeit für die Realisierung einer Innovation des gleichen Typs im darauffolgenden erhöht. Zudem beeinflussen ein hoher Anteil des Umsatzes in der Einführungs- und Wachstumsphase und die Spillover-Variable sowohl die Prozeß- als auch die Produktinnovationen positiv. Dieses Ergebnis bleibt auch dann bestehen, wenn man für unbeobachtete Heterogenität zwischen den Unternehmen und mögliche Endogenität von erklärenden Variablen wie z.B. die Spillover-Variable kontrolliert.

Anhang: Wald-Test-Statistiken

Test auf Insignifikanz aller Dummyvariablen

$$W = 12.62$$

$$\text{Freiheitsgrade} = 8.000$$

Test auf Insignifikanz aller Dummyvariablen in den Strukturgleichungen

$$W = 1.407$$

$$\text{Freiheitsgrade} = 4.000$$

Test auf Insignifikanz aller Branchenvariablen

$$W = 20.42$$

$$\text{Freiheitsgrade} = 18.00$$

Test auf Insignifikanz aller Phasen- und Spillover-Variablen

$$W = 131.9$$

$$\text{Freiheitsgrade} = 12.00$$

Test auf Insignifikanz aller Spillover-Variablen

$$W = 18.82$$

$$\text{Freiheitsgrade} = 4.000$$

Literatur

- Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*. Cambridge.
- Anderson, T.W., Hsiao, Ch. (1982), Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics* 18, 47 - 87.
- Berndt, E., Hall, B., Hall, R., Hausman, J. (1974), Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models. *Annals of Economic and Social Measurement* 3/4, 653-665.
- Bernstein, J.I., Nadiri, M.I. (1988), Interindustry R&D Spillovers, Rates of Return, and Production in High-Tech Industries, *American Economic Review Papers and Proceedings* 78, 429-434.
- Butler, J.S., Moffitt, R. (1982), A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One Factor Multinomial Probit Model. *Econometrica* 50, 761-764.
- Chamberlain, G. (1980), Analysis of Covariance with Qualitative Data. *Review of Economic Studies* 47, 225 - 238.
- Coe, D.T., Helpman, E. (1993), International R&D Spillovers. *NBER Working Paper Series, No 4444*.
- Flaig, G., Rottmann, H. (1993), Dynamische Interaktionen zwischen Innovationsplanung und -realisation. Erscheint in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*.
- Flaig, G., Stadler, M. (1993a), Success Breeds Success. The Dynamics of the Innovation Process. Erscheint in: *Empirical Economics*.

Flaig, G., Stadler, M. (1993b), On the Dynamics of Product and Process Innovations. A Bivariate Random Effects Probit Modell. Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe der Universität Augsburg, Beitrag Nr. 101.

Flaig, G., Stadler, M. (1994), Dynamische Spillovers und Heterogenität im Innovationsprozeß. Eine mikroökonomische Analyse. in: Hochmuth U., Wagner J. (Hrsg.): Firmenpanelstudien in Deutschland, Tübingen, 185 - 199.

Greene, W.H. (1993), *Econometric Analysis*. New York.

Griliches, Z. (1991), The Search for R&D Spillovers. *NBER Working Paper Series, No 3768*.

Heckman, J.J. (1978), Simple Statistical Models for Discrete Panel Data Developed and Applied to Test the Hypothesis of True State Dependence against the Hypothesis of Spurious State Dependence. *Annales de l'INSEE 30 -31, 227 - 269*.

Heckman, J.J. (1981a), Statistical Models for Discrete Panel Data. In: Manski, Ch.F., McFadden, D. (eds.): *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge (Mass.), London, 114 - 177.

Heckman, J.J. (1981b), The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process. In: Manski, Ch.F., McFadden, D. (eds.) : *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge (Mass.), London, 179 - 195.

Heuß, E. (1965), *Allgemeine Markttheorie*. Tübingen-Zürich.

Jaffe, A. (1986), Technological Opportunity and Spillovers of R&D. *American Economic Review* 76, 984 - 1001.

Judge, G.G., Griffiths, W.E., Hill, R.C., Lütkepohl, H., Lee, T. (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*. 2. Auflage, New York.

König, H., Laisney, F., Lechner, M., Pohlmeier, W. (1992), On the Dynamics of Process Innovative Activity. An Empirical Investigation Using Panel Data. Paper presented at the WZB conference "Market Processes and Corporate Networks" in Berlin.

König, H., Zimmermann, K.F. (1986), Innovations, Market Structure and Market Dynamics. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 142, 184-199.

Küsters, U., Arminger, G. (1989), *Programmieren in Gauss: Eine Einführung in das Programmieren statistischer und numerischer Algorithmen*. Stuttgart, New York.

Laisney, F., Lechner, M., Pohlmeier, W. (1992), Innovation Activity and Firm Heterogeneity: Empirical Evidence from West Germany. Paper presented at the 7th Annual EEA Conference in Dublin.

Maddala, G.S. (1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge.

Maddala, G.S. (1987), Limited Dependent Variable Models Using Panel Data. *The Journal of Human Resources* 22, 305 - 338.

Mairesse, J. (1991), R&D and Productivity: A Survey of Econometric Studies at the Firm Level. *STI review* 8, 9 - 43.

Monopolkommission (1992), *Wettbewerbspolitik oder Industriepolitik: Hauptgutachten 1990/91*. Baden-Baden.

Mundlak, Y. (1978), On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica* 46, 69 - 85.

Oppenländer, K.H., Poser, G. (Hrsg.) (1989), Handbuch der Ifo-Umfragen. Berlin.

Pennington, R.H. (1970), Introductory Computer Methods and Numerical Analysis. London.

Pohlmeier, W. (1992), On the Simultaneity of Innovations and Market Structure. *Empirical Economics* 17, 253 - 272.

Statistisches Bundesamt, Fachserie 4, Reihe S 9. Mainz.

Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1. Mainz.

Stroud, A. H., Secrest, D. (1966), Gaussian Quadrature Formulas. Englewood Cliffs.

Utterback, J., Abernathy, W.Y. (1975), A dynamic model of process and product innovation. *Omega* 3, 639 - 656

Zimmermann, K.F. (1989), Innovative Activity and Industrial Structure. *Empirica* 16, 85-110.

Beiträge in der Volkswirtschaftlichen Diskussionsreihe seit 1991

Im Jahr 1991 erschienen:

- | | | |
|-----------------|-------------------------------|--|
| Beitrag Nr. 50: | Manfred Stadler | Determinanten der Innovationsaktivitäten in oligopolistischen Märkten |
| Beitrag Nr. 51: | Uwe Cantner
Horst Hanusch | On the Renaissance of Schumpeterian Economics |
| Beitrag Nr. 52: | Fritz Rahmeyer | Evolutorische Ökonomik, technischer Wandel und sektorales Produktivitätswachstum |
| Beitrag Nr. 53: | Uwe Cantner
Horst Hanusch | The Transition of Planning Economies to Market Economies: Some Schumpeterian Ideas to Unveil a Great Puzzle |
| Beitrag Nr. 54: | Reinhard Blum | Theorie und Praxis des Übergangs zur marktwirtschaftlichen Ordnung in den ehemals sozialistischen Ländern |
| Beitrag Nr. 55: | Georg Licht | Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen |
| Beitrag Nr. 56: | Thomas Kuhn | Zur theoretischen Fundierung des kommunalen Finanzbedarfs in Zuweisungssystemen |
| Beitrag Nr. 57: | Thomas Kuhn | Der kommunale Finanzausgleich - Vorbild für die neuen Bundesländer? |
| Beitrag Nr. 58: | Günter Lang | Faktorsubstitution in der Papierindustrie bei Einführung von Maschinen- und Energiesteuern |
| Beitrag Nr. 59: | Peter Welzel | Strategische Interaktion nationaler Handelspolitiken. Freies Spiel der Kräfte oder internationale Organisation? |
| Beitrag Nr. 60: | Alfred Greiner | A Dynamic Model of the Firm with Cyclical Innovations and Production: Towards a Schumpeterian Theory of the Firm |
| Beitrag Nr. 61: | Uwe Cantner
Thomas Kuhn | Technischer Fortschritt in Bürokratien |
| Beitrag Nr. 62: | Klaus Deimer | Wohlfahrtsverbände und Selbsthilfe - Plädoyer für eine Kooperation bei der Leistungserstellung |
| Beitrag Nr. 63: | Günter Lang
Peter Welzel | Budgetdefizite, Wahlzyklen und Geldpolitik: Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland, 1962-1989 |
| Beitrag Nr. 64: | Uwe Cantner
Horst Hanusch | New Developments in the Economics of Technology and Innovation |
| Beitrag Nr. 65: | Georg Licht
Viktor Steiner | Male-Female Wage Differentials, Labor Force Attachment, and Human-Capital Accumulation in Germany |
| Beitrag Nr. 66: | Heinz Lampert | The Development and the Present Situation of Social Policy in the Federal Republic of Germany (FRG) within the Social-Market-Economy |
| Beitrag Nr. 67: | Manfred Stadler | Marktkonzentration, Unsicherheit und Kapitalakkumulation |

- Beitrag Nr. 68: Andrew J. Buck
Manfred Stadler R&D Activity in a Dynamic Factor Demand Model: A Panel Data Analysis of Small and Medium Size German Firms
- Beitrag Nr. 69: Karl Morasch Wahl von Kooperationsformen bei Moral Hazard

Im Jahr 1992 erschienen:

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

Bisher im Jahr 1993 erschienen:

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

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

	Marcus Ruf	Das Beispiel Informationstechnik
Im Jahr 1994 erschienen:		
Beitrag Nr. 108	Manfred Stadler	Geographical Spillovers and Regional Quality Ladders
Beitrag Nr. 109	Günter Lang Peter Weizel	Skalenerträge und Verbundvorteile im Bankensektor. Empirische Bestimmung für die bayerischen Genossen- schaftsbanken
Beitrag Nr. 110	Peter Weizel	Strategic Trade Policy with Internationally Owned Firms
Beitrag Nr. 111	Wolfgang Becker	Lebensstilbezogene Wohnungspolitik - Milieuschutz- satzungen zur Sicherung preiswerten Wohnraumes
Beitrag Nr. 112	Alfred Greiner Horst Hanusch	Endogenous Growth Cycles - Arrow's Learning by Doing
Beitrag Nr. 113	Hans Jürgen Ramser Manfred Stadler	Kreditmärkte und Innovationsaktivität
Beitrag Nr. 114	Uwe Cantner Horst Hanusch Georg Westermann	Die DEA-Effizienz öffentlicher Stromversorger Ein Beitrag zur Deregulierungsdiskussion
Beitrag Nr. 115	Uwe Canter Thomas Kuhn	Optimal Regulation of Technical Progress In Natural Monopolies with Incomplete Information