
INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG



**Dynamische Interaktionen zwischen
Innovationsplanung und -realisation**

von

Gebhard Flaig und Horst Rottmann

Beitrag Nr. 102

September 1993

01

QC
072
V922
-102

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe

Dynamische Interaktionen zwischen

Innovationsplanung und -realisation

von

Gebhard Flaig und Horst Rottmann

Beitrag Nr. 102

September 1993

Dynamische Interaktionen zwischen Innovationsplanung und -realisation

von

Gebhard Flaig und Horst Rottmann*

Zusammenfassung

Basierend auf empirischen und theoretischen Vorüberlegungen spezifizieren wir ein simultanes Gleichungssystem für die Realisierung und Planung von Innovationsobjekten mit dynamischen Spillovers. Wir schätzen verschiedene Versionen des Modells mit einem bivariaten dynamischen Random Effects Probit Modell unter Berücksichtigung einer verallgemeinerten kontemporären Korrelationsstruktur. Außerdem kontrollieren wir für eine mögliche Korrelation von Erklärungsvariablen mit den unbeobachteten firmenspezifischen Effekten. Hierzu verwenden wir Paneldaten aus dem Ifo-Konjunkturtest, die wir mit den entsprechenden VGR- und Konzentrationsbranchendaten verknüpft haben. Es stellt sich heraus, daß dynamische Spillovers und unbeobachtete Heterogenitäten den Prozeß signifikant beeinflussen. Die absolute Betriebsgröße übt einen maßgeblichen Einfluß auf das Innovationsverhalten aus, wogegen die Konzentrationsmaße als unbedeutend erscheinen.

* Wir danken dem Ifo-Institut für die Bereitstellung der Daten und der DFG für die finanzielle Unterstützung.

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 1993). Mit Ausnahme der Studie von Zimmermann (1989) wurden dabei als abhängige Variable nur *realisierte* Produkt- und/oder Prozeßinnovationen analysiert. Der erfolgreichen Realisierung einer Innovation geht aber eine mehr oder weniger lange Planungs- und Implementierungsphase voraus. Da der Ifo-Datensatz auch Angaben über Innovationsplanungen enthält, verzichtet man bei ausschließlicher Verwendung der Realisierungsvariablen auf wichtige Informationen über den dynamischen Ablauf von Innovationsprojekten und deren Determinanten. In dieser Arbeit entwickeln wir erstmals ein ökonometrisches Modell zur simultanen Erklärung von Innovationsplanungen und -realisierungen und deren dynamischen Interaktionen. Dieses Modell ermöglicht damit in einem neuen Ansatz die Überprüfung von Ergebnissen früherer Arbeiten mit den Ifo-Daten.

Zimmermann (1989) untersucht in isoliert geschätzten Gleichungen die Determinanten von Innovationsplanung und -realisation. Dabei verzichtet er auf eine explizite Modellierung der wechselseitigen Abhängigkeiten. Außerdem interpretiert er ohne nähere Begründung eine Innovationsplanung als eine Indikatorvariable für eine zukünftige Innovationsrealisation. Diese Interpretation erscheint aber nur sinnvoll, wenn ein relativ enger positiver Zusammenhang zwischen heutiger Planung und zukünftiger Realisation gegeben ist. Wir haben den empirischen Zusammenhang zwischen diesen Variablen anhand des uns vorliegenden Datensatzes (für eine Beschreibung vgl. Abschnitt 4) untersucht. Die Variable P_{t-1}^D gibt an, ob ein Unternehmen im Jahre $t-1$ mindestens *eine* Produktinnovation geplant hat und die Variable R_t^D gibt an, ob dieses Unternehmen im darauf folgenden Jahr t mindestens *eine* Produktinnovation erfolgreich realisiert hat. Da beide Variable auf ordinalem Meßniveau erhoben wurden, verwenden wir als Zusammenhangsmaß das von Goodman und Kruskal vorgeschlagene γ -Assoziationsmaß (für eine Diskussion dieses und ähnlicher Maße vgl. Agresti, 1984).

In den Spalten 1 und 2 der Tabelle 1 sind die berechneten γ -Koeffizienten mit ihren t -Werten (H_0 -Hypothese: P_{t-1}^D und R_t^D sind unabhängig) dargestellt. Für die meisten Branchen und auch für den gepoolten Datensatz ist γ positiv. Die Stärke und Signifikanz der Assoziation zwischen P_{t-1}^D und R_t^D ist aber zwischen den Wirtschaftszweigen sehr verschieden und für einige Branchen sogar negativ.

Tabelle 1: Tests auf Unabhängigkeit von Planung und Realisation

SYPRO Branche	P_{t-1}^D und R_t^D		P_t^D und R_t^D	
	γ^*	t-Wert	γ^*	t-Wert
25 Steine und Erden	0.54	2.92	0.00	0.00
31 Stahlbau	0.55	1.93	-1.00	**
32 Maschinenbau	-0.10	-1.39	-0.66	-14.34
33 Straßenfahrzeuge	-0.19	-1.16	-0.69	-6.97
36 Elektrotechnik	0.11	1.16	-0.37	-4.53
37 Feinmech., Optik	0.51	3.83	-0.02	-0.00
38 EBM-Waren	0.30	2.70	-0.37	-3.76
39 Musikinstrumente	1.00	**	-0.90	-7.95
40 Chemie	0.49	1.55	-0.26	-0.81
51 Feinkeramik	-0.61	-3.74	-0.80	-7.49
52 Glas	0.19	0.77	-0.33	-1.61
53 Holzbearbeitung	0.25	0.59	-1.00	**
54 Holzverarbeitung	0.33	2.32	-0.64	-7.27
55 Papiererzeugung	0.15	0.65	-0.74	-4.40
56 Papierverarb.	0.22	1.02	-0.60	-2.85
57 Druckerei	0.23	1.34	-0.54	-3.03
58 Kunststoffwaren	0.01	0.02	-0.78	-14.94
61/62 Ledergewerbe	-0.08	-0.35	0.03	0.12
63 Textilgewerbe	-0.18	-1.56	-0.73	-11.77
64 Bekleidungsgew.	0.29	1.55	-0.88	-14.27
68 Ernährungsgew.	0.61	5.69	-0.06	-0.38
Insgesamt	0.21	6.71	-0.37	-13.70

Anmerkung:

* γ = Goodman-Kruskal's Assoziationsmaß

** t-Wert nicht definiert

Daraus läßt sich die Schlußfolgerung ziehen, daß Innovationsplanungen zwar für viele Unternehmen ein Vorstadium zu einer erfolgreichen Innovationsrealisierung sind, daß es aber auch eine Reihe von weiteren intervenierenden Faktoren gibt, die den Zusammenhang zwischen Planung und Realisation überlagern.

Bei der Modellierung und Interpretation des Zusammenhangs zwischen Innovationsplanung und -realisation ist eine Besonderheit der Datenerhebung zu berücksichtigen: Im Dezember jedes Jahres wurden die Unternehmen über ihr Innovationsverhalten des jeweiligen Jahres befragt. Aufgrund der Fragestellung wird ein Unternehmen, das während dieses Jahres ein Innovationsprojekt geplant und erfolgreich realisiert hat, nur die Realisation, nicht aber die Planung angeben. Wir können also bestenfalls für die Projekte sowohl die Planungs- als auch die Realisierungsphase beobachten, die am Ende eines Jahres noch in der Planungsphase sind und in einem späteren Jahr realisiert werden.

Dieser Sachverhalt kann auch zum Verständnis der kontemporären Korrelation zwischen der Planungs- und Realisierungsvariablen desselben Jahres beitragen (vgl. die Spalten 3 und 4 in Tabelle 1). Für fast alle Branchen ist der durch das γ -Assoziationsmaß gemessene Zusammenhang signifikant negativ. Wären sowohl die Planungs- als auch die Realisierungsvariable Indikatoren der Innovationsaktivität, würden wir a-priori eher einen positiven Zusammenhang erwarten. Variieren jedoch zwischen den Unternehmen die Wahrscheinlichkeiten für den erfolgreichen Abschluß begonnener Innovationsprojekte, ist eine negative Korrelation plausibel, da Unternehmen mit einer hohen Realisationswahrscheinlichkeit am Ende des Jahres sich relativ selten in der Planungsphase befinden. Das ökonometrische Modell in dieser Arbeit wird so spezifiziert, daß die Realisierungswahrscheinlichkeit unter anderem von vergangenen Innovationserfolgen abhängig ist. Es zeigt sich, daß dieser Ansatz in der Lage ist, die dynamischen Interaktionen zwischen Innovationsplanung und -realisation in theoretisch plausibler Weise zu erklären.

2. Theoretische Vorüberlegungen

In diesem Abschnitt werden die theoretischen Vorüberlegungen dargestellt, die unserem empirischen Schätzmodell zugrundeliegen. Das Ziel ist die Modellierung der dynamischen Interaktionen zwischen Planung und Realisierung von Innovationen. Dazu beschreiben wir in einem ersten Schritt die Anzahl begonnener Innovationsobjekte in Abhängigkeit von beobachtbaren Variablen wie Absatzerwartungen, Unternehmensgröße u.ä. sowie von einem unbeobachteten Störterm. In einem zweiten Schritt modellieren wir dann die Anzahl der während eines Jahres realisierten und der am Ende des Jahres noch geplanten Innovationen als Funktion der Anzahl der im laufenden und vergangenen Jahr gestarteten Innovationsprojekte.

In einem bestimmten Jahr t soll ein Unternehmen D_t Innovationsprojekte starten. Ein Innovationsprojekt führt in diesem Jahr mit der Wahrscheinlichkeit α_1 zu einer erfolgreichen Innovationsrealisation, wird mit Wahrscheinlichkeit π_1 erfolglos abgebrochen oder ist mit der Wahrscheinlichkeit $(1 - \alpha_1 - \pi_1)$ am Ende des Jahres noch in der Planungsphase. Wir nehmen weiter an, daß ein Innovationsprojekt, das am Ende des Jahres t noch in der Planungsphase ist, im folgenden Jahr $t+1$ mit der (bedingten) Wahrscheinlichkeit α_2 zum Erfolg führt oder aber erfolglos abgebrochen wird.

Damit ist die Anzahl der realisierten Innovationen R_t im Jahr t gegeben durch

$$(1) \quad R_t = \alpha_1 D_t + (1 - \alpha_1 - \pi_1) \alpha_2 D_{t-1}$$

Aufgrund der oben getroffenen Annahme über die maximale Dauer des Planungsprozesses von zwei Jahren ist die Anzahl der Projekte, die am Ende des Jahres t noch in der Planungsphase sind, gegeben durch

$$(2) \quad P_t = (1 - \alpha_1 - \pi_1) D_t$$

Verzögert man die Gl. (2) um eine Periode, löst nach D_{t-1} auf und setzt in Gl. (1) ein, so erhält man:

$$(3) \quad R_t = \alpha_1 D_t + \alpha_2 P_{t-1}$$

Da D_t nicht beobachtbar ist, benötigt man für diese Variable eine Erklärungsgleichung. Wir spezifizieren D_t als eine lineare Funktion von beobachteten Variablen x_t , die vor allem die Absatzsituation und Größe des Unternehmens angeben, sowie eines Störterms ζ_t , der in Kapitel 3 näher spezifiziert wird:

$$(4) \quad D_t = \delta_1' x_t + \zeta_t$$

Es erscheint plausibel, daß die Erfolgswahrscheinlichkeiten α nicht über alle Unternehmen und über die Zeit konstant, sondern von ökonomischen Einflußfaktoren abhängig sind. In einem ersten Schritt approximieren wir α_1 als eine lineare Funktion der realisierten Innovationen der Vorperiode und eines Störterms. Die realisierten Innovationen der Vorperiode repräsentieren die dynamischen Spill-over-Effekte, die bspw. von Flaig/Stadler (1993a, 1993b) als wesentliche Determinanten der Innovationsaktivität identifiziert wurden. Damit gilt

$$(5) \quad \alpha_1 = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} R_{t-1} + v_t$$

Setzt man die Gl. (4) und (5) in die Gl. (2) und (3) ein, erhält man

$$(6) \quad P_t = (1 - \alpha_{1,0} - \pi_1) \delta_1' x_t - \alpha_{1,1} R_{t-1} \delta_1' x_t - v_t \delta_1' x_t + (1 - \alpha_{1,0} - \pi_1) \zeta_t - \alpha_{1,1} R_{t-1} \zeta_t - v_t \zeta_t$$

$$(7) \quad R_t = \alpha_{1,0} \delta_1' x_t + \alpha_{1,1} R_{t-1} \delta_1' x_t + \alpha_2 P_{t-1} + v_t \delta_1' x_t + \alpha_{1,0} \zeta_t + \alpha_{1,1} R_{t-1} \zeta_t + v_t \zeta_t$$

Modellieren wir die gemischten Terme $v_t \delta_1' x_t$, $R_{t-1} x_t$, $R_{t-1} \zeta_t$ und $v_t \zeta_t$ durch eine lineare Taylorreihen-Approximation um die Mittelwerte \bar{R} , \bar{x} und \bar{v} , $\bar{\zeta} = 0$, erhalten wir das lineare Modell

$$(6') \quad P_t = \beta_1' x_t + \gamma_{1,1} R_{t-1} + \eta_{t,1}$$

$$(7') \quad R_t = \beta_2' x_t + \gamma_{2,1} R_{t-1} + \gamma_{2,2} P_{t-1} + \eta_{t,2}$$

Aufgrund der theoretisch plausiblen Annahme $\delta_1' \bar{x} > 0$ erwarten wir für $\gamma_{1,1}$ ein negatives und für $\gamma_{2,1}$ und $\gamma_{2,2}$ ein positives Vorzeichen. Eine erfolgreiche Innovation in der Vorperiode erhöht die Wahrscheinlichkeit, daß ein begonnenes Innovationsprojekt erfolgreich abgeschlossen wird und senkt damit gleichzeitig die Zahl der Projekte, die am Ende der Periode noch im Planungsstadium sind. Eine weitere Implikation des Modells ist die negative Kovarianz zwischen den Störtermen der Planungs- und Realisationsgleichung, falls der Störterm aus Gleichung (5) den Effekt des Störterms aus Gleichung (4) überwiegt.

3. Die ökonometrische Spezifikation

In unserem Datensatz liegen die Daten für realisierte Produktinnovationen und deren Planungen nur als Dummy-Variablen (RD: Produktinnovation, PD: Planung) vor, die jeweils angeben, ob in einer Periode mindestens eine Produktinnovation durchgeführt oder mindestens eine geplant wurde. Wir interpretieren daher die im theoretischen Ansatz verwendeten stetigen Variablen R und P als latent und nehmen an, daß ein Unternehmen i in der Zeitperiode t die Aktion vom Typ j (j=1: Planung; j=2: Realisation) durchführt, wenn ein kritischer Schwellenwert $S_{i,t,j}$ überschritten wird. Die Schwellenwerte werden als Zufallsvariablen folgendermaßen definiert:

$$(8) \quad S_{i,t,j} = \tilde{Y}_j + u_{i,t,j} \quad \text{für } i = 1 \dots N, t = 0, 1, 2, \dots, T \text{ und } j = 1, 2$$

Dabei sind \tilde{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. Daher definieren wir die Dummyvariablen:

$$(9) \quad P_{i,t}^D = \begin{cases} 1, & \text{falls } P_{i,t} \geq S_{i,t,1} \\ 0, & \text{falls } P_{i,t} < S_{i,t,1} \end{cases}$$

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

Somit erhalten wir unter Berücksichtigung von (6'), (7') und (8) folgende Beobachtungsfunktionen:

$$(10) \quad P_{i,t}^D = \begin{cases} 1, & \text{falls } \gamma_{1,1} R_{i,t-1}^D + \beta_1' x_{i,t} - \tilde{Y}_1 - u_{i,t,1} + \eta_{i,t,1} \geq 0 \\ 0, & \text{falls } \gamma_{1,1} R_{i,t-1}^D + \beta_1' x_{i,t} - \tilde{Y}_1 - u_{i,t,1} + \eta_{i,t,1} < 0 \end{cases}$$

$$R_{i,t}^D = \begin{cases} 1, & \text{falls } \gamma_{2,1} R_{i,t-1}^D + \gamma_{2,2} P_{i,t-1}^D + \beta_2' x_{i,t} - \tilde{Y}_2 - u_{i,t,2} + \eta_{i,t,2} \geq 0 \\ 0, & \text{falls } \gamma_{2,1} R_{i,t-1}^D + \gamma_{2,2} P_{i,t-1}^D + \beta_2' x_{i,t} - \tilde{Y}_2 - u_{i,t,2} + \eta_{i,t,2} < 0 \end{cases}$$

In Kurzschreibweise definieren wir:

$$(11) \quad z_{i,t,1} = \gamma_{1,1} R_{i,t-1}^D + \beta_1' x_{i,t} - \tilde{Y}_1$$

$$z_{i,t,2} = \gamma_{2,1} R_{i,t-1}^D + \gamma_{2,2} P_{i,t-1}^D + \beta_2' x_{i,t} - \tilde{Y}_2$$

$$\varepsilon_{i,t,1} = +u_{i,t,1} - \eta_{i,t,1}$$

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

Daher können $\varepsilon_{i,t,1}$ und $\varepsilon_{i,t,2}$ nicht als unabhängig unterstellt werden (vgl. auch Gleichung 6 und 7). Zunächst wollen wir annehmen, daß die Startwerte $P_{i,0}$ und $R_{i,0}$ exogen und $\varepsilon_{i,t,j}$ normalverteilt sind mit den Eigenschaften:

$$(12) \quad E(\varepsilon_{i,t,j}) = 0 \quad \text{für alle } i, t, j$$

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

Da wir nur qualitative endogene Variablen beobachten, normieren wir die Varianzen von ε auf eins. Damit schätzen wir nicht mehr die in Gleichung (10) spezifizierten Parameter, son-

dem die durch die Standardabweichung des Residuums der jeweiligen Gleichung normierten Parameter. Dies stellt allerdings nur eine positive lineare Transformation der Parameter dar, und 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 $P_{i,t}^D$ und $R_{i,t}^D$ nicht voneinander unabhängig. Deshalb müssen beide Gleichungen simultan geschätzt werden. Zunächst sollen die Störterme über die Zeit und die Unternehmen unabhängig sein. Somit erhalten wir ein bivariates Probitmodell, wobei dann für gegebene Werte von $R_{i,t-1}^D$, $P_{i,t-1}^D$ und $x_{i,t,j}$ die Wahrscheinlichkeiten für die gemeinsame Verteilung von $P_{i,t}^D$ und $R_{i,t}^D$ gegeben sind durch:

$$\begin{aligned}
 P(P_{i,t}^D = 1, R_{i,t}^D = 1) &= \Pr(\varepsilon_{i,t,1} \leq z_{i,t,1}, \varepsilon_{i,t,2} \leq z_{i,t,2}) \\
 &= \phi(z_{i,t,1}, z_{i,t,2}, \sigma_{12}) \\
 P(P_{i,t}^D = 1, R_{i,t}^D = 0) &= \Pr(\varepsilon_{i,t,1} \leq z_{i,t,1}, \varepsilon_{i,t,2} > z_{i,t,2}) \\
 &= \phi(z_{i,t,1}, -z_{i,t,2}, -\sigma_{12}) \\
 (13) \quad P(P_{i,t}^D = 0, R_{i,t}^D = 1) &= \Pr(\varepsilon_{i,t,1} > z_{i,t,1}, \varepsilon_{i,t,2} \leq z_{i,t,2}) \\
 &= \phi(-z_{i,t,1}, z_{i,t,2}, -\sigma_{12}) \\
 P(P_{i,t}^D = 0, R_{i,t}^D = 0) &= \Pr(\varepsilon_{i,t,1} > z_{i,t,1}, \varepsilon_{i,t,2} > z_{i,t,2}) \\
 &= \phi(-z_{i,t,1}, -z_{i,t,2}, \sigma_{12})
 \end{aligned}$$

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 (Madalla 1985, 135, Greene 1990, 689ff).

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

$$\begin{aligned}
 (14) \quad \Pr(P_{i,1}^D, R_{i,1}^D, \dots, P_{i,T}^D, R_{i,T}^D) &= \\
 \prod_{t=1}^T \phi(z_{i,t,1}(2P_{i,t}^D - 1), z_{i,t,2}(2R_{i,t}^D - 1), \sigma_{12} \cdot (2P_{i,t}^D - 1)(2R_{i,t}^D - 1)), &
 \end{aligned}$$

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, technolo-

gische Möglichkeiten, Appropriierbarkeit und Risikobereitschaft kann aber a priori nicht von einer zeitlichen Unabhängigkeit der Störterme ausgegangen werden. Wir nehmen an, daß diese unbeobachteten Individualeffekte h_i über die Zeit konstant bleiben. Wir fügen den früheren Störtermen $\varepsilon_{i,t,j}$ (vgl. Gl. 12) noch die Individualeffekte h_i additiv hinzu und erhalten die neuen Störterme $v_{i,t,j}$:

$$(15) \quad v_{i,t,j} = \rho_j h_i + \varepsilon_{i,t,j}$$

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

Betrachtet man die h_i 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 (Madalla, 1987, 317, Heckman, 1981a, 134). Deshalb betrachten wir die Individualeffekte h_i als normalverteilte Zufallsvariablen mit folgenden Eigenschaften:

$$E(h_i) = 0 \quad \text{für alle } i$$

$$(16) \quad E(h_i h_{i'}) = \begin{cases} 1 & \text{für } i = i' \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

$$E(h_i \varepsilon_{i',t,j}) = 0 \quad \text{für alle } i, i', t, j$$

Die $v_{i,t,j}$ haben somit für ein gegebenes Individuum eine zeitlich konstante Korrelation von $\text{cov}(v_{i,t,j}, v_{i,t',j}) = \rho_j^2$ 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 des Vorhandenseins von verzögert endogenen Regressoren zu inkonsistenten Schätzern. Daher wäre eine Trennung zwischen "True State Dependence" (Einfluß der verzögert endogenen Variablen) und "Spurious State Dependence" (Individueffekte) nicht möglich und der Parameter $\gamma_{2,1}$ wäre nach oben verzerrt (Heckman 1978, 233).

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

$$(17) \quad \Pr(P_{i,1}^D, R_{i,1}^D, \dots, P_{i,T}^D, R_{i,T}^D) =$$

$$\prod_{t=1}^T \Phi(z_{i,t,1}(h_i)(2P_{i,t}^D - 1), z_{i,t,2}(h_i)(2R_{i,t}^D - 1), \sigma_{12}(2P_{i,t}^D - 1)(2R_{i,t}^D - 1))$$

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

Da die Störterme autokorreliert sind, können die Anfangswerte $R_{i,0}$ und $P_{i,0}$ 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:

$$(18) \quad \begin{aligned} P_{i,0} &= \beta_{0,1}' X_{i,0} + \rho_{0,1} h_i + \eta_{i,0,1} = z_{i,0,1} + \eta_{i,0,1} \\ R_{i,0} &= \beta_{0,2}' X_{i,0} + \rho_{0,2} h_i + \eta_{i,0,2} = z_{i,0,2}(h_i) + \eta_{i,0,2} \end{aligned}$$

Die Wahrscheinlichkeiten für die beobachteten binären Variablen $P_{i,0}^D$ und $R_{i,0}^D$ werden analog zu (13) definiert. Damit ist die für gegebenes h_i bedingte gemeinsame Wahrscheinlichkeit für alle beobachteten endogenen Variablen eines Individuums bestimmt (Gl. (17) 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, Madalla 1987, 318):

$$(19) \quad L_i = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=0}^T \Phi(z_{i,t,1}(h_i)(2P_{i,t}^D - 1), z_{i,t,2}(h_i)(2R_{i,t}^D - 1), \sigma_{12}(2P_{i,t}^D - 1)(2R_{i,t}^D - 1)) \varphi(h_i) dh_i$$

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, da dies sonst zu inkonsistenten Schätzparametern führt. Es erscheint uns daher plausibel, zusätzlich noch eine Korrelation zwischen den Individualeffekten h und bspw. den Absatzerwartungen zuzulassen. Nach einem Vorschlag von Mundlack (1978) und Chamberlain (1980) für Eingleichungsmodelle modellieren wird den Zusammenhang zwischen den Individualeffekten und den Variablen x :

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

wobei \bar{x}_i den empirischen Mittelwert der jeweiligen Variablen der Individuen darstellt. Die Übertragung des Vorschlags auf unser Zweigleichungsmodell erfordert in Gleichung (19) die Aufnahme von $\pi' \bar{x}_i$ in die z -Funktionen und das Ersetzen von h_i durch den neuen Individual-effekt \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

$$(20) \quad \ln L = \sum_{i=1}^N \ln L_i$$

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 (19) 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 (19) einen Term der Art $\exp(-Z^2)$ enthält (Butler, Moffitt, 1982, 762). Gewichte und Stützstellen entnahmen wir Stroud und Secrest (1966, 218).

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

$$(21) \quad \hat{V}_{\hat{\Theta}} = \left[\sum_{i=1}^N (\partial \ln L_i / \partial \Theta) (\partial \ln L_i / \partial \Theta)' \right]^{-1}$$

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, Hali, 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. Daten und empirische Ergebnisse

Wir schätzen unser Produktinnovationsmodell 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). Um die dynamischen Effekte zu schätzen, beschränken wir uns auf die Betriebe, deren Daten über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg vorliegen und erhalten somit einen Paneldatensatz von 586 Betrieben. Der Schätzzeitraum umfaßt die

Jahre 1982 bis 1989 und schließt somit verschiedene Konjunkturphasen ein. Der Datensatz beinhaltet die realisierten Produktinnovationen und deren Planung als Binärvariable, die Beschäftigtenzahl, die Absatzerwartungen und die Branchenzugehörigkeit der Betriebe auf der Sypro-Zweisteller-Ebene. Diese Branchenzuordnung ermöglichte uns die Zuspiegelung 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 Statistischen Bundesamtes, Fachserie 18. Die Herfindahl-Konzentrationsindizes wurden dem Hauptgutachten der Monopolkommission (1990/1991) und der Fachserie 4, Reihe S. 9, des Statistischen Bundesamtes entnommen. Für unsere Schätzungen verwenden wir die folgende Variablensymbolik:

- PD: geplante Produktinnovationen (0: nein, 1: ja)
- RD: realisierte Produktinnovationen (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)
- W: Lohnanteil, Einkommen aus unselbständiger Arbeit bezogen auf die nominelle Bruttowertschöpfung

Die Anzahl (N) der in jeder Branche enthaltenen Betriebe und die Mittelwerte der Variablen sind in Tabelle 2 wiedergegeben.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken der Daten

SYPRO Branche	N	PD	RD	B ($\times 10^3$)	H ($\times 10^{-1}$)	Q	W
25 Steine und Erden	9	0.333	0.375	0.080	0.049	0.028	0.614
31 Stahlbau	8	0.156	0.141	0.255	0.128	-0.151	0.867
32 Maschinenbau	118	0.473	0.726	0.973	0.044	0.554	0.828
33 Straßenfahrzeuge	22	0.352	0.756	3.624	1.034	0.549	0.724
36 Elektrotechnik	68	0.364	0.671	0.737	0.525	0.399	0.749
37 Feinmech., Optik	23	0.370	0.700	0.659	0.165	0.599	0.719
38 EBM-Waren	43	0.389	0.654	0.218	0.047	0.185	0.725
39 Musikinstrumente	4	0.156	0.844	0.096	0.104	0.297	0.526
40 Chemie	9	0.389	0.861	0.333	0.374	0.602	0.687
51 Feinkeramik	14	0.411	0.813	0.793	0.682	0.199	0.800
52 Glas	14	0.339	0.768	0.459	0.344	0.452	0.675
53 Holzbearbeitung	7	0.179	0.143	0.094	0.114	-0.033	0.752
54 Holzverarbeitung	32	0.277	0.637	0.277	0.024	0.479	0.772
55 Papiererzeugung	18	0.167	0.333	0.219	0.539	0.448	0.648
56 Papierverarb.	16	0.195	0.305	0.184	0.099	0.240	0.694
57 Druckerei	33	0.133	0.329	0.101	0.051	0.444	0.699
58 Kunststoffwaren	41	0.381	0.637	0.181	0.041	0.635	0.683
61/62 Ledergewerbe	14	0.223	0.669	0.211	0.145	0.089	0.674
63 Textilgewerbe	50	0.237	0.593	0.335	0.034	0.197	0.746
64 Bekleidungsgew.	19	0.211	0.579	0.334	0.041	0.097	0.713
68 Ernährungsgew.	24	0.292	0.396	0.150	0.029	0.210	0.551
Insgesamt	586	0.332	0.612	0.597	0.189	0.387	0.736

In der Tabelle 3 finden sich die geschätzten Parameter des Modells ohne Berücksichtigung des Lohnanteils, während in Tabelle 4 der Lohnanteil als erklärende Variable des Innovationsverhaltens berücksichtigt wurde. Die ersten beiden Spalten geben jeweils die Koeffizientenschätzungen für die Planungs- und Realisationsgleichung ohne Berücksichtigung des Herfindahl-Konzentrationsindizes wieder, wogegen Spalte 3 und 4 Schätzungen unter Einbeziehung des Konzentrationsmaßes (H und H^2) angeben. Bei der Schätzung weiterer Modelle ergab sich, daß von den Mittelwerten der erklärenden Variablen nur die durchschnittlichen Absatzerwartungen (\bar{Q}) signifikant waren.

Tabelle 3: Schätzparameter des Probitmodells

Variable	Planung	Realisation	Planung	Realisation
Anfangsbedingungen				
con	-0.50 (-6.27)	-0.09 (-1.18)	-0.44 (-5.00)	-0.10 (-1.20)
H	-	-	-0.36 (-1.47)	0.08 (0.29)
Q	0.12 (1.30)	-0.05 (-0.62)	0.11 (1.24)	-0.05 (-0.59)
B	0.09 (1.66)	0.25 (4.98)	0.11 (2.01)	0.25 (4.27)
\bar{Q}	0.24 (1.91)	0.79 (5.69)	0.25 (1.88)	0.79 (5.69)
\tilde{h}	0.61 (7.40)	0.45 (6.09)	0.62 (7.35)	0.44 (5.97)
Strukturgleichungen				
con	-0.46 (-8.56)	-0.83 (-17.28)	-0.47 (-7.23)	-0.85 (-16.17)
H	-	-	0.10 (0.27)	0.18 (0.73)
H ²	-	-	-0.18 (-0.40)	-0.25 (-0.94)
Q	-0.06 (-1.38)	0.20 (4.93)	-0.06 (-1.40)	0.20 (4.92)
B	0.05 (4.07)	0.32 (11.19)	0.05 (3.97)	0.33 (11.06)
\bar{Q}	0.47 (5.83)	0.21 (3.75)	0.48 (5.83)	0.21 (3.71)
P ₋₁	-	0.40 (6.31)	-	0.41 (6.44)
R ₋₁	-0.45 (-8.38)	1.26 (24.47)	-0.45 (-8.20)	1.26 (24.69)
\tilde{h}	0.83 (23.15)	0.15 (4.27)	0.84 (22.93)	0.14 (4.14)
σ_{12}	-0.80 (-56.61)		-0.80 (-56.26)	
lnL		-4562.50		-4561.16

Tabelle 4: Schätzparameter des Probitmodells mit Berücksichtigung des Lohnanteils

Variable	Planung	Realisation	Planung	Realisation
Anfangsbedingungen				
con	-1.32 (-1.98)	-0.94 (-1.41)	-1.16 (-1.70)	-0.95 (-1.40)
H	-	-	-0.21 (-0.87)	0.18 (0.67)
W	0.99 (1.16)	1.05 (1.21)	0.84 (0.96)	1.04 (1.19)
Q	0.12 (1.31)	-0.05 (-0.62)	0.11 (1.20)	-0.05 (-0.58)
B	0.10 (1.79)	0.26 (5.19)	0.11 (2.02)	0.25 (4.32)
\bar{Q}	0.28 (2.05)	0.82 (5.93)	0.29 (2.14)	0.81 (5.89)
\tilde{h}	0.59 (7.55)	0.45 (6.19)	0.59 (7.52)	0.45 (6.16)
Strukturgleichungen				
con	-2.08 (-6.40)	-1.10 (-5.03)	-2.13 (-6.43)	-1.14 (-5.06)
H	-	-	0.38 (0.99)	0.24 (0.96)
H ²	-	-	-0.30 (-0.69)	-0.28 (-1.04)
W	2.16 (4.87)	0.38 (1.24)	2.17 (4.87)	0.41 (1.31)
Q	-0.04 (-1.05)	0.21 (5.02)	-0.04 (-1.04)	0.20 (4.96)
B	0.05 (3.98)	0.33 (10.31)	0.05 (3.48)	0.33 (10.06)
\bar{Q}	0.52 (6.34)	0.23 (4.05)	0.52 (6.26)	0.23 (4.05)
P ₋₁	-	0.37 (5.61)	-	0.37 (5.60)
R ₋₁	-0.48 (-8.85)	1.23 (23.33)	-0.48 (-8.82)	1.23 (23.30)
\tilde{h}	0.79 (22.54)	0.16 (4.82)	0.79 (22.37)	0.17 (4.87)
σ_{12}	-0.81 (-59.29)		-0.81 (-58.67)	
lnL		-4554.22		-4552.68

Die oberen Teile unserer Tabellen repräsentieren die Parameterwerte der Gleichungen für die Anfangsbedingungen. Diese wurden als reduzierte Formen in Gestalt von linearen Gleichungen ohne Vorsample-Information modelliert und sind somit nicht strukturell interpretierbar. Trotzdem stimmen die geschätzten Parameter meistens mit denen der strukturellen Gleichungen überein und sind signifikant. Die Firmengröße (B), die langfristigen Absatzerwartungen (\bar{Q}), der Lohnanteil (W) und der Heterogenitätsparameter (\tilde{h}) üben sowohl auf die Realisations- als auch auf die Planungswahrscheinlichkeit 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. Sowohl die t-Werte von H und H^2 als auch die LR-Test-Statistiken von 3.08 (Tabelle 3) und 2.68 (Tabelle 4) bei sechs Freiheitsgraden zeigen an, daß die durch den Herfindahl-Index gemessene Marktkonzentration in keinem signifikanten Zusammenhang mit dem Innovationsprozeß steht (vgl. auch die Ergebnisse von Laisney/Lechner/Pohlmeier 1992, König u.a. 1992, Flaig/Stadler 1993b). Da der Herfindahl-Index meistens als Maß für die Marktmacht interpretiert wird, erscheint uns dessen Insignifikanz nicht überraschend, denn das auf die Sypro-Zweisteller-Ebene hochaggregierte Maß spiegelt höchst unwahrscheinlich die Konzentrationsverhältnisse auf den relevanten Teilmärkten wider. Eine weitere Interpretationsmöglichkeit wäre, 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 Planung und Realisation von Innovationsprojekten 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.

Die Lohnanteile, die wir als Indikator für den Kostendruck der Unternehmen interpretieren, üben einen starken Planungsanreiz und einen abgeschwächten Realisationsanreiz aus. Sowohl langfristige (\bar{Q}) als auch kurzfristige (Q) Nachfrageerwartungen beeinflussen die Realisationswahrscheinlichkeit signifikant positiv (vgl. auch: Flaig, Stadler 1993a,b), wogegen für das Planungsstadium nur die langfristigen Nachfrageerwartungen von Relevanz sind.

In allen vier Varianten stimmen die geschätzten Parameter mit unseren empirischen und theoretischen Vorüberlegungen überein und sind statistisch hochsignifikant. So konnte in der Realisationsgleichung ein positiver "State Dependence Effekt" (vgl. Flaig/Stadler 1993 a, b) nachgewiesen werden. Gleichzeitig geht die verzögerte Realisation mit negativem Effekt in die Planungsgleichung ein. Gemäß unserem theoretischen Modell bedeutet dies, daß die

Erfolgswahrscheinlichkeit für ein begonnenes Projekt steigt, falls in der Vorperiode eine Innovation realisiert wurde. Deshalb sinkt die Wahrscheinlichkeit, daß sich ein Projekt am Ende dieser Periode noch in der Planungsphase befindet. Außerdem zeigt auch der negative Wert von σ_{12} , daß der Einfluß des Störtrens aus Gleichung (5) von großer Bedeutung ist und die kontemporäre Korrelation zwischen den Störtermen der Realisation und Planung von Innovationsprojekten nicht vernachlässigt werden darf. Auch der Einfluß der verzögerten Planung auf die Realisationswahrscheinlichkeit entspricht unseren Vorüberlegungen. Zusammenfassend können also nicht wie bei Zimmermann (1989) Planung und Realisation von Innovationsprojekten als gleichgerichtete Vorgänge aufgefaßt werden.

Auch die unbeobachteten Individualeffekte, 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" unmöglich (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.

5. Zusammenfassung

In dieser Arbeit wurden erstmals die kontemporären und dynamischen Interaktionen zwischen der Planung und Realisation von Produktinnovationen ökonometrisch untersucht. Das zugrundeliegende Modell setzt sich aus zwei Bestandteilen zusammen: Zum ersten aus einer Gleichung, die die Anzahl von Innovationsprojekten angibt, die von einem Unternehmen in einem bestimmten Jahr in Angriff genommen werden und zum zweiten aus einer Gleichung, welche die Wahrscheinlichkeit eines erfolgreichen Abschlusses eines begonnenen Projektes angibt. Dieser Ansatz wird mit Hilfe eines dynamischen bivariaten Random Effects Probit-Modells für 586 Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes geschätzt.

Die empirischen Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen: Absatzerwartungen und Betriebsgröße haben einen positiven Einfluß auf die Innovationsaktivitäten und erhöhen die Wahrscheinlichkeit sowohl für die erfolgreiche Innovationsrealisation als auch dafür, daß Innovationsprojekte in der Planungsphase sind. Eine erfolgreiche Innovation im Vorjahr erhöht die Realisierungs- und senkt die Planungswahrscheinlichkeit. Dieses Ergebnis läßt sich am besten durch die Hypothese erklären, daß vergangene Innovationserfolge die Wahrscheinlichkeit für einen erfolgreichen Abschluß eines begonnenen Projektes erhöhen. Dieser kausale

dynamische Spillover-Effekt bleibt auch dann bestehen, wenn man für unbeobachtete Heterogenität zwischen den Unternehmen und mögliche Endogenität von erklärenden Variablen wie z.B. die Absatzerwartung kontrolliert.

Literatur

- Agresti, A. (1984), *Analysis of Ordinal Categorical Data*. New York.
- 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.
- Butler, J.S., Moffitt, R. (1982), A Computational 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.
- 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.
- Greene, W.H. (1990), *Econometric Analysis*. New York.
- 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.: *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.: *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge (Mass.), London, 179 - 195.

- König, H., Zimmermann, K.F. (1986), Innovations, Market Structure and Market Dynamics. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 142, 184-199.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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 18, Reihe 1. Mainz.
- Stroud, A. H., Secrest, D. (1966), Gaussian Quadrature Formulas. Englewood Cliffs.
- 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