

## **Innovationsanreize in einem strukturellen Oligopolmodell\***

Von Dietmar Harhoff\*\*

### **1. Einführung**

In dieser Arbeit wird ein Modell der oligopolistischen Interaktion vorgestellt, in dem Unternehmen das Ausmaß ihrer Innovationsaktivitäten und ihren Output simultan wählen können. Durch Kombination der Bedingungen erster Ordnung für die FuE-Aufwendungen und den Output des Unternehmens läßt sich eine Schätzgleichung herleiten, die zwei wesentliche Vorteile hat. Zum einen wird die Notwendigkeit für die Ermittlung von Marktanteilen oder Preiselastizitäten der Nachfrage komplett umgangen. Abschätzungen dieser Variablen haben sich in der Vergangenheit als besonders schwierig erwiesen und führen häufig zu Fehlspezifikationen des gesamten Modells. Zum zweiten erlaubt das hier vorgestellte Modell einen sehr einfachen Test der Cournot-Annahme sowie der Endogenität von Innovation und Marktstruktur.

Das theoretische Modell wird empirisch implementiert, um Einblick in die Determinanten der Innovationstätigkeit deutscher Unternehmen im Produzierenden Gewerbe zu erhalten. Aufgrund der Querschnittsnatur der Daten konzentriert sich das Modell auf das Niveau der Innovationstätigkeit und vernachlässigt dynamische Aspekte. Auf den ersten Blick scheint dies eine starke Restriktion zu sein, aber es muß herausgestellt werden, daß in

---

\* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: U. S.

\*\* Der Verfasser dankt der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die Förderung dieser Arbeit im Rahmen des Schwerpunktprogramms „Industrieökonomik und Inputmärkte.“ Dieser Artikel ist Prof. Dr. Dr. h.c. Heinz König anlässlich seiner Verabschiedung als Wissenschaftlicher Direktor des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) gewidmet. Für seine langjährige Unterstützung und wissenschaftlichen Anregungen sei ihm an dieser Stelle gedankt. Georg Licht, Johannes Felder, Eric Nerlinger und Harald Stahl haben diese Arbeit bei der Datenaufbereitung unterstützt und wichtige Hinweise für die Modellierung beigetragen. Weiterhin bedanke ich mich bei Horst Albach, Gebhard Flaig, Francois Laisney, Dalia Marin, Lars-Hendrik Röller, Konrad Stahl und zwei anonymen Gutachtern für hilfreiche Kommentare und Klarstellungen. Alle verbleibenden Fehler und Unzulänglichkeiten fallen in meine Verantwortung.

typischen FuE- und Innovationsdaten etwa 90 Prozent der Variation in den Niveaus der unternehmensspezifischen Innovationsaktivitäten (also zwischen den Unternehmen) zu finden ist und die intertemporale Variation der FuE-Aufwendungen der einzelnen Unternehmen nur einen geringen Anteil an der Gesamtvariation hat (vgl. Himmelberg und Petersen 1994). In dieser Hinsicht unterscheidet sich die Innovationstätigkeit der Unternehmen erheblich von ihrem Investitionsverhalten. Einige Beobachter haben darauf aufmerksam gemacht, daß die Anpassungskosten für innovative Aktivitäten vermutlich höher sind als für reine Investitionen (Lach und Schankerman 1989). Wenn derartige Anpassungskosten vorliegen, werden Innovationsaufwendungen – wie beobachtet – durch relativ starke Persistenz gekennzeichnet sein und nicht stark auf temporäre Schocks determinierender Variablen reagieren. Anpassungen an permanente Veränderungen der Determinanten werden darüber hinaus relativ langsam ablaufen. Die Vernachlässigung der Dynamik ist also in diesem Kontext weniger gravierend, als es zunächst scheint.

Im Kontext des hier entwickelten Oligopolmodells sollen zeitinvariante Determinanten der Innovationsaktivität insbesondere durch exogene Variablen beschrieben werden, die die technischen Möglichkeiten, die Aneignungsbedingungen und die Nachfragesituation des Unternehmens berücksichtigen. Diese drei Gruppen von Variablen werden in vielen Studien als grundlegende Bestimmungsgründe innovativer Tätigkeit gesehen.<sup>1</sup> Allerdings hat es sich als schwierig herausgestellt, diese Faktoren empirisch zu erfassen, geschweige denn ihre relative Bedeutung näher zu quantifizieren. Häufig liegen keine Variablen auf Unternehmensebene vor, mit denen die genannten Größen modelliert werden können. Die Verwendung von Industriedummyvariablen allein ist nicht hilfreich – Scott (1984) zufolge läßt sich weniger als die Hälfte der Variation der FuE-Intensität durch Industrieeffekte „erklären,“ selbst wenn eine stark disaggregierte Industrieklassifikation verwendet wird.

Die in diesem Papier verwendeten Daten des Mannheimer Innovationspanels sind in besonderem Maße geeignet, diese Lücke zu füllen, da sie eine sehr umfangreiche Sammlung von Variablen enthalten, die die Bedeutung verschiedener Informationsquellen für die Innovationsprojekte eines Unternehmens erfassen. Darüber hinaus wird die Wirksamkeit verschiedener Schutzmechanismen erfragt, mit deren Hilfe Unternehmen sich Quasirenten aus ihrer Innovationstätigkeit aneignen können (Aneignungsmechanismen). Komplettiert werden diese Daten durch eine Abschätzung der zukünftigen Nachfrage. Letzlich läßt das Modell Variationen in den Finanzierungsbedingungen der Unternehmen zu – diese werden aufbauend auf Boni-

---

<sup>1</sup> Vgl. Cohen und Levin (1989) bezüglich einer detaillierten Diskussion.

tätsbeurteilungen einer Kreditauskunftei modelliert, die für die Unternehmen im Mannheimer Innovationspanel zur Verfügung stehen.

Eine auf ein Oligopolmodell gestützte und gleichzeitig zuverlässige quantitative Erfassung dieser Effekte bringt – wie das theoretische Modell zeigen wird – allerdings eine Einschränkung mit sich, da in den Schätzungen darauf verzichtet werden muß, den Zusammenhang zwischen Marktstruktur und Innovationsaktivität *explizit* zu untersuchen. Dies bedeutet nicht, daß dieser Zusammenhang vom Verfasser für per se uninteressant gehalten wird. Aber eine Querschnitts- oder Paneldatenanalyse der Marktstruktur kann nicht ohne präzise Industrie- oder Produktbereichszuordnungen auskommen. Typischerweise sind derartige Daten nicht vorhanden oder ihre Abschätzung führt infolge von Meßfehlern zu Fehlspezifikationen. In der Herleitung des hier verwendeten Modells wird gezeigt, daß eine Abschätzung von Marktanteilen bzw. von Preiselastizitäten der Nachfrage völlig umgangen werden kann, sofern Kostendaten für die betrachteten Unternehmen vorliegen. Durch Kombination von zwei Bedingungen erster Ordnung (für Output und für FuE, respektive Innovationsaufwendungen) wird eine strukturell interpretierbare Schätzgleichung herbeigeführt, die zwar von Marktstrukturaspekten abstrahiert, aber die Identifikation der o.a. Effekte zuläßt. Ein weiterer Vorteil des Modells liegt in der einfachen Testbarkeit der Modellspezifikation – sowohl die Cournot-Hypothese als auch die sich im Modell ergebende Simultanität von Marktstruktur (bzw. der Kosten-Preis-Relation) und Innovationsaktivität lassen sich in einfacher Form testen.

Die weiteren Ausführungen sind wie folgt gegliedert. Im zweiten Abschnitt fasse ich existierende Modelle und Schätzergebnisse aus der Innovationsliteratur kurz zusammen. Weiterhin wird ein Oligopolmodell entwickelt, bei dessen empirischer Implementierung auf eine Messung von Nachfrageelastizitäten und Marktanteilen verzichtet werden kann. Das Oligopolmodell erlaubt darüber hinaus die Darstellung von Prozeß- und Produktinnovationen in einem gemeinsamen Modellrahmen. Ein einfacher Spezifikationstest erlaubt es, die Konsistenz der Daten mit dem gewählten Modell empirisch zu überprüfen. Abschnitt 3 beschreibt wichtige Eigenschaften der hier verwendeten Daten und die faktoranalytische Aggregation von Befragungsvariablen. Im vierten Abschnitt diskutiere ich die aus dem Modell abgeleitete empirische Spezifikation, in die die Befragungsvariablen eingehen. Die Regressionsresultate und Ergebnisse der Spezifikationstests werden in Abschnitt 5 vorgestellt. Vorschläge für weitergehende Arbeiten werden abschließend diskutiert.

## 2. Theoretische und empirische Modellierung

### 2.1 Oligopolmodelle für FuE- und Innovationsdaten

Die Literatur zu den Determinanten und Effekten der FuE- und Innovationsstätigkeit von Unternehmen wird von nicht-strukturellen Modellen und Schätzgleichungen dominiert, während eine strukturelle Modellierung nur selten zu beobachten ist.<sup>2</sup> Dabei ist klar, daß Schätzgleichungen auf der Basis reduzierter Formen häufig den Nachteil aufweisen, daß die ermittelten Koeffizienten nicht eindeutig interpretierbar sind. Eine bemerkenswerte Ausnahme von dieser Regel ist die Studie von Levin und Reiss (1988), die ein Querschnittsmodell der Produkt- und Prozeßinnovation entwickeln und eine auf Industriebene aggregierte Version des Modells schätzen. Dabei können die Unternehmen ihren Output und die Produkt- und Prozeß-FuE simultan wählen. Levin und Reiss beschreiben das Nash-Gleichgewicht für dieses Modell und leiten strukturelle Schätzgleichungen für die Marktstruktur sowie Prozeß- und Produkt-FuE her.

Das weiter unten vorgestellte Modell geht auf die Arbeit von Levin und Reiss zurück, weist aber drei Besonderheiten auf. Zunächst wird das Modell konsequent auf der Ebene des einzelnen Unternehmens entwickelt und geschätzt. Die Schätzung mit Unternehmensdaten ist einer Analyse auf Basis aggregierter Daten wegen der Problematik von Aggregationsverzerrungen vorzuziehen. Zum zweiten wird hier die Möglichkeit in Betracht gezogen, daß die Finanzierungsbedingungen heterogen sind und von Unternehmen zu Unternehmen variieren. Die Einbeziehung der Finanzierungsbedingungen in das Modell stützt sich auf eine wachsende Literatur, die sich mit der Auswirkung von Finanzierungsrestriktionen auf das Innovations- und Investitionsverhalten der Unternehmen beschäftigt.<sup>3</sup> Zum dritten verzichte ich im Unterschied zu Levin und Reiss (1988) aus den bereits oben angesprochenen Gründen völlig auf eine Modellierung der Marktstruktur. Die aus dem Modell hergeleitete FuE-Gleichung verbindet Innovationsinputs (FuE- bzw. Innovationsaufwendungen), das Preis-Kosten-Verhältnis und exogene Determinanten der Innovationsanreize.

Der Verzicht auf die Schätzung einer Marktstrukturgleichung kann sich sehr wohl positiv auswirken. Im Beitrag von Levin und Reiss (1988) wird die

---

<sup>2</sup> Eine detaillierte Besprechung dieser Literatur wird von Cohen und Levin (1989) präsentiert. Vgl. auch Schmalensees (1989) Diskussion von Querschnittsstudien zum Zusammenhang von Profitabilität und Marktstruktur. Ganz oder zumindest teilweise strukturell interpretierbar sind die Ergebnisse in den Arbeiten von – *inter alia* – Flaig und Stadler (1994); Levin und Reiss (1988); Neumann, Böbl und Haid (1985); Pohlmeier (1992); Laisney, Lechner und Pohlmeier (1992a / b) sowie König, Laisney, Lechner und Pohlmeier (1994).

<sup>3</sup> Eine detaillierte Diskussion dieser Literatur findet sich in Harhoff (1996a) oder in Himmelberg und Petersen (1994).

Marktstrukturgleichung in einem empirischen Test zurückgewiesen. Dieses Ergebnis mag nicht überraschen, da die empirische Implementierung des Modells auf sehr starken Annahmen beruht (z. B. Symmetrie des Oligopols). Da die Marktstrukturgleichung in die FuE-Gleichungen eingesetzt wird, um schätzbare Gleichungen zu erhalten, sind weitere Fehlspezifikationen in den FuE-Gleichungen wohl unvermeidbar. Ein zentrales Problem der Vorgehensweise von Levin und Reiss liegt darin, daß Nachfrageelastizitäten und Konzentrationsraten auf der Ebene relativ hoch aggregierter Industrien bestimmt werden müssen, obwohl die relevanten Marktdefinitionen wohl kaum durch zweistellige Industriegruppierungen reflektiert werden. Selbst auf der Ebene stark disaggregierter Industrieklassifikationen ist eine Abschätzung dieser Variablen schwierig. Selbst für Unternehmen wie die Volkswagen AG und die Mercedes-Benz AG dürften wohl kaum identische Preiselastizitäten der Nachfrage gelten, obwohl sie bei Verwendung der Wirtschaftszweigklassifikation des Statistischen Bundesamtes derselben Industrie (auf vierstelligem Disaggregationsniveau) zuzuordnen sind.<sup>4</sup>

Es ist instruktiv, das Levin / Reiss-Modell mit anderen Ansätzen zu vergleichen, die insbesondere für die empirische Auswertung von Innovationsdaten entwickelt worden sind, da auch hier die Abschätzung von Marktanteilen und Konzentrationsvariablen ein zentrales Problem darstellt. Pohlmeier (1992) und Laisney, Lechner und Pohlmeier (1992a / b) stellen Modelle vor, in denen die Zahl der Innovationen von einem Unternehmen gewählt wird. Eine wesentliche Einschränkung der von diesen Autoren verwendeten Daten ist die Binärkodierung des Innovationsoutputs: es ist nur bekannt, ob überhaupt Innovationen eingeführt wurden, nicht jedoch die genaue Zahl.<sup>5</sup> Dieses Problem wird sowohl in Querschnittsstudien (Pohlmeier 1992) oder in Panelanalysen (Laisney, Lechner und Pohlmeier 1992a / b; König, Laisney, Lechner und Pohlmeier 1994) durch die Verwendung von Probit- und Logit-Modellen gelöst.

Zur Schätzung dieser Modelle muß aber aufgrund der Datenlage auf restriktive Annahmen zurückgegriffen werden. Beispielsweise subsumieren die genannten Studien die für ein Unternehmen relevante Nachfrageelastizität in den zu schätzenden Koeffizienten. Sofern die Schätzung nicht getrennt für einzelne Industrien erfolgt, ist dieses Verfahren gleichbedeutend mit der Annahme, daß die Nachfragefunktionen aller Unternehmen der

---

<sup>4</sup> Diese Probleme lassen sich vermutlich nur in Studien umgehen, in denen die relevanten Produktmärkte scharf abgrenzbar sind wie im Falle von Trajtenberg (1990), der den Markt für Computertomographen analysiert, oder im Falle von Henderson und Cockburn (1994), die eng umgrenzte Märkte für bestimmte pharmazeutische Produkte untersuchen.

<sup>5</sup> In König und Zimmermann (1986) wird dahingegen ein strukturelles Tobit-Modell der Innovationsaufwendungen geschätzt, in dem allerdings Marktanteilswerte für die einzelnen Unternehmen wieder geschätzt werden müssen.

Stichprobe dieselbe Preiselastizität der Nachfrage aufweisen. Diese Annahme ist offensichtlich kontrafaktisch, aber mangels geeigneter Variablen zur Ermittlung der Preiselastizitäten der Nachfrage kaum zu umgehen. In anderen Fällen wird als Marktanteilsvariable der Quotient von Unternehmensumsatz und Industrieumsatz verwendet. Diese Annahme hängt wie schon diskutiert von einer eindeutigen Zuordnung des Unternehmens zu einer Industrie ab, und Probleme bei der Zuordnung bzw. Abgrenzung eines Marktes können Fehlspezifikationen nach sich ziehen. Zu bezweifeln ist auch, ob die üblichen Konzentrationsvariablen wirklich die tatsächlichen Marktstrukturverhältnisse erfassen, da sie Produktdifferenzierung und die Bildung regionaler Märkte oft nicht reflektieren.

Solange diese Beschränkungen existieren, ist eine Erweiterung der Datenbasis auf Paneldaten zwar hilfreich, kann aber die grundlegenden Datenprobleme nicht lösen. Die von Laisney, Lechner und Pohlmeier (1992a/b) entwickelten Modelle nutzen eine Paneldatenversion des Modells von Pohlmeier (1992) für die empirische Implementierung, beruhen aber (wiederum aufgrund begrenzter Datenverfügbarkeit) auf ähnlich restriktiven identifizierenden Annahmen wie die vorgenannten Querschnittsstudien. Angesichts dieser Restriktionen wird auch eine elegante empirische Implementierung vermutlich nicht zu realistischen Schätzergebnissen führen können. Die hier verwendeten Daten erlauben einen anderen Ansatz, der keine Kenntnis der Marktanteile und Nachfrageelastizitäten voraussetzt. Die Anwendung dieses Modells ist möglich, sofern Kostendaten für die erfaßten Unternehmen vorliegen.

## 2.2 Ein Modell der Produkt- und Prozeßinnovation

Das hier entwickelte Modell bildet ein partielles Gleichgewicht ab und geht von der Existenz einer aggregierten Nutzenfunktion der Form

$$(1) \quad u(G) = u\left(\sum_{j \in J} f_j(R_j) Q_j\right)$$

aus, wobei  $u(G)$  eine konkave Funktion mit  $u'(G) > 0$ ,  $u''(G) < 0$  darstellt.  $G$  ist ein qualitätsgewichteter Outputindex der Industrie,  $J$  bezeichnet die Menge aller Firmen in der Industrie,  $Q_j$  ist der von Unternehmen  $j$  produzierte Output und  $f_j(R_j)$  bezeichnet das mit dem jeweiligen Produkt verbundene Qualitätsgewicht. Es sei angemerkt, daß diese Qualitätsgewichtsfunktion nicht für alle Unternehmen identisch sein muß, sondern hinsichtlich der technischen Fähigkeiten eines Unternehmens heterogen sein kann.  $f_j(R_j)$  ist eine zunehmende Funktion der FuE-Aufwendungen  $R_j$ , wobei

$f'_j(R_j) > 0, f''_j(R_j) < 0$ . Es wird angenommen, daß Einkommenseffekte in der Bestimmung der Nachfrage für innovative Produkte keine Rolle spielen.

Mit der o.g. Spezifikation der Nutzenfunktion kann der Preis für das von Firma  $i$  angebotene Produkt bestimmt werden als

$$(2) \quad p_i(Q_i, R_i, Q_{-i}, R_{-i}) = \frac{\partial u}{\partial G} f_i(R_i)$$

Dabei sind  $Q_{-i}$  und  $R_{-i}$  Vektoren, die die Outputmengen bzw. FuE-Aufwendungen der Konkurrenten von Unternehmen  $i$  beschreiben. Unternehmen maximieren ihren Profit durch die Wahl optimaler Werte für Output  $Q_i$ , qualitätsverbessernde Produkt-FuE  $R_i$  und kostensenkende Prozeß-FuE  $T_i$ :

$$(3) \quad \max \quad \Pi_i = p_i(Q_i, R_i, Q_{-i}, R_{-i})Q_i - c_i(T_i)Q_i - F - (1 + \tau_i)(R_i + T_i)$$

w.r.t.  $R_i, T_i, Q_i$

Die Kostenfunktion  $c_i(T_i)$  genügt den Bedingungen  $c'_i(T_i) < 0$  und  $c''_i(T_i) > 0$ . Der letzte Term in Gleichung (3) stellt die Kosten der FuE-Tätigkeit dar. Heterogenität der Finanzierungsbedingungen wird dergestalt modelliert, daß firmen-spezifische Zusatzkosten  $\tau_i$  per Einheit FuE zu zahlen sind. Diese Kosten stellen Transaktionskosten dar, die beispielsweise durch Zinszuschläge bei finanziell angeschlagenen Unternehmen auftreten. Denkbar ist allerdings auch, daß durch diesen Term Finanzierungsrestriktionen erfaßt werden, die infolge von Kreditrationierung auftreten.<sup>6</sup> Die Bedingungen erster Ordnung für die optimale Wahl der FuE-Aufwendungen und des Outputs lauten

$$(4) \quad \frac{\partial p_i(Q_i, R_i, Q_{-i}, R_{-i})}{\partial R_i} Q_i = (1 + \tau_i)$$

$$(5) \quad - \frac{\partial c_i(T_i)}{\partial T_i} Q_i = (1 + \tau_i)$$

$$(6) \quad p_i(Q_i, R_i, Q_{-i}, R_{-i}) - c_i = - \frac{\partial p_i(Q_i, R_i, Q_{-i}, R_{-i})}{\partial Q_i} Q_i .^7$$

<sup>6</sup> Ich gehe in der theoretischen Modellierung von exogen gegebenen Finanzierungskosten aus. Allerdings wird die Exogenitätsannahme im empirischen Teil des Papiers getestet. Es sei angemerkt, daß hier keine Modellierung von bindenden Finanzierungsrestriktionen durchgeführt. Diese würde eine endogene Regimebildung hervorrufen, deren Modellierung relativ komplex ist und einer anderen Arbeit vorbehalten bleibt.

<sup>7</sup> Die Existenz des Nash-Gleichgewichts wird hier angenommen. Die Analyse von Dasgupta und Stiglitz (1980) kann aber zur Herleitung von Bedingungen für Eindeutigkeit und Existenz des Nash-Gleichgewichts herangezogen werden.

Zur Vereinfachung werden isoelastische Funktionen für Produktqualität, Nutzen des Konsumenten und Kosten gewählt.<sup>8</sup> Es sei also angenommen, daß

$$(7) \quad f_i(R_i) = R_i^{\alpha_i}$$

$$(8) \quad c_i(T_i) = T_i^{-\beta_i}$$

worin  $\alpha_i$  die firmenspezifische FuE-Elastizität der Produktqualität und  $\beta_i$  die FuE-Elastizität der Fertigungskosten darstellt. Die Nutzenfunktion sei gegeben durch

$$u(G) = \frac{\sigma}{1 - \varepsilon} \left( \sum_{j \in J} f_j(R_j) Q_j \right)^{1 - \varepsilon}$$

Hier ist  $\sigma$  ein Maß für die Größe des Marktes und  $\varepsilon$  ist die Inverse der Preiselastizität der Nachfrage. Mit diesen Annahmen hinsichtlich der funktionalen Formen können aus den Bedingungen erster Ordnung folgende Bestimmungsgleichungen für Produkt- und Prozeß-FuE gewonnen werden:

$$(9) \quad \frac{(1 + \tau_i)R_i}{p_i Q_i} = \alpha_i \left( 1 - \varepsilon \frac{p_i Q_i}{\sum p_j Q_j} \right).$$

$$(10) \quad \frac{(1 + \tau_i)T_i}{p_i Q_i} = \beta_i \left( 1 - \varepsilon \frac{p_i Q_i}{\sum p_j Q_j} \right)$$

Der letzte Ausdruck auf der rechten Seite dieser Gleichungen stellt den Marktanteil des  $i$ -ten Unternehmens einer Industrie dar. Gleichungen (9) und (10) lassen allerdings keine kausale Interpretation zu, da Marktanteil und FuE-Intensitäten des Unternehmens simultan bestimmt werden. Eine einfache Regression der FuE-Intensität auf Marktanteile wird also ohne Berücksichtigung des Endogenitätsproblems keine Parameter liefern können, die sinnvoll strukturell interpretierbar sind.

Die von Levin und Reiss hergeleitete Beziehung  $R/pQ = \alpha(1 - \varepsilon/N)$  ist ein spezieller Fall von Gleichung (9), bei dem ein symmetrisches Gleichgewicht unterstellt wird. Diese Restriktion ist jedoch für empirische Zwecke un-

<sup>8</sup> Diese Vereinfachung ist an dieser Stelle noch nicht zwingend erforderlich, reduziert den Platzbedarf für die Darstellung jedoch erheblich. Levin und Reiss (1988) leiten ihre Gleichungen (11) bis (19) ohne Rückgriff auf isoelastische funktionale Formen ab, führen die entsprechenden Elastizitäten jedoch als Funktionen ein und nehmen dann erst in der empirischen Umsetzung an, daß es sich um konstante Modellparameter handelt. Prinzipiell kann hier derselbe Weg beschriftet werden.



plausibel und wird daher hier nicht verwendet. Die firmenspezifischen Effekte können in dem hier vorgestellten Modell aus verschiedenen Quellen stammen. So können die marginalen Kosten aus historischen Gründen variieren oder die Unternehmen besitzen unterschiedliche FuE-Fähigkeiten, die sich dann in den firmenspezifischen Parametern  $\alpha_i$  und  $\beta_i$  niederschlagen. Mit dem hier gewählten Ansatz können die Ursachen für diese Heterogenität nicht ermittelt werden. Es erscheint aber sinnvoll, sie bei der Modellierung als gegeben anzunehmen, da sie nur über relativ lange Zeiträume zu ändern sind.

Für die empirische Umsetzung der Gleichungen (9) und (10) sind offensichtlich Daten zu Preiselastizitäten bzw. Marktanteilen erforderlich. Levin und Reiss (1988) benutzen in ihrem Modell in der Tat aus Input-Output-Tabellen geschätzte Elastizitäten.<sup>9</sup> Die Notwendigkeit der Ermittlung von Marktanteilsdaten wird bei Levin und Reiss umgangen, indem die Schätzgleichungen für einzelne Unternehmen zu Gleichungen für Industrien aggregiert werden. Somit taucht anstelle des Marktanteils nunmehr der Hirschman-Herfindahl-Index in der zu schätzenden Gleichung auf. Der hier verwendete Ansatz umgeht die Notwendigkeit für derartig starke Annahmen.<sup>10</sup> Aus der Bedingung erster Ordnung für die Wahl des Outputs läßt sich im Cournot-Fall leicht folgende Gleichung für die Preis-Kosten-Marge herleiten:

$$(11) \quad \frac{p_i - c_i}{p_i} = \varepsilon \frac{p_i Q_i}{\sum p_j Q_j}$$

Die Kombination von Gleichungen (10) und (9) mit Gleichung (11) ergibt dann

$$(12) \quad \frac{(1 + \tau_i)R_i}{p_i Q_i} = \alpha_i \frac{c_i}{p_i}$$

$$(13) \quad \frac{(1 + \tau_i)T_i}{p_i Q_i} = \beta_i \frac{c_i}{p_i}$$

<sup>9</sup> Diese Schätzwerte für die Preiselastizitäten stellen vermutlich keine verlässlichen Daten dar. Cohen und Levin (1989, S. 1083) nehmen dazu wie folgt Stellung: „The quality of industry-level price elasticities does not inspire confidence. Mueller (1986) could not reject the hypothesis that Levin’s price elasticities were uncorrelated with another set of estimates provided by Ornstein and Intriligator.“

<sup>10</sup> Der hier verfolgte Ansatz weist natürlich auch Probleme auf. So hängt das Modell von der Präzision und Vergleichbarkeit der Kostendaten der Unternehmen ab. Außerdem wurde im Modell vorausgesetzt, daß die variablen Kosten vom Output unabhängig sind. Beide Annahmen sind im Rahmen der hier durchgeführten Untersuchung nicht testbar.

Die empirische Nützlichkeit dieser Gleichungen kann am Beispiel von Gleichung (12) leicht nachgewiesen werden. Die Bedingung für die Verwendung des hier verfolgten Ansatzes ist das Vorliegen von Daten über die Kosten-Preis-Relation  $c/p$  des Unternehmens, die selbst natürlich endogen bestimmt ist. Aber selbst wenn keinerlei Instrumentvariablen für  $c/p$  vorliegen, kann Gleichung (12) transformiert werden

$$(14) \quad \log \frac{R_i}{p_i Q_i} - \log \left( \frac{c_i}{p_i} \right) = \log \frac{R_i}{c_i Q_i} = \log \alpha_i - \log(1 + \tau_i) .$$

Für den hier beschriebenen Kontext erweist sich die Kenntnis der Kosten-Preis-Relation also als sehr nützlich, da sie ein perfektes Substitut für die Kenntnis von Marktanteilen und Preiselastizitäten darstellt. Diese Aussage trifft selbst dann zu, wenn in dem Modell wie bei Pohlmeier (1992) oder Neumann, Böbel und Haid (1985) ein *competitive fringe* zugelassen wird.<sup>11</sup> In Gleichung (14) sind alle simultan bestimmten Variablen auf der linken Seite zusammengefaßt worden. Wenn ein einfacher additiver Fehlerterm hinzugefügt wird, kann Gleichung (14) wie weiter unten beschrieben eingesetzt werden, um Finanzierungseffekte und andere Determinanten der Innovationsaktivität in einer einfachen OLS-Gleichung zu bestimmen.

Falls allerdings zusätzlich Instrumentvariablen zur Verfügung stehen, um die Simultanität zwischen Kosten-Preis-Relation und FuE ökonometrisch zu beherrschen, dann kann das Modell noch umfassender durch Schätzung der folgenden Gleichung getestet werden

$$(15) \quad \log \frac{R_i}{p_i Q_i} = \log \alpha_i - \log(1 + \tau_i) + \log \left( \frac{c_i}{p_i} \right) .$$

Gleichung (15) hat zwei interessante und empirisch testbare Implikationen. In einem Simultanitätstest sollte zunächst die Exogenität der Kosten-Preis-Relation zurückgewiesen werden. Dieser Test ist gemäß der Logik des Modells gleichbedeutend mit einem Test der Simultanität von Innovation und Marktstruktur. Zweitens sollte – bei geeigneter Instrumentierung – der Regressionskoeffizient der Kosten-Preis-Relation gleich eins sein, wenn die Daten mit dem hier entwickelten Cournot-Modell konsistent sind.<sup>12</sup>

<sup>11</sup> Der Beweis dieser Behauptung ist sehr einfach durchzuführen und wird hier nicht dargestellt.

<sup>12</sup> Diese Interpretation gilt allerdings nur dann, wenn ein Nash-Gleichgewicht in FuE-Aufwendungen vorausgesetzt wird. Es wäre beispielsweise denkbar, daß Kollusion in FuE zusammen mit von der Cournot-Annahme abweichender Quantitätswahl wieder einen Koeffizienten von 1 für die Kosten-Preis-Relation erzeugt. Für diesen Hinweis danke ich Lars-Hendrik Röller.

Falls keine Daten für die Kosten-Preis-Relation vorliegen, ist die empirische Umsetzung wie schon diskutiert erheblich erschwert, da der Term  $1 - \varepsilon p_i Q_i / \Sigma p Q$  in den Gleichungen (9) und (10) wohl kaum verlässlich abgeschätzt werden kann. Zwar liegen in den meisten Unternehmensdatensätzen Industrieklassifikationen für die erfaßten Unternehmen vor, aber diese reflektieren häufig nur grobe Zuordnungen der wichtigsten Produkte und können mögliche regionale Marktgliederungen selten adäquat erfassen. Somit wird der Marktanteil eines Unternehmens nur unzureichend durch das Verhältnis von Unternehmensumsatz zu Industrieumsatz erfaßt. Diese Schwäche von typischen Querschnittsdatensätzen hat in den letzten Jahren zu einer Renaissance von Industriestudien in der industrieökonomischen Forschung beigetragen (vgl. Bresnahan 1989 sowie Trajtenberg 1990).

Natürlich kann auch eine Bestimmungsgleichung für den Logarithmus der Prozeß-FuE-Intensität ermittelt werden, auf die die hier gemachten Kommentare Anwendung finden:

$$(16) \quad \log \frac{T_i}{p_i Q_i} = \log \beta_i - \log(1 + \tau_i) + \log \left( \frac{c_i}{p_i} \right).$$

Somit ergeben sich isomorphe Schätzgleichungen für Produkt- und Prozeß-FuE. Die gesamte FuE-Intensität wird durch die Gleichung

$$(17) \quad \log \frac{R_i + T_i}{p_i Q_i} = \log(\alpha_i + \beta_i) - \log(1 + \tau_i) + \log \left( \frac{c_i}{p_i} \right).$$

beschrieben. Diese Gleichung ermöglicht es, die gesamten FuE- bzw. Innovationsaufwendungen des Unternehmens empirisch zu analysieren. Für den hier vorliegenden Datensatz liegen Angaben zur Zusammensetzung der FuE-Aufwendungen nicht in allen Fällen vor, so daß die Schätzung für Gleichung (17) durchgeführt wird. Zur empirischen Darstellung des Terms  $\log(1 + \tau_i)$  werden dabei Daten einer Kreditauskunftei verwendet. Der Term  $\log(\alpha_i + \beta_i)$  wird mit Hilfe einer Linearkombination von Variablen modelliert, die die technischen Möglichkeiten und Aneignungsbedingungen eines Unternehmens beschreiben. Die dabei verwendeten Befragungsvariablen werden im folgenden Abschnitt diskutiert.

### 3. Datenquelle und empirische Erfassung der Determinanten der Innovationsaktivität

#### 3.1 Datenquelle und Messung von Innovationsinputs

Die in dieser Arbeit verwendeten Daten stammen aus dem ersten Querschnitt des Mannheimer Innovationspanels (MIP), der im Jahr 1993 erhoben wurde. Dieser Datensatz basiert auf postalisch versandten Fragebögen. Die Befragung wurde vom Bundesministerium für Bildung, Wissenschaft, Forschung und Technologie in Auftrag gegeben und vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) geplant und durchgeführt. Die Stichprobe enthält sowohl für west- als auch ostdeutsche Unternehmen Daten für das Jahr 1992. Der in diesem Papier verwendete Teildatensatz beschränkt sich allerdings auf westdeutsche Unternehmen.<sup>13</sup>

Ein zentrales Anliegen der MIP-Befragung ist eine möglichst umfassende Beschreibung der Innovationsaktivitäten deutscher Unternehmen. In der Literatur wird der Begriff der Innovation häufig mit dem der FuE gleichgesetzt, und in empirischen Beiträgen werden üblicherweise die FuE-Aufwendungen zur Messung der im Innovationsprozeß eingesetzten Ressourcen verwendet. Eine detaillierte Definition von FuE-Aktivitäten wird im Frascati-Handbuch (OECD 1963, 1994) gegeben. Tendenziell werden dabei alle Tätigkeiten, die zur Schaffung neuen technischen Wissens beitragen, als FuE bezeichnet. Wichtige Ausschlußregelungen betreffen beispielsweise die Konstruktion von Maschinen oder die Erstellung von Prototypen, die typischerweise nicht zur FuE gerechnet werden.

Zahlreiche Beobachter haben allerdings angemerkt, daß FuE keinen unbedingbaren Input für den Innovationsprozeß darstellt.<sup>14</sup> Besonders häufig wird beobachtet, daß kleine Unternehmen innovativ sind, ohne FuE im Sinne des Frascati-Handbuchs zu betreiben.<sup>15</sup> Um eine zuverlässigere statistische Basis zur Beurteilung von Innovationsaktivitäten zu schaffen, wurde in der OECD in jüngster Zeit eine breitere Definition von Innovationsaktivitäten und den dabei anfallenden Aufwendungen vorgenommen. Die daraus hervorgegangenen Definitionen sind im sogenannten Oslo-Handbuch festgehalten worden (OECD 1992). Dieses Handbuch beschreibt eine Reihe von Aktivitäten, die für den Innovationsprozeß von Bedeutung sind und da-

---

<sup>13</sup> Detaillierte Angaben zu diesen neuen Daten werden von Harhoff and Licht (1994) gemacht. Die Einschränkung auf westdeutsche Unternehmen wird hier vorgenommen, da die Anpassungsprozesse in den neuen Bundesländern im Bereich von Innovation und FuE sicherlich besonders langwierig sein dürften.

<sup>14</sup> Vgl. zum Beispiel Kline (1985).

<sup>15</sup> Dies wird auch im Frascati-Handbuch bereits hervorgehoben. Zu den konzeptionellen Abgrenzungsproblemen kommen die von Kleinknecht (1987) nachgewiesenen Probleme bei der Erfassung von FuE-Aufwendungen in kleinen Unternehmen hinzu.

her bei einer Messung der verwendeten Inputs berücksichtigt werden sollten. Dazu gehören u. a. die Vorbereitung der Serienfertigung neuer Produkte, die Entwicklung von Prototypen, das Marketing neuer Produkte, die Akquisition von Know-how und Ausrüstungsgütern sowie Konstruktions-tätigkeiten. Nicht einbezogen werden Aufwendungen, die lediglich zu ästhetischen Änderungen der Produkte führen sollen. Der wichtigste Unterschied zwischen den beiden Definitionen besteht darin, daß der Begriff der Innovationsaufwendungen auch „produktionsnahe“ Aktivitäten erfaßt. Die Produktion und Vermarktung von innovativen Produkten wird hier also berücksichtigt, während die FuE-Definition auf die Schaffung des für den Innovationsprozeß notwendigen Wissens abzielt.

Das oben beschriebene Oligopolmodell kann sowohl auf FuE-Aufwendungen als auch auf Innovationsaufwendungen angewendet werden. Um die Robustheit der Ergebnisse zu prüfen und um Unterschiede zwischen FuE-Aktivitäten und Innovationsaktivitäten im weiteren Sinne aufzeigen zu können, wird das Oligopolmodell mit beiden Inputmaßen geschätzt. Im Idealfall sollten sich die o.g. konzeptionell bedingten Unterschiede auch in den empirischen Ergebnissen niederschlagen.

Neben einer Beschreibung der Innovationsinputs enthält der MIP-Fragebogen auch detaillierte Angaben zu potentiellen Determinanten der Innovationsanreize. Für diese Untersuchung sind insbesondere zwei Gruppen von Angaben interessant. Zum einen wird mit dem Fragebogen die Relevanz verschiedener Informationsquellen für die Durchführung von Innovationsprojekten erfaßt. Zum anderen werden von den Unternehmen Angaben zur Wirksamkeit verschiedener Aneignungsmechanismen gemacht. Die entsprechenden Variablen werden in diesem Beitrag als Determinanten der marginalen Produktivität der Innovationstätigkeit eines Unternehmens interpretiert, also als Determinanten der Modellparameter  $\alpha_i$  und  $\beta_i$ . Damit folgt diese Arbeit den Beiträgen von Levin und Reiss (1988) sowie Levin, Cohen und Mowery (1985a). Die zwei folgenden Abschnitte diskutieren diese Variablen sowie ihre faktoranalytische Aggregation.

### 3.2 Informationsquellen für Innovationsprojekte

In Tabelle 1 wird eine Liste der externen Informationsquellen vorgestellt, die für den Innovationsprozeß von Bedeutung sein können. Außerdem wird angegeben, welcher Anteil der Unternehmen diese Informationsquellen als wichtig oder besonders wichtig für die Durchführung eigener Innovationsaktivitäten gekennzeichnet hat. Schon diese deskriptive Darstellung erlaubt einen interessanten Einblick in reale Innovationsprozesse. Für die meisten Unternehmen (82,2%) scheinen Kunden eine besonders wichtige Informa-

tionsquelle zu sein. Dieses Ergebnis ist nicht neu – in den durch von Hippel (1988, 1982) vorgestellten Arbeiten wird bereits darauf aufmerksam gemacht, daß Interaktionen zwischen Herstellern und Käufern eines Produktes oft mit erheblichen Informationstransfers verbunden sind. Ebenfalls von überdurchschnittlicher Bedeutung sind „Messen und Ausstellungen“, „Fachtagungen und Fachzeitschriften“ sowie „Zulieferer von Vorprodukten, Materialien und Komponenten.“

Tabelle 1

**Bedeutung von externen Informationsquellen  
für die Durchführung von Innovationsprojekten**

Informationsquelle	Anteil der Unternehmen, die der Informationsquelle <i>große</i> oder <i>sehr große</i> Bedeutung für ihre eigenen Innovationsaktivitäten beimessen
Zulieferer von Vorprodukten, Materialien, Komponenten	62.4%
Zulieferer von Ausrüstungsgütern	43.8%
Kunden	82.2%
Direkte Wettbewerber	53.7%
Unternehmensberater, Marktforschungsunternehmen, u. a.	13.0%
Industriefinanzierte Forschungseinrichtungen	13.7%
Universitäten und Fachhochschulen	31.1%
Großforschungseinrichtungen und sonstige technisch-wissenschaftliche Institute	13.0%
Technologietransferstellen	11.0%
Patentschriften	32.3%
Messen und Ausstellungen	63.3%
Fachtagungen und Fachzeitschriften	63.3%
Zahl der Unternehmen	1413

Datenquelle: 1993er Querschnitt des Mannheimer Innovationspanels.

Eine hohe Zahl von Befragungsvariablen mit relativ hoher Korrelation kann bei der Schätzung von Regressionsgleichungen problematisch sein, da die Ergebnisse häufig keine klare Interpretation mehr zulassen. Daher wird

hier den Arbeiten von Levin und Reiss (1988) sowie Levin et al. (1987) gefolgt und eine Aggregation dieser Variablen mit faktoranalytischen Methoden durchgeführt.<sup>16</sup> Als Resultat dieser Analyse steht eine geringere und somit besser interpretierbare Anzahl von Regressoren in Form von standardisierten Variablen zur Verfügung. Da den einzelnen Items aus dem Mannheimer Fragebogen aber ohnehin keine kategoriale Skala zu Grunde liegt, stellt die Verwendung standardisierter Variablen kein Problem dar.

Im Fall der Variablen, die die externen Informationsquellen des Unternehmens hinsichtlich ihrer Bedeutung für den Innovationsprozeß kennzeichnen, bietet sich die Bildung von drei Faktoren mit einer sehr plausiblen Interpretation an. Der erste Faktor erhält besonders hohe Faktorladungen hinsichtlich der Informationsquellen „Industriefinanzierte Forschungseinrichtungen“, „Universitäten und Fachhochschulen“, „Großforschungseinrichtungen und sonstige technisch-wissenschaftliche Institute“ sowie „Patentschriften“. Tendenziell sind dies die eher wissenschaftlich ausgerichteten externen Informationsquellen, und der aus ihnen gebildete Faktor soll mit der Bezeichnung *Wissenschaftliche Quellen* gekennzeichnet werden. Der zweite Faktor erhält sehr hohe Faktorladungen bezüglich der Informationsquellen „Kunden“, „Direkte Wettbewerber“, „Messen und Ausstellungen“ und „Fachtagungen und Fachzeitschriften“. Die Relevanz von Wettbewerbern und von Kunden scheint in diesen Daten oft hoch korreliert zu sein. Offensichtlich sind Informationen, die auf Fachmessen und in speziellen Fachzeitschriften angeboten werden, ebenfalls auf diese zwei Informationsquellen zurückzuführen. Der zweite Faktor wird daher mit der Bezeichnung *Kunden und Wettbewerber* gekennzeichnet. Letztlich erhält der dritte Faktor besonders hohe Faktorladungen von den Informationsquellen „Zulieferer von Vorprodukten, Materialien, Komponenten“ und „Zulieferer von Ausrüstungsgütern“. Zur Vereinfachung wird die entsprechende Variable mit *Zulieferer* bezeichnet.

### 3.3 Schutzmechanismen

Die Erfassung der Stärke von Schutzmechanismen wird bei den hier verwendeten Daten dadurch vereinfacht, daß für bekannte Aneignungsinstrumente wie Patentschutz, Copyright, Geheimhaltung, Produktkomplexität, Zeitvorsprünge und die langfristige Bindung qualifizierten Personals Bewertungen durch die Unternehmen vorliegen. Dabei wird die Wirksamkeit dieser Mechanismen getrennt für Prozeß- und Produktinnovationen erfragt. In Tabelle 2 ist der Anteil der Unternehmen angegeben, die dem entsprechenden Mechanismus große oder sehr große Bedeutung zumißt. Die Resul-

---

<sup>16</sup> Die Ergebnisse der Faktoranalyse sind im Anhang aufgeführt.

tate der Faktoranalyse sind wiederum im Anhang (Tabelle A.2) zusammengefaßt.

Die Bewertung dieser Schutzmechanismen durch deutsche Unternehmen entspricht in groben Zügen den von Levin et al. (1987) für die USA beschriebenen Ergebnissen. Zeitliche Vorsprünge bei der Vermarktung und die langfristige Bindung qualifizierten Personals an das Unternehmen werden am häufigsten als wichtig oder sehr wichtig bezeichnet. Dabei erfaßt die letztgenannte Variable, in welchem Umfang Firmen den Abfluß von wichtigem Know-how infolge der Mobilität ihrer Mitarbeiter zu begrenzen versuchen. Über 80 Prozent aller Unternehmen bewerten diese beiden Mechanismen als wichtig oder besonders wichtig. Hohe Produktkomplexität und Geheimhaltung liegen an zweiter Stelle – ungefähr die Hälfte der Unternehmen bewerten diese Mechanismen als wichtig oder sehr wichtig. Nur 42 Prozent der Unternehmen bewerten den Patentschutz als effektiven Schutzmechanismus für Produktinnovationen, bei Prozeßinnovationen sind es sogar nur 25,2 Prozent. Gebrauchsmuster und Copyright-Schutz schneiden in dieser Bewertung am ungünstigsten ab.

Da Produkt- und Prozeßinnovationen im folgenden nicht separat analysiert werden sollen, wurde keine Unterscheidung zwischen den Schutzmechanismen für den entsprechenden Innovationsoutput vorgesehen. Daher wurde die Faktoranalyse auf alle 12 in Tabelle 2 aufgeführten Variablen gleichzeitig angewendet. Die Ergebnisse liefern eine empirische Berechtigung für dieses Vorgehen. Bei den beiden Faktoren, die aufgrund der empirischen Ergebnisse beibehalten wurden, werden die korrespondierenden Aneignungsinstrumente für Prozeß- und Produktinnovationen jeweils demselben Faktor zugeordnet. Der erste Faktor erhält besonders hohe Faktorladungen von den Variablen Geheimhaltung, Komplexität des Produktes bzw. Prozesses, zeitliche Vorsprünge und die langfristige Bindung wichtiger Mitarbeiter. Da es sich hierbei häufig um unternehmensspezifische Mechanismen handelt, die eine bestimmte strategische Ausrichtung reflektieren, wird dieser Faktor mit der Bezeichnung *Firmenspezifische Schutzmechanismen* weiter unten aufgeführt.<sup>17</sup> Der zweite Faktor wird im wesentlichen durch die Wirksamkeit von Patentschutz und Gebrauchsmustern bestimmt. Da es sich hier um rechtlich abgesicherte Mechanismen handelt, wird die Bezeichnung *Rechtliche Schutzmechanismen* gewählt.

---

<sup>17</sup> Aus den Resultaten in Tabelle A.2 geht hervor, daß die Faktoranalyse ambivalente Ergebnisse hinsichtlich der Zuordnung der Geheimhaltung ergibt – die entsprechenden Faktorladungen liegen bei etwa (absolut) 0,5, aber mit unterschiedlichen Vorzeichen. Auch die Verwendung anderer faktoranalytischer Methoden führte hier zu keiner Änderung. Weder eine Promax-Rotation (Hendrickson und White 1964) noch eine Skalierung der Faktoren vor einer Rotation nach Horsts Ansatz (Horst 1965) erbrachten andere Ergebnisse. Aus diesem Grund werden die Resultate der Varimax-Rotation beibehalten (Kaiser 1958).



Tabelle 2

**Bedeutung von Schutzmechanismen für Produktinnovationen**

Schutzmechanismus	Anteil der Unternehmen, die dem Schutzmechanismus <i>große</i> oder <i>sehr große</i> Bedeutung beimessen
Patente	42.0%
Gebrauchsmuster, Copyright	25.3%
Geheimhaltung	53.4%
Komplexität der Produktgestaltung	55.3%
Zeitlicher Vorsprung in der Vermarktung	82.6%
Langfristige Bindung qualifizierten Personals an das Unternehmen	83.7%
Zahl der Unternehmen	1413

**Bedeutung von Schutzmechanismen für Prozeßinnovationen**

Schutzmechanismus	Anteil der Unternehmen, die dem Schutzmechanismus <i>große</i> oder <i>sehr große</i> Bedeutung beimessen
Patente	25.2%
Gebrauchsmuster, Copyright	14.8%
Geheimhaltung	49.8%
Komplexität der Prozeßgestaltung	52.2%
Zeitlicher Vorsprung in der Vermarktung	79.6%
Langfristige Bindung qualifizierten Personals an das Unternehmen	79.6%
Zahl der Unternehmen	1413

Datenquelle: 1993er Querschnitt des Mannheimer Innovationspanels.

**4. Empirische Spezifikation des Modells**

Die aus dem theoretischen Modell hergeleitete Gleichung lautet

$$\log \frac{R_i + T_i}{p_i Q_i} = \log(\alpha_i + \beta_i) - \log(1 + \tau_i) + \log\left(\frac{c_i}{p_i}\right).$$

Die empirische Implementierung dieser Gleichung erfolgt durch eine Approximation des Terms  $\log(\alpha_i + \beta_i)$  mit Hilfe einer Linearkombination von Variablen, die die technischen Möglichkeiten und Aneignungsbedingungen eines Unternehmens beschreiben. Diese Transformation läßt sich rechtfertigen, indem man  $(\alpha_i + \beta_i)$  selbst als Exponentialfunktion meßbarer Größen definiert, d. h.  $(\alpha_i + \beta_i) = \exp(\mu_1 + X_i\phi)$ , wobei  $\mu_1$  eine Konstante,  $X_i$  ein Vektor von Regressoren und  $\phi$  ein Koeffizientenvektor ist. In dem vorliegenden Fall vereinfacht diese Annahme die Schätzung, da auf lineare Regressionsverfahren zurückgegriffen werden kann. Dasselbe Vorgehen wird auch gewählt, um den Term  $(1 + \tau_i)$  empirisch zu erfassen, d. h. es wird angenommen, daß  $(1 + \tau_i) = \exp(\mu_2 + \eta Y_i)$ . Die dabei verwendete Variable  $Y_i$  stammt aus Bonitätsbewertungen einer Kreditauskunftei. Für die Vereinfachung durch die Linearisierung muß allerdings ein Preis gezahlt werden: die konstanten Terme  $\mu_1$  und  $\mu_2$  sind bei dieser Vorgehensweise nicht mehr getrennt zu identifizieren.<sup>18</sup>

Unter Berücksichtigung dieser Transformationen lassen sich die empirischen Schätzgleichungen wie folgt schreiben

$$(18) \quad \log R_i + T_i i Q_i \quad \text{oder} \quad \log \frac{I_i}{p_i Q_i} \\ = (\mu_1 + X_i \phi) + (\mu_2 + \eta Y_i) + \gamma \log \left( \frac{c_i Q_i}{p_i Q_i} \right) + \lambda E D_i + \omega_i$$

wobei die einzelnen Terme definiert sind als

- $R_i + T_i$  – FuE-Aufwendungen (Produkt- plus Prozeß-FuE)
- $I_i$  – laufende Innovationsaufwendungen
- $p_i Q_i$  – Umsatz
- $X_i$  – Vektor von Variablen zur Erfassung der technischen Möglichkeiten und Aneignungsbedingungen, mit den fünf skalaren Variablen  
*Wissenschaftliche Quellen, Kunden und Wettbewerber, Zulieferer, Firmenspezifische Schutzmechanismen, Rechtliche Schutzmechanismen*
- $Y_i$  – Finanzierungsbedingungen des Unternehmens, spezifiziert als  
 $Y_i = \log \left( \frac{TC_i}{INV_i + MAT_i} \right)$  mit  
 $TC_i$  – maximal zulässiger Handelskredit 1992 (Creditreform)  
 $INV_i$  – gesamte Investitionsaufwendungen 1992

<sup>18</sup> Bei Modellierung der Modellparameter  $\alpha + \beta$  und  $\tau$  als lineare Funktionen der beobachtbaren Variablen ist eine separate Identifikation der konstanten Terme wieder möglich. Allerdings muß dann auf nichtlineare Methoden zurückgegriffen werden.

- $MAT_i$  – gesamte Materialaufwendungen 1992
- $c_I Q_i$  – Aufwendungen für Vorleistungen, Materialien, Löhne und Gehälter (incl. Lohnnebenkosten)
- $ED_i$  – Nachfrageerwartungen (Dummyvariable)
- $\omega_i$  – Fehlerterm, potentiell heteroskedastisch und korreliert mit der Finanzierungsvariablen und der Preis-Kosten-Relation.

Außerdem werden in den Regressionen Industriedummyvariablen auf Ebene der zweistelligen NACE-Gruppen verwendet. Die Bedeutung dieser Kontrollvariablen wird weiter unten diskutiert.

Die abhängige Variable in den Regressionen ist entweder der Logarithmus der FuE-Intensität oder der Logarithmus der Innovationsintensität. Die zur Beschreibung der Informationsquellen herangezogenen Variablen sind die Faktoren *Wissenschaftliche Quellen*, *Kunden und Wettbewerber* und *Zulieferer*. Die Aneignungsbedingungen werden mit Hilfe der Variablen *Firmenspezifische Schutzmechanismen* und *Rechtliche Schutzmechanismen* erfaßt.

Um die Finanzierungsmöglichkeiten der hier betrachteten Unternehmen zu beurteilen, wäre eine Einschätzung aus der Sicht von Banken vermutlich optimal. Diese stellen in der Bundesrepublik insbesondere für kleine und mittlere Unternehmen (und somit für die meisten Firmen in der hier verwendeten Stichprobe) eine besonders wichtige Finanzierungsquelle dar. Derartige Daten stehen leider nicht zur Verfügung. Allerdings existieren unternehmensspezifische Bonitätsbeurteilungen durch die größte deutsche Kreditauskunftei *Creditreform*, mit deren Hilfe die Finanzierungsvariable in Gleichung (18) zumindest näherungsweise modelliert werden kann.<sup>19</sup> Unter anderem enthalten die Kreditauskunftei-Informationen Angaben zum empfohlenen Höchstbetrag für Handelskredite, d. h. Kredite, die dem Unternehmen von Zulieferern (z. B. bei Lieferung auf Rechnung) eingeräumt werden. Dieser Höchstbetrag wurde durch die Summe aus Materialaufwendungen und Investitionsaufwendungen des Jahres 1992 dividiert, um einen geeigneten Indikator zu bilden. Der Logarithmus dieses Quotienten wird in den weiter unten beschriebenen Regressionstabellen als  $\log(Kredit)$  bezeichnet. Kreditlinien, die im Vergleich zu den tatsächlichen Beschaffungen des Unternehmens relativ hoch ausfallen, sollten auf geringe Transaktionskosten im Finanzierungsbereich schließen lassen, da das Unternehmen seltener Bürgschaften, Sicherheiten oder Anzahlungen vor Lieferung leisten muß. Aus diesem Grund wird ein positive Vorzeichen für den Koeffizienten erwartet.

<sup>19</sup> Zahlreiche deutsche Banken verwenden diese Bonitätsdaten in ihrer eigenen Evaluation der Kreditwürdigkeit von Unternehmen.

Aus der theoretischen Herleitung ergibt sich die eindeutige Aussage, daß die Kosten-Preis-Relation ein simultan bestimmter Regressor ist. Die Endogenität der Finanzierungsvariablen ist weniger eindeutig aus modelltheoretischer Sicht. Da der Prozeß, durch den die Kreditauskunftei ihre Bonitätsbewertung erstellt, nicht genau bekannt ist, soll diese Frage in einem empirischen Test beantwortet werden. Die mögliche Endogenität dieser Regressoren wirft aber die generelle Frage nach Instrumentvariablen auf, die zur Identifikation herangezogen werden können bzw., wenn möglich, in Tests von überidentifizierenden Restriktionen eingesetzt werden können. In diesem Fall stehen Informationen für die Jahre 1990 und 1991 aus den Kreditauskunfteidaten sowie retrospektive Daten aus der Befragung zur Verfügung. Als Instrumentvariablen für die Kosten-Preis-Relation werden verwendet:  $\log(\text{Umsatz } 1991)$ ,  $\log(\text{Arbeitsproduktivität } 1991)$ , Zahl der Beschäftigten im Jahr 1991, Industrie-Dummyvariablen, sowie die Entwicklung der Beschäftigung, der Nachfrage und des Umsatzes 1990 - 1992. Als Instrumente zur Identifikation des Finanzierungseinflusses werden Unternehmensalter (logarithmiert, linearer und quadratischer Term), Rechtsformdummies und Variablen verwendet, die das Zahlungsverhalten des Unternehmens beschreiben. Diese Variablen werden von Harhoff, Stahl und Woywode (1996) detailliert beschrieben und diskutiert. Sie sind bereits von anderen Autoren, z. B. Petersen und Rajan (1994), als ein Indikator von Finanzierungsrestriktionen eingesetzt worden.

Zusätzlich zu den bereits genannten Determinanten der Innovationstätigkeit wird die Nachfrageerwartung der Unternehmen  $ED_i$  einbezogen. Die Mannheimer Innovationsdaten enthalten hierzu Einschätzungen der zukünftigen Nachfrage durch die antwortenden Manager für einen Zeitraum von drei Jahren. Aus diesen Antworten wurde eine Dummyvariable gebildet, die den Wert eins annimmt, wenn die in Likertskalen angegebenen Antworten auf hohe oder besonders hohe Nachfrageerwartungen schließen lassen. Es läßt sich nicht generell ausschließen, daß diese Variable ebenfalls simultan mit den Innovationsaktivitäten bestimmt wird, aber ich folge anderen Arbeiten (Pohlmeier 1992, Börsch-Supan 1993) und interpretiere diesen Regressor als exogen. Natürlich ist auch nicht völlig auszuschließen, daß andere hier als exogen behandelte Regressoren ebenfalls von den Unternehmen simultan mit den Innovationsaktivitäten bestimmt werden. Mangels geeigneter Instrumente sind die Exogenitätsannahmen zum jetzigen Zeitpunkt aber noch nicht testbar.<sup>20</sup>

Tabelle 3 enthält deskriptive Statistiken für die Teilstichprobe der Unternehmen mit vollständigen Angaben zu FuE- und Innovationsaufwendungen

<sup>20</sup> Der besondere Vorzug einer Panelanalyse ist sicherlich, daß dabei auch verzögerte Variablen als Instrumente eingesetzt werden können und die dabei angenommenen Restriktionen häufig testbar sind.

sowie den unabhängigen Variablen. Die Zahl der Beobachtungen fällt angesichts dieser Restriktionen auf 883 Unternehmen.<sup>21</sup> Um die Interpretation der faktoranalytisch definierten Variablen zu erleichtern wurden diese standardisiert. Die Verwendung identischer Teilstichproben für die FuE- und die Innovationsintensitätsgleichungen erscheint in diesem Fall angebracht, da sich die Koeffizienten der Gleichungen dann direkt vergleichen lassen. Unterschiede können also nicht auf eine divergierende Stichprobenzusammensetzung zurückgeführt werden.

*Tabelle 3*  
**Deskriptive Statistiken**

Variable	Mittelwert	Standardabweichung
<i>Umsatz (Mio. DM)</i>	529.0	3071.1
<i>Beschäftigte</i>	1857	9456
$\frac{R_i + T_i}{p_i Q_i}$	0.042	0.068
$\frac{I_i}{p_i Q_i}$	0.054	0.074
$\frac{c_i}{p_i}$	0.699	0.184
$\frac{TC_i}{INV_i + MAT_i}$	0.069	0.119
<i>Wissenschaftliche Quellen</i>	0	1.0
<i>Wettbewerber und Kunden</i>	0	1.0
<i>Zulieferer</i>	0	1.0
<i>Firmenspezifische Schutzmechanismen</i>	0	1.0
<i>Rechtliche Schutzmechanismen</i>	0	1.0
<i>Erwartete Nachfrage</i>	0.365	0.481

Anmerkung: N = 883. Die durch Faktoranalyse gebildeten Variablen wurden standardisiert, d. h. haben einen Mittelwert von Null und eine Standardabweichung von 1.

<sup>21</sup> Die Faktoranalyse war für alle 1413 Unternehmen durchgeführt worden, für die die entsprechenden Variablen vorlagen. Für die Regressionsergebnisse ist es jedoch ohne Belang, ob die faktoranalytische Aggregation für die größere Stichprobe oder für die 883 Unternehmen durchgeführt wird, für die sowohl Daten zu Innovations- als auch zu FuE-Aufwendungen vorliegen.

Tabelle 4

**Schätzung der FuE-Intensitäts-Gleichung**  
(Heteroskedastierobuste Standardabweichungen in Klammern)

Variable	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)	2SLS (5)
$\log(c_i/p_i)$	–	–	0.046 (0.121)	1.109 (0.395)	1.449 (0.372)
$\log(KREDIT)$	–	–	0.089 (0.029)	0.194 (0.088)	0.155 (0.035)
<i>Wissenschaftliche Quellen</i>	0.062 (0.052)	0.058 (0.049)	0.066 (0.046)	0.070 (0.049)	0.064 (0.048)
<i>Wettbewerber und Kunden</i>	0.202 (0.048)	0.130 (0.045)	0.123 (0.046)	0.097 (0.048)	0.094 (0.050)
<i>Zulieferer</i>	-0.195 (0.049)	-0.147 (0.044)	-0.151 (0.045)	-0.147 (0.047)	-0.142 (0.048)
<i>Firmenspezifische Schutzmechanismen</i>	0.148 (0.047)	0.106 (0.043)	0.103 (0.044)	0.091 (0.046)	0.089 (0.048)
<i>Rechtliche Schutzmechanismen</i>	0.031 (0.050)	0.127 (0.047)	0.133 (0.048)	0.174 (0.052)	0.183 (0.054)
<i>Erwartete Nachfrage</i>	0.319 (0.098)	0.202 (0.092)	0.192 (0.092)	0.242 (0.100)	0.268 (0.100)
F-Statistik (d.o.f.) – Industrie- Dummyvariablen	–	8.66* (20,856)	8.35* (20,854)	7.36* (20,854)	7.68* (20,854)
F-Statistik (d.o.f.) – Informationsquellen und Schutzmechanismen	8.69* (5,874)	7.06* (5,856)	7.29* (5,854)	7.10* (5,854)	6.76* (5,854)
Instrumentierte Variablen	keine	keine	keine	$\log(c_i/p_i)$ $\log(KREDIT)$	$\log(c_i/p_i)$
Test der überidentifizierenden Restriktionen ( $\chi^2$ (d.o.f))	–	–	–	16.3 (18)	3.91 (8)
Durbin-Wu- Hausman-Test ( $\chi^2$ (d.o.f))	–	–	–	15.2* (2)	0.02 (1)
S.E.E.	1.371	1.265	1.260	1.318	1.356

Anmerkung: N = 883. Als Instrumente für die Kosten-Preis-Relation werden die folgenden Variablen verwendet:  $\log(\text{Umsatz } 1991)$ ,  $\log(\text{Arbeitsproduktivität } 1991)$ , Industriedummies, Umsatzwachstum 1990/1991, Zahl der Beschäftigten, Nachfrageentwicklung 1990-1992, Veränderung der Beschäftigung und Umsätze 1990-1992. Zur Identifikation der Finanzierungsvariablen wurden Unternehmensalter (logarithmiert, linearer und quadratischer Term), Rechtsformdummies und Dummyvariablen für die Zahlungsbereitschaft des Unternehmens (Skontotonutzung) eingesetzt. Vgl. Harhoff, Stahl und Woywode (1996) für eine Diskussion dieser Variablen. Der Test der überidentifizierenden Restriktionen und der Durbin-Wu-Hausman-Test werden von Davidson und McKinnon (1993, Kap. 7.8 u. 7.9) beschrieben.

\* – signifikante F- oder  $\chi^2$ -Statistik (p=0.05)

## 5. Ergebnisse der Regressionsschätzungen

Tabelle 4 enthält die Schätzergebnisse für Gleichung (18), wobei der Logarithmus der FuE-Intensität als abhängige Variable verwendet wurde. In Spalte (1) werden die potentiell endogenen Variablen vernachlässigt und lediglich die anderen oben diskutierten Variablen berücksichtigt. Diese sind gemeinsam und in den meisten Fällen auch individuell statistisch signifikant. Die Einbeziehung von Industrie-Dummyvariablen auf dem Niveau von zweistelligen NACE-Industrien in Spalte (2) ändert diese Ergebnisse nur geringfügig, verbessert die Anpassung der Regressionsgleichung aber erheblich, wie sich aus der Reduktion des geschätzten Standardfehlers des Störterms ablesen läßt. In der dritten Spalte werden die beiden potentiell endogenen Variablen ohne Instrumentierung einbezogen: die Kosten-Preis-Relation ist statistisch nicht von Null verschieden, aber die Finanzierungsvariable ist hochsignifikant und wie erwartet positiv. Allerdings sind diese Ergebnisse suspekt, da die Koeffizienten der Kosten-Preis-Relation und der Finanzierungsvariablen vermutlich durch Simultanitätseinflüsse verzerrt sind.

Die sich daraus ergebenden Probleme werden in Spalten (4) und (5) näher untersucht. Die Hypothese der Exogenität der beiden potentiell endogenen Variablen wird in Spalte (4) klar zurückgewiesen, während die Validität der zur Verfügung stehenden Instrumente bei einem Test der überidentifizierenden Restriktionen nicht zurückgewiesen wird. In Spalte (5) wird nur die Kosten-Preis-Relation als endogene Variable instrumentiert und die Finanzierungsvariable  $\log(Kredit)$  als exogen betrachtet. In diesem Fall kann die Annahme der Exogenität der letztgenannten Variablen nicht mehr zurückgewiesen werden. Die in Spalte (5) aufgeführten Ergebnisse werden daher im weiteren näher betrachtet.

Die Robustheit der geschätzten Koeffizienten der Faktorvariablen in diesen Spezifikationen ist bemerkenswert. Mit Ausnahme des Effekts der wissenschaftsnahen Informationsquellen, der zwar das erwartete positive Vorzeichen erhält, aber nicht sehr präzise geschätzt ist, sind alle Faktoren bei einem Konfidenzniveau von 2 Prozent signifikant. Die Einbeziehung der Nachfragevariable ergibt ebenfalls einen hochsignifikanten positiven Koeffizienten, der die Hypothese des „Demand Pull“ unterstützt. Bemerkenswert ist auch, daß die ermittelten Vorzeichen mit den Resultaten aus US-amerikanischen Studien übereinstimmen. Beispielsweise haben alle dem Verfasser bekannten Studien, die die FuE-Daten der Federal Trade Commission zusammen mit den Befragungsdaten der sogenannten *Yale Survey* eingesetzt haben, ein negatives Vorzeichen für den Effekt der Zulieferer als Informationsquelle ausgewiesen.<sup>22</sup> Anscheinend ist die von Zulieferern er-

hältliche Information ein Substitut für das von den Unternehmen selbst generierte Knowhow. Cohen und Levinthal (1989) argumentieren, daß dieser Effekt durch die sehr stark auf Kundenwünsche ausgerichteten Forschungsaktivitäten der Zulieferer zustande kommt. Das negative Vorzeichen dieser Variablen ist allerdings auch mit der Hypothese strategischer Spilloverproduktion konsistent (Harhoff 1996b): Zulieferer können die Nachfrage nach ihren Produkten oder die Eintrittsbedingungen in eine Kundenindustrie zu ihren Gunsten beeinflussen, wenn sie für ihre Kunden Spilloverwissen freiwillig produzieren und dadurch die Produktqualität in der Kundenindustrie erhöhen oder die Kosten senken. Wenn das von den Zulieferern generierte Spilloverwissen ein Substitut für das von den Kunden selbst geschaffene Know-how darstellt, sinkt die marginale Produktivität der FuE-Anstrengungen in der Kundenindustrie. Konsistent mit den früheren Ergebnissen aus US-Studien ist auch der positive Effekt von Kunden und Wettbewerbern als Informationsquelle. Der insignifikante Effekt der wissenschaftlichen Informationsquellen mag dahingegen ein Aggregationsproblem widerspiegeln: die in diesem Faktor aggregierten Einzelvariablen können u.U. gegenläufige Effekte aufweisen und sollten in weiteren Studien daher auch als individuelle Informationsquellen berücksichtigt werden.

Ein im Vergleich zu ähnlichen Studien besonders augenfälliges Resultat ist die Signifikanz der Variablen, die die Wirksamkeit von Schutzmechanismen beschreiben. In der Studie von Levin et al. (1987) war die Patentschutzvariable nie signifikant, während der Faktor *Rechtliche Schutzmechanismen* in den hier präsentierten Ergebnissen eine statistisch bedeutsame Rolle spielt. Diese Diskrepanz ist vermutlich darauf zurückzuführen, daß in den US-Studien lediglich die auf Industrieebene aggregierten Befragungsdaten verwendet wurden. Wenn Kosten und Nutzen einer Patentierung aber hoch korreliert sind mit firmenspezifischen Effekten, dann kann die aggregierte Variable u.U. nur geringfügige Erklärungsbeiträge leisten.

Die präferierten Spezifikationen in Spalte (4) und (5) lassen sich heranziehen, um die Konsistenz des Modells mit den vorliegenden Daten zu überprüfen. Die sich aus der Theorie ergebende Restriktion hinsichtlich des Koeffizienten der Kosten-Preis-Relation, d. h. die Hypothese, daß der Koeffizient gleich eins ist, läßt sich nicht zurückweisen. Die Signifikanzniveaus der entsprechenden Teststatistiken betragen  $p=0.23$  in Spalte (5) und  $p=0.78$  in Spalte (4). Man beachte, daß dieses Ergebnis nicht darauf zurückzuführen ist, daß der Test infolge hoher Standardfehler keine Macht hat. Vielmehr ist der Koeffizient der Kosten-Preis-Relation relativ präzise geschätzt worden.

---

<sup>22</sup> Vgl. Levin und Reiss (1988), Levin, Cohen und Mowery (1985a/b), Cohen und Levinthal (1989, 1990).



Tabelle 5

**Schätzung der Innovationsintensitäts-Gleichung**  
(Heteroskedastierobuste Standardabweichungen in Klammern)

Variable	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)	2SLS (5)
$\log(c_i/p_i)$	–	–	0.220 (0.131)	1.665 (0.535)	1.265 (0.390)
$\log(KREDIT)$	–	–	0.060 (0.031)	0.110 (0.139)	0.111 (0.037)
<i>Wissenschaftliche Quellen</i>	0.040 (0.052)	0.039 (0.051)	0.044 (0.050)	0.020 (0.057)	0.042 (0.052)
<i>Wettbewerber und Kunden</i>	0.137 (0.053)	0.092 (0.051)	0.084 (0.050)	0.071 (0.055)	0.062 (0.052)
<i>Zulieferer</i>	-0.084 (0.052)	-0.071 (0.047)	-0.072 (0.048)	-0.051 (0.054)	-0.065 (0.050)
<i>Firmenspezifische Schutzmechanismen</i>	0.175 (0.050)	0.123 (0.047)	0.119 (0.048)	0.112 (0.053)	0.109 (0.050)
<i>Rechtliche Schutzmechanismen</i>	0.056 (0.055)	0.075 (0.053)	0.086 (0.053)	0.124 (0.060)	0.123 (0.056)
<i>Erwartete Nachfrage</i>	0.255 (0.102)	0.104 (0.099)	0.109 (0.099)	0.222 (0.119)	0.166 (0.105)
F-Statistik (d.o.f.) – Industrie- Dummyvariablen	–	6.92* (20,856)	6.62* (20,854)	8.70* (20,854)	6.43* (20,854)
F-Statistik (d.o.f.) – Informationsquellen und Schutzmechanismen	4.62* (5,876)	3.28* (5,856)	3.31* (5,854)	2.75* (5,854)	3.22* (5,854)
Instrumentierte Variablen	keine	keine	keine	$\log(c_i/p_i)$ $\log(KREDIT)$	$\log(c_i/p_i)$
Test der überidentifizierenden Restriktionen ( $\chi^2$ (d.o.f))	–	–	–	23.8 (18)	13.6 (8)
Durbin-Wu- Hausman-Test ( $\chi^2$ (d.o.f))	–	–	–	9.94* (2)	2.51* (1)
S.E.E.	1.460	1.371	1.368	1.503	1.418

Anmerkung: N = 883. Als Instrumente für die Kosten-Preis-Relation werden die folgenden Variablen verwendet:  $\log(\text{Umsatz } 1991)$ ,  $\log(\text{Arbeitsproduktivität } 1991)$ , Industriedummies, Umsatzwachstum 1990/1991, Zahl der Beschäftigten, Nachfrageentwicklung 1990 - 1992, Veränderung der Beschäftigung und Umsätze 1990 - 1992. Zur Identifikation der Finanzierungsvariablen wurden Unternehmensalter (logarithmiert, linearer und quadratischer Term), Rechtsformdummies und Dummyvariablen für die Zahlungsbereitschaft des Unternehmens (Skontonutzung) eingesetzt. Vgl. Harhoff, Stahl und Woywode (1996) für eine Diskussion dieser Variablen. Der Test der überidentifizierenden Restriktionen und der Durbin-Wu-Hausman-Test werden von Davidson und McKinnon (1993, Kap. 7.8 u. 7.9) beschrieben.

\* – signifikante F- oder  $\chi^2$ -Statistik (p=0.05)

Dieses Ergebnis zeigt, daß das einfache Modell sehr wohl in der Lage ist, die FuE-Intensität von Unternehmen in einem Querschnitt sinnvoll zu beschreiben. Überdies scheint die hier gewählte Vorgehensweise, Marktanteile und Preiselastizitäten durch die Kosten-Preis-Relation zu substituieren, berechtigt zu sein. Da sich außerdem keine Anzeichen für eine Endogenität der Finanzierungsvariablen finden lassen, kann die Schätzgleichung also auch in transformierter Form wie in Gleichung (14) mit Hilfe einer einfachen OLS-Regression effizient geschätzt werden. Allerdings ergeben sich nur sehr geringe Verbesserungen hinsichtlich der Standardabweichungen der Koeffizienten, so daß die OLS-Resultate hier nicht separat aufgeführt werden.

Die in Spalte (5) aufgeführten Resultate ändern sich qualitativ auch nicht, wenn die Industriedummyvariablen nicht als Regressoren berücksichtigt werden. Allerdings nimmt der geschätzte Standardfehler erheblich zu (von 1.356 in Spalte (5) auf 1.455). Die entsprechenden Werte des Bestimmtheitsmaßes liegen in Spalte (5) bei 0.21 mit Industriedummies und 0.11 ohne diese Kontrollvariablen. Industriespezifische Aspekte des Innovationsverhalten werden also in erheblichem Umfang von den verwendeten Variablen nicht erfaßt.

Die Ergebnisse der Regressionen, in denen die Innovationsintensität als abhängige Variable verwendet wird, sind in Tabelle 5 zusammengefaßt. Wie im Fall der FuE-Regressionen wird das Oligopolmodell nicht zurückgewiesen – nach geeigneter Instrumentierung in Spalten (4) und (5) hat der Koeffizient der Kosten-Preis-Relation wieder das erwartete Vorzeichen und ist nicht signifikant von eins verschieden. Die Validität der benutzten Instrumentvariablen wird von einem Test der überidentifizierenden Restriktionen nicht in Frage gestellt. Wie in Tabelle 4 ergeben sich aus dem Exogenitätstest für die Finanzierungsvariable keine Hinweise auf eine simultane Bestimmung von Innovationsaktivität und Finanzierungsmodalitäten.

Wie oben bereits erläutert, kann der Vergleich zwischen den Ergebnissen in Tabelle 4 und denen in Tabelle 5 u.U. einen Einblick in Unterschiede zwischen FuE-Tätigkeit im engeren Sinne und der gesamten Innovationsaktivität liefern. Das theoretische Modell kann zwar mit gleicher Berechtigung auf beide Prozesse angewendet werden, aber der Vergleich der Regressionsergebnisse deutet auf wichtige Unterschiede hin. Die Variablen, die die Bedeutung von externen Informationsquellen erfassen, haben in Tabelle 5 generell eine geringere Bedeutung als in Tabelle 4. Rechtlich gestützte Schutzmechanismen spielen für die Bestimmung der gesamten Innovationsaufwendungen ebenfalls eine geringere Rolle als für die Bestimmung der FuE-Intensität. Umgekehrt sind firmenspezifische Schutzmechanismen von größerer Bedeutung im Fall der gesamten Innovationsaufwendungen. Interes-

sant erscheint auch, daß die Finanzierungsvariable in Tabelle 5 generell eine geringere Rolle spielt als in Tabelle 4. Dieses Ergebnis würde dafür sprechen, daß die reinen FuE-Aktivitäten des Unternehmens stärker von Transaktionskosten bei der Fremdfinanzierung betroffen sind als die breiter definierten Innovationsaktivitäten. Aber auch bei diesen Ergebnissen stellt sich der bereits bekannte Effekt ein, daß Industriedummyvariablen einen erheblichen Erklärungsbeitrag leisten. In Tabelle 5, Spalte (5) steigt der geschätzte Standardfehler von 1.418 auf 1.498, wenn die Industriedummies nicht im Modell enthalten sind. Das Bestimmtheitsmaß der Regression fällt in diesem Fall von 0.17 auf 0.09.

## 6. Zusammenfassung und Ausblick auf weitere Arbeiten

Die zentralen Implikationen des aus der Oligopoltheorie hergeleiteten Modells (Endogenität der Kosten-Preis-Relation und ein entsprechender Regressionskoeffizient von eins bei Cournot-Wettbewerb) sind in den empirischen Tests bestätigt worden. Darüber hinaus hat das Modell nützliche Anhaltspunkte zur Charakterisierung von FuE- und Innovationsprozessen geliefert. Die Regressionsresultate und die Unterschiede zwischen den Ergebnissen in Tabellen 4 und 5 lassen sich in stilisierter Form wie folgt zusammenfassen. Innovationsaktivitäten insgesamt sind weniger stark von Finanzierungsbedingungen betroffen als die FuE-Aktivitäten im engeren Sinne. Externe Informationsquellen sind für die Innovationsbestrebungen insgesamt weniger wichtig als für die Bestimmung der FuE-Aktivitäten, vermutlich weil im Anschluß an die FuE-Phase des Innovationsprozesses die wesentlichen Ideen bereits fixiert sind und lediglich an ihrer Ausarbeitung gearbeitet wird. Entscheidend für den Innovationsprozeß im weiteren Sinne sind aber Schutzmechanismen wie Zeitvorsprünge sowie Produkt- und Prozeßkomplexität, die vom Unternehmen in geeigneter Weise gewählt werden können. Für den FuE-Prozeß sind rechtliche Schutzmechanismen (Patente, Copyright-Rechte, Gebrauchsmuster) von größerer Relevanz.

Obwohl die firmenspezifischen Determinanten sich als signifikant herausgestellt haben, weisen die Ergebnisse darauf hin, daß ein nicht unbedeutlicher industriespezifischer Varianzanteil verbleibt. Allerdings wurde auch noch nicht die gesamte Bandbreite der zur Verfügung stehenden Variablen benutzt, um die empirische Implementierung des direkt aus der Oligopoltheorie hergeleiteten Modells nicht zu einer ad-hoc-Spezifikation werden zu lassen. Beispiele für Variablen, die in zukünftigen Arbeiten eingesetzt werden könnten, umfassen u. a. die Ziele, die das Unternehmen mit seinen Innovationsaktivitäten verfolgt. Angesichts der Komplexität unternehmerischer strategischer Optionen (vgl. Milgrom und Roberts 1990) sind

Angaben zu den Zielsetzungen von besonderem Interesse. Allerdings sollten auch diese Variablen nicht *ad hoc*, sondern modellgestützt in die Analyse eingeführt werden, damit eine strukturelle Interpretation möglich ist. Um zu einem Modell zu gelangen, das die Komplexität von mehrstufigen Innovationsprozessen theoretisch abzubilden vermag *und* empirisch implementierbar ist, muß sicherlich noch ein weiter Weg zurückgelegt werden.

## Anhang

### Ergebnisse der Faktoranalysen

Tabelle A.1

#### Faktorladungen – Bedeutung externer Informationsquellen

Informationsquelle	Faktor 1 <i>Wissenschaftliche Quellen</i>	Faktor 2 <i>Wettbewerber und Kunden</i>	Faktor 3 <i>Zulieferer</i>
Zulieferer von Vorprodukten, Materialien, Komponenten	0.0776	0.1232	<b>-0.5889</b>
Zulieferer von Ausrüstungsgütern	0.1532	0.0662	<b>-0.6039</b>
Kunden	0.1542	<b>0.4335</b>	0.0490
Direkte Wettbewerber	0.1900	<b>0.4452</b>	0.0318
Unternehmensberater, Marktforschungsunternehmen, u. a.	<b>0.4704</b>	0.1797	-0.1241
Industriefinanzierte Forschungseinrichtungen	<b>0.6916</b>	0.0492	-0.1115
Universitäten und Fachhochschulen	<b>0.7077</b>	0.0701	-0.0167
Großforschungseinrichtungen und sonstige technisch-wissenschaftliche Institute	<b>0.7863</b>	0.0530	-0.0459
Technologietransferstellen	<b>0.6476</b>	0.1148	-0.1369
Patentschriften	<b>0.4566</b>	0.3060	0.0305
Messen und Ausstellungen	0.0391	<b>0.5649</b>	-0.2303
Fachtagungen und Fachzeitschriften	0.1523	<b>0.4660</b>	-0.2359

Anmerkung: N=1413. Faktorladungen nach Varimax-Rotation. Faktorladungen mit absoluten Werten > 0.4 sind hervorgehoben.

Tabelle A.2

**Faktorladungen – Bedeutung von Schutzmechanismen**

Schutzmechanismus	<i>Firmenspezifische Schutzmechanismen</i>	<i>Rechtliche Schutzmechanismen</i>
Patente	0.0870	<b>0.7420</b>
Gebrauchsmuster, Copyright	0.0139	<b>0.6549</b>
Geheimhaltung	<b>-0.4655</b>	<b>0.4326</b>
Komplexität der Produktgestaltung	<b>-0.5522</b>	0.1867
Zeitlicher Vorsprung in der Vermarktung	<b>-0.4572</b>	0.3359
Langfristige Bindung qualifizierten Personals an das Unternehmen	<b>-0.5549</b>	0.0445
Patente	0.0358	<b>0.8111</b>
Gebrauchsmuster, Copyright	0.0095	<b>0.7693</b>
Geheimhaltung	<b>-0.4004</b>	<b>0.5064</b>
Komplexität der Prozeßgestaltung	<b>-0.6148</b>	0.2915
Zeitlicher Vorsprung in der Vermarktung	<b>-0.6311</b>	0.2940
Langfristige Bindung qualifizierten Personals an das Unternehmen	<b>-0.6580</b>	0.0189

Anmerkung: N = 1413. Faktorladungen nach Varimax-Rotation. Faktorladungen mit absoluten Werten > 0.4 sind hervorgehoben.

**Literatur**

- Börsch-Supan, A.* (1993): Post-Entry Growth Paths of Small Firms, Unveröffentlichtes Manuskript, Universität Mannheim.
- Bresnahan, T.* (1989): Empirical Studies of Industries with Market Power, in: R. Schmalensee und R. Willig (eds.): Handbook of Industrial Organization. Amsterdam: North-Holland, Vol. 2, 1011 - 1057.
- Cohen, W. M. / Levin, R. C.* (1989): Empirical Studies of Innovation and Market Structure, in: R. Schmalensee und R. Willig (eds.): Handbook of Industrial Organization. Amsterdam: North-Holland, Vol. 2, 1060 - 1107.
- Cohen, W. M. / Levinthal, D. A.* (1990): The Implications of Spillovers for R&D Investment and Welfare: A New Perspective, Administrative Science Quarterly, 35, 128 - 152.

- (1989): Innovation and Learning: The Two Faces of R&D, *Economic Journal* 99, 569 - 596.
- Dasgupta, P./Stiglitz, J.* (1980): Industrial Structure and the Nature of Innovative Activity, *Economic Journal* 90, 266 - 293.
- Davidson, R./MacKinnon, J. G.* (1993): Estimation and Inference in Econometrics. New York: Oxford University Press.
- Flaig, G./Stadler, M.* (1994): Success breeds success. The dynamics of the innovation process, *Empirical Economics* 19, 55 - 68.
- Harhoff, D.* (1996a): Financing Constraints for R&D and Investment in German Manufacturing Industries, Unveröffentlichtes Manuskript, NBER Summer Institute, July 1996.
- (1996b). Strategic Spillovers and Incentives for R&D, *Management Science* 42, 907 - 925.
- Harhoff, D./Licht, G.* (1994): Das Mannheimer Innovationspanel, in: U. Hochmuth and J. Wagner (Eds.): Firmenpanelstudien in Deutschland – Konzeptionelle Überlegungen und empirische Analysen. Tübingen: Francke.
- Harhoff, D./Stahl, K./Woywode, M.* (1996): Legal Form, Growth and Exit of West German Firms – Empirical Results for Manufacturing, Construction, Trade and Service Industries. CEPR Discussion Paper No. 1401. Centre for Economic Policy Research, London.
- Henderson, R./Cockburn, I.* (1994): Scale, Scope and Spillovers: The Determinants of Research Productivity in Drug Discovery, NBER Working Paper No. 4466. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.
- Hendrickson, A. E./White, P. O.* (1964): Promax: A quick method for rotation to oblique simple structure, *British Journal of Statistical Psychology* 17, 65 - 70.
- Himmelberg, C. P./Petersen, B. C.* (1994): R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries, *Review of Economics and Statistics* 76, 38 - 51.
- Horst, P.* (1965): Factor Analysis of Data Matrices. New York: Holt, Rinehart, und Winston.
- Kaiser, H. F.* (1958): The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis, *Psychometrika* 23, 187 - 200.
- Kleinknecht, A.* (1987): Measuring R&D in Small Firms: How Much Are We Missing?, *Journal of Industrial Economics* 36, 253 - 256.
- Kline, S. J.* (1985). Research is not a linear process, *Research Management* 28.
- 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.* (1994): On the Dynamics of Process Innovative Activity: An Empirical Investigation Using Panel Data, in: K. H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.): The Explanatory Power of Business Cycle Surveys – Papers Presented at the 21st CIRET Conference Proceedings. Aldershot: Avebury et al.
- Kukuk, M.* (1994): Haben Unternehmen Rationale Erwartungen? Eine Empirische Untersuchung, *ifo Studien* 40, 111 - 126.

- Lach, S. / Schankerman, M.* (1989): Dynamics of R&D and Investment in the Scientific Sector, *Journal of Political Economy* 97, 880 - 904.
- Laisney, F. / Lechner, M. / Pohlmeier, W.* (1992a): Innovation Activity and Firm Heterogeneity: Empirical Evidence from West Germany, *Structural Change and Economic Dynamics* 3, 301 - 320.
- (1992b): Semi-Nonparametric Estimation of Binary Choice Models Using Panel Data: An Application to the Innovative Activity of German Firms, *Recherches Economiques des Louvain* 58, 329 - 343.
- Levin, R. C. / Klevorick, A. / Nelson, R. R. / Winter, S. G.* (1987): Appropriating the Returns from Industrial Research and Development, *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 783 - 820.
- Levin, R. C. / Cohen, W. / Mowery, D. C.* (1985a): Firm Size and R&D Intensity: A Re-examination, *Journal of Industrial Economics* 35, 543 - 665.
- (1985b): R&D Appropriability, Opportunity, and Market Structure: New Evidence on Some Schumpeterian Hypotheses, *American-Economic-Review* 75, 20 - 24.
- Levin, R. / Reiss, P. C.* (1988): Cost-Reducing and Demand-Creating R&D with Spillovers, *RAND Journal of Economics* 19, 538 - 556.
- Meyer-Krahmer, F.* (1984): Recent results in measuring innovation output, *Research Policy*, 13 175 - 182.
- Milgrom, P. / Roberts, J.* (1990): The Economics of Modern Manufacturing: Technology, Strategy, and Organization, *American Economic Review* 80, 511 - 528.
- Mueller, D. C.* (1986): Profits in the long run. New York: Cambridge University Press.
- Neumann, M. / Böbel, I. / Haid, A.* (1985): Domestic Concentration, foreign trade, and economic performance, *Journal of Industrial Organization* 3, 1 - 19.
- OECD (1963): Proposed Standard Practice for Surveys of Research and Development. Directorate for Scientific Affairs, DAS / PD / 62.47. Paris.
- (1992): Proposed Guidelines for Collecting and Interpreting Technological Innovation Data – OSLO Manual. OECD / DG(92)26. Paris.
- (1994): Proposed Standard Practice for Surveys of Research and Experimental Development – Frascati Manual 1993. Paris: OECD.
- Petersen, M. A. / Rajan, R. G.* (1994): The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data, *Journal of Finance* 49, 3 - 37.
- Pohlmeier, W.* (1992): On the Simultaneity of Innovations and Market Structure, *Empirical Economics* 17, 253 - 272.
- Scherer, F. M.* (1983): The Propensity to Patent, *International Journal of Industrial Organization* 1, 107 - 128.
- Schmalensee, R.* (1989). Inter-Industry Studies of Structure and Performance, in: R. Schmalensee und R. Willig (eds.): *Handbook of Industrial Organization*. Amsterdam: North-Holland, Vol. 2, 951 - 1009.
- Scott, J. T.* (1984): Firm versus Industry Variability in R&D Intensity, in Zvi Griliches (ed.): *R&D, Patents, and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 233 - 248.
- Trajtenberg, M.* (1990): *Economic Analysis of Product Innovation – The Case of CT Scanners*. Cambridge: Harvard University Press. .

von Hippel, E. (1982): Appropriability of Innovation Benefit as a Predictor of the Source of Innovation, *Research Policy* 11, 95 - 195.

– (1988): *The Sources of Innovation*. New York: Oxford University Press.

### Zusammenfassung

In diesem Beitrag wird ein Oligopolmodell der Innovationsaktivität entwickelt und mit Daten aus dem Mannheimer Innovationspanel geschätzt. Das Modell erlaubt es, bei der empirischen Umsetzung auf die Verwendung von Marktanteilsdaten und Nachfrageelastizitäten zu verzichten, die typischerweise nur annähernd ermittelt werden können und eine wichtige Quelle von Fehlspezifikationen darstellen. Die Regressionsergebnisse zeigen auf, daß der Zugang zu Informationsquellen eine wichtige Determinante der FuE-Aktivitäten darstellt. Endogene Schutzmechanismen wie Zeitvorsprünge, Komplexität des Produktdesigns, etc. bestimmen insbesondere den Umfang der gesamten Innovationsaufwendungen, aber weniger den der FuE-Aufwendungen. Sofern rechtliche Schutzmechanismen (z. B. Patente) effektiv eingesetzt werden können, wirken sie sich positiv auf die FuE-Tätigkeit aus. Firmenspezifische Finanzierungsbedingungen beeinflussen ebenfalls die Innovationsaktivität des Unternehmens. Spezifikationstests, die sich aus dem theoretischen Modell ableiten lassen, führen nicht zu einer Zurückweisung der Validität des Modells.

### Abstract

The paper develops an oligopoly model of innovation and applies it to data from the Mannheim Innovation Panel. The model circumvents the need for market share and price elasticity data which typically can only be determined with measurement error and are therefore a major source of misspecification. The regression results suggest that access to sources of information is an important determinant for the firm's R&D activity. Endogenous protection mechanisms such as lead time, design complexity, etc. are important determinants of overall innovation expenditures, but not for R&D specifically. If legal protection mechanisms (such as patents) are effective, they exert a positive effect on R&D spending. Firm-specific financing conditions also affect the innovation activity of the firm. Specification tests derived from the theoretical model do not lead to a rejection of the validity of the empirical model.

*JEL-Klassifikation: L13, O31, O34, O52*