EIN BETRIEBSÖKONOMETRISCHES MODELL FÜR DIE UNTERNEHMENSPLANUNG

Hannes ENTHOFER

Forschungsbericht/
Research Memorandum No. 193

November 1983

Die in diesem Forschungsbericht getroffenen Aussagen liegen im Verantwortungsbereich des Autors und sollen daher nicht als Aussagen des Instituts für Höhere Studien wiedergegeben werden.

V O R W O R T

Diese Arbeit entstand aus einer Dissertation, die ich am Institut für Statistik der Universität Innsbruck (Betreuer: Univ.Prof.Dr.Gerhard Marinell) verfaßte. Wesentliche Anregungen und Unterstützung bekam ich am Institut für Höhere Studien: Als Institutsprojekt mit der Firma Mobil entstanden die Grundlagen als empirischer Teil des vorliegenden Forschungsberichts. Ich möchte allen meinen Kollegen, insbesondere in den Abteilungen Betriebswirtschaft & OR, Mathematische Methoden & Computerverfahren sowie Ökonomie dafür herzlich danken.

Das Ziel der Arbeit ist die Anwendung ökonometrischer Verfahren für betriebliche Zwecke. In diesem Zusammenhang wird hier von Betriebsökonometrie gesprochen. Besonders die Einbeziehung des Managements in den Modellbauprozeß und die Entwicklung einer Schätzstrategie, die auch Nichtexperten die Möglichkeit gibt, gute Modelle zu bauen, sollen Wege aufzeigen, quantitative Methoden stärker und gewinnbringend in unseren Unternehmen zu verwurzeln.

Wien im Oktober 1983

Hannes Enthofer

A B S T R A C T

Sowohl für die langfristige, als auch für die strategische Planung benötigen die Unternehmen Indikatoren zur Beurteilung ihrer Umwelt.

Das Modell, das in dieser Arbeit präsentiert wird, verbindet die Erfahrung des Managements mit statistischen Methoden. Damit wird ein Hilfsmittel für die Unternehmensplanung geschaffen, das die für den Unternehmenserfolg relevanten Umweltfaktoren erkennen hilft, sowie deren Bedeutung evaluiert. Durch Sensitivitätsanalysen und "Was wäre, wenn?-Fragen" wird dem Management ein Gefühl für die Dynamik seines Marktes möglich.

Besonders in der Prozeß der Formulierung von Hypothesen, die die Zusammenhänge Umwelt-Unternehmen zum Ziel haben, wird das Management intensiv eingebunden. Anschließend wird mit einer Schätzstrategie ein Modell des Marktes erstellt. Die Entwicklung der Schätzstrategie, die es auch Nicht-Statistik-Experten erlaubt, ökonometrische Methoden sinnvoll anzuwenden, stellt einen wesentlichen Bestandteil dieser Arbeit dar.

For long-range and strategic planning activities enterprises have to rely on indicators, which they think might influence their performance. In most cases management relies upon their experience and upon what they feel to be important.

The model presented here, combines the management's experience with econometric statistical methods:

After the formulation of the links between a market's volume and its enonomic environment - a process where scientists and management work closely together - the necessary data are collected. By a regression strategy a model of the market is built. Setting up this regression-strategy, which allows management-people to use econometric methods reasonabely, represents a major part of this research work.

The model being worked out enables management to know the relevant indicators that influence their market and to know the importance of each indicator. By sensitivity analyses and "What-if?-Questions" an insight into the dynamics of the market can be gained.

INHALTSVERZEICHNIS

TEIL I: DAS KONZEPT DER "QUANTIFIZIERTEN ERFAHRUNG" 1

1. Statistik zur Unterstützung der Unternehmensplanung 1
2. Der Untersuchungsschwerpunkt 5
3. Das Forschungskonzept 7
4. Grenzen eines betriebsökonometrischen Modells 17
5. Vorteile des Konzepts 19

TEIL II: DIE MULTIVARIATE LINEARE REGRESSIONSANALYSE 26

1 Das theoretische Regressionsmodell 28
2 Das praktische Regressionsmodell 35
2.1 Voraussetzung "Funktionaler Zusammenhang" 37
2.2 Voraussetzung "Linearität" 38
2.3 Voraussetzung "Vollständigkeit" 41
2.4 Voraussetzung "Entsprechende Daten" 44
2.5 Die "Sechs Annahmen" 49
3 Die Anwendung des Modells 60
3.1 Das inhaltliche Modell 60
3.2 Prognosen 63
4 Das Schätzen eines Regressionsmodells 65

4.1 Kriterien und Tests für die Aufnahme von Regressoren 66
4.2 Tests für einige Annahmen des theoretischen Regressionsmodells 73
4.3 Tests auf die richtige Spezifikation des Modells 77
4.4 Eine umfassende Schätzstrategie 85
5 Erweiterungsmöglichkeiten des klassischen Regressionsansatzes 90
5.1 Das Bayes Modell 92
5.2 Das Wald Modell 96

TEIL III. EIN BENZINNACHFRAGEMODELL 106
1 Das empirische Beispiel 106
2 Das verbale Benzinnachfragemodell 111
2.1 Verbraucher 113
2.2 Konjunktur 122
2.3 Substitution 128
3 Modellbau 136
4 Das Ergebnis 155
5 Modellanwendung 158
6 Qualitative Interpretation 172
7 Modellpflege 175

TEIL IV. DAS MODELL ALS BAUSTEIN EINES CORPORATE MODELS 180

LITERATURVERZEICHNIS 188
ZAHLENANHANG 203

HÄUFIG BENUTZTE SYMBOLE

I	Einheitsmatrix
cov	Kovarianzmatrix
E	Erwartungswert
X	$\begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{T1} & \cdots & x_{Tk} \end{pmatrix}$ Matrix der exogenen Beobachtungswerte
x_j	j-te exogene oder beeinflussende Variable (wobei j=1.....k)
x_t	Beobachtungswert einer Exogenen zum Zeitpunkt t (wobei t=1....T)
y, y_t	endogene, beeinflußte oder abhängige Variable bzw. deren Beobachtungswert zum Zeitpunkt t
ß	$\begin{pmatrix} ß_0 \\ \vdots \\ ß_k \end{pmatrix}$ Regressionskoeffizientenvektor ($ß_0$: absolutes Glied
u	$\begin{pmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_T \end{pmatrix}$ Vektor der Störvariablen (t=1...T)
σ^2	Störvarianz
ρ_t	Autokorrelationskoeffizient
$\hat{y}_t$	Kleinst Quadrate Schätzung von y_t
$\hat{ß}$	geschätzte Regressionskoeffizienten
$\hat{u}$	Kleinst-Quadrate Residuen
$\tilde{u}$	rekursive Residuen
$\hat{\sigma}^2$	Residualvarianz
$\hat{\rho}_t$	geschätzter Autokorrelationskoeffizient
$ß_o$	Regressionskoeffizienten der apriori Verteilung
σ_o^2	Varianz der apriori Verteilung
θ_i	Parameter
δ	bestimmtes statistisches Verfahren

TEIL I: DAS KONZEPT DER QUANTIFIZIERTEN ERFAHRUNG

1 STATISTIK ZUR UNTERSTÜTZUNG DER UNTERNEHMENSPLANUNG

Im jüngsten Gutachten zu den Perspektiven der Österreichischen Industrie vermutet Helmut Kramer "...daß organisatorische Innovationen, etwa Bedarfsanalyse für neue Produkte, Markterschließung, Kundenbetreuung, ja selbst die Einführung moderner Methoden des Managements, des Rechnungswesens und der EDV-Verarbeitung in Österreich einen ... nicht unerheblichen Rückstand aufweisen" (KRAMER 1982, S17) . Belegt wird diese These unter anderem durch eine sich kontinuierlich verschlechternde Ertragslage (vgl.HAHN 1982, S631f). Auch die rapide steigende Anzahl von Firmenzusammenbrüchen (1698 Ausgeiche oder Konkurse im Jahr 1982; das ist +16% gegenüber 1981) unterstützt diese Aussage (vgl. KREDITSCHUTZ-VERBAND 1983).

Die meisten der oben zitierten Mängel stehen in engem Zusammenhang mit der Unternehmensplanung. "Von Planung des Unternehmensgeschehens sprechen wir dann, wenn der Entscheidung ein gedanklicher Ordnungsprozeß vorausgegangen ist. Unternehmensplanung bedeutet vernunftsgemäße, rationale Unternehmenspolitik". Und: "Unternehmenspolitik umfaßt alle Entscheidungen, durch die das Unternehmensgeschehen gelenkt wird." (SCHNEIDER 1980, S25).

Daß so viele Unternehmen in Schwierigkeiten gekommen sind wird jedoch vielfach als Argument gegen die Planung gewertet: "Es kommt sowieso alles anders als geplant", heißt es dann.

Da mit dieser Einstellung Schwierigkeiten kaum bewältigt werden können, wird in dieser Arbeit ein Modell entwickelt, das eine bessere Planung möglich machen soll. Denn die Wachtürme unserer Burgen wurden wegen schneller anrückender Feinde auch nicht abgerissen. Sie wurden vielmehr höher gebaut.

Grundlage für den Bau des Modells dieser Arbeit ist die Statistik. Oft wird auf die bescheidenen Erfolge quantitativer Methoden in den Wirtschaftswissenschaften hingewiesen. Es wird auch behauptet, daß in einem System, in dem der lernende Mensch die Ursache komplexer Veränderungen ist, die Grenzen formaler Methoden erreicht sind. Morgenstern allerdings meint, daß es unmöglich ist "...irgendwelche Grenzen für die Anwendung der Mathematik festzustellen." (MORGENSTERN 1966, S43). Allerdings schränkt er ein, "...daß man vielleicht eine völlig neue Mathematik finden muß, um sich mit den vielgestaltigen wirtschaftlichen Problemen auseinanderzusetzen." (MORGENSTERN 1966, S23)

Das hohe Entwicklungsstadium axiomatischer Formulierungen haben die Formalwissenschaften in der Betriebswirtschaft noch nicht erreicht. Es ist m.E. kaum sinnvoll, den Fortschritt im Optimieren geschlossener Modelle zu suchen. Ackoffs Hauptargument gegen Optimierungsmodelle ist, daß deren Lösungen sehr kurzlebig sind, und daß die Gültigkeit von solchen Problemlösungen immer kürzer wird, ja teilweise sogar negativ ist

(vgl.ACKOFF 1979, S93f). Ein erfolgreiches Hilfsmittel für betriebswirtschaftliche Probleme ist die Statistik jedoch dann, wenn es ihr gelingt, Modelle anzubieten, die den Manager im Entscheidungsprozess unterstützen. Man versucht also nicht mehr die gesamte Umwelt zu formalisieren und damit dem Manager die gesamte Entscheidung abzunehmen, sondern man baut Modelle, die die Umwelt für den Entscheidenden leichter durchdringbar macht (vgl.TOBIN/RAPLEY/TEATHER 1980, S279f).

Die statistischen Verfahren, mit denen in dieser Arbeit ein Ausschnitt der betrieblichen Realität beschrieben werden soll, sind die der Regressionsanalyse. Im Falle ökonomisch bedeutsamer Urbilder werden sie Ökonometrie genannt (vgl. ZSCHOCKE 1974, S11). **Betriebsökonometrie** ist eine weitere Eingrenzung des Anwendungsbereiches der Regressionsanalyse. Menges versteht darunter die Auswertung von Daten bei der Behandlung quantitativer Erscheinungen des Betriebes (vgl.MENGES 1958, S299). Etwas enger wird in der vorliegenden Arbeit Betriebsökonometrie als die Anwendung der Regression zur Analyse und Beschreibung von betriebsindividuellen Problemen verstanden.

2. DER UNTERSUCHUNGSSCHWERPUNKT

ÖSTERREICH: Eine Studie des Wirtschaftsforschungsinstitutes ergab, daß ca. 70% aller österreichischen Betriebe volkswirtschaftliche Größen als wichtige Informationen für ihre Planung halten (vgl.AIGINGER 1980, S403f).

DEUTSCHLAND: Bei einer Umfrage, die die 250 größten Unternehmen des Landes erfaßte, wurde festgestellt, daß es eine ganze Reihe von Größen gibt, die als gute Frühwarnindikatoren eingeschätzt werden (vgl.HAHN, KLAUSMANN 1979, S63f).

VEREINIGTE STAATEN: Professor Naylor, Experte auf dem Gebiet der computergestützten Unternehmensplanung beklagt, daß es keine verlässlichen Quellen gibt, die die besten gesamtwirtschaftlichen Frühwarnindikatoren für einzelne Branchen beschreiben (vgl.NAYLOR 1979, S118).

Daraus ergibt sich der folgende Schluß:

Es gibt Umweltdaten, die wichtige Indikatoren für die zukünftige Entwicklung von Unternehmen bzw. Branchen darstellen. Allerdings herrscht einmal Unsicherheit darüber, welche Einflußfaktoren relevant sind, und überhaupt unbekannt ist das genaue Gewicht der einzelnen Einflußgrößen.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist es nun, ein Modell zu entwickeln und anzuwenden, mit dem folgende Fragen beantwortet werden können:

* Welches sind die wichtigsten Faktoren für den Erfolg eines Unternehmens oder einer Branche?
* Welches Gewicht haben die einzelnen Einflußfaktoren?

Als Unternehmens- bzw. Branchenerfolg wird hier die nachgefragte Menge definiert. Für den Unternehmenserfolg wäre auch der Marktanteil als Meßgröße denkbar. Andere Maßstäbe wie Gewinn oder Umsatz hängen zusätzlich von Größen ab, die hier nicht untersucht werden sollen (beispielsweise Bewertungsregeln, oder Erlösschmälerungen).

Besonderes Augenmerk wird auf die Indikatorfunktion volkswirtschaftlicher Größen gelegt. Neben der Tatsache, daß sich die Unternehmen oft selbst an volkswirtschaftlichen Entwicklungen orientieren (siehe oben)

* ist die wirtschaftliche Umwelt der direkte Bezugsrahmen jedes Unternehmens,
* werden volkswirtschaftliche Daten institutionell erhoben,
* wird die Entwicklung volkswirtschaftlicher Größen von professionellen Instituten mit wissenschaftlichen Methoden vorauszusagen versucht.

3. DAS FORSCHUNGSKONZEPT

Um kritische Umweltfaktoren auszuwählen und zu evaluieren gibt es prinzipiell zwei Möglichkeiten:

EMPIRISCHE ERHEBUNG: Jeder Brancheninsider hat ein "Gefühl" für die Zusammenhänge auf seinem Gebiet. Mit Befragungsmethoden kann nun ein Durchschnitt aus den subjektiven Erfahrungen von Führungskräften gewonnen werden. Daß sich viele Leute weniger irren als ein Einzelner ist allerdings nicht sicher.

ANALYTISCHE METHODEN: Mit einem multivariaten Verfahren wie der Regressionsanalyse kann die Marktentwicklung mit Hilfe von erklärenden Variablen geschätzt werden. Allerdings gibt es keine eindeutige Modellbaumethodologie, die angibt, wie die erklärenden Variablen und die funktionale Form ihres Einflusses auf die Marktentwicklung erarbeitet werden können (vgl. JENKINS 1979, S131).

Mit dem Konzept der "Quantifizierten Erfahrung" wird nun versucht, die subjektiven Erfahrungen des Managements mit Hilfe analytischer Methoden zu einem formalen Modell für die Unternehmensplanung zu verarbeiten: In Präsentationen und Diskussionsrunden werden alle Ideen und Hypothesen über das Zusammenwirken von erklärenden Variablen und der Marktvolumsentwicklung erarbeitet. Die Gesamtheit der Hypothesen, die die Erfahrung des Mangements beinhalten, ergeben ein verbales Marktmodell. Nun kann mit Hilfe der Regressionsanalyse ein

formales Modell, das die wichtigsten Einflußgrößen enthält und evaluiert, geschätzt werden. Neben der Formulierung des verbalen Modells wird mit der Einbeziehung des Managements ein zweites wesentliches Ziel verfolgt: Das Modell soll auch angewandt werden. Nur wenn sich die zukünftigen Anwender im Unternehmen mit dem Modell identifizieren, nur wenn sich diese Leute nicht durch die Statistik "überrollt" und bevormundet sehen, werden sie mit dem Modell arbeiten. Und ohne Akzeptanz im Unternehmen hat das exakteste und beste Planungsmodell keinen Sinn. Allen Beteiligten begreifbar zu machen, wozu das Modell da ist, das Management in die Arbeit des Modellbaus miteinzubeziehen sowie die ständige Diskussion von Zwischenergebnissen ist deshalb unbedingte Voraussetzung, daß ein statistisches Modell wirklich erfolgreich ist.

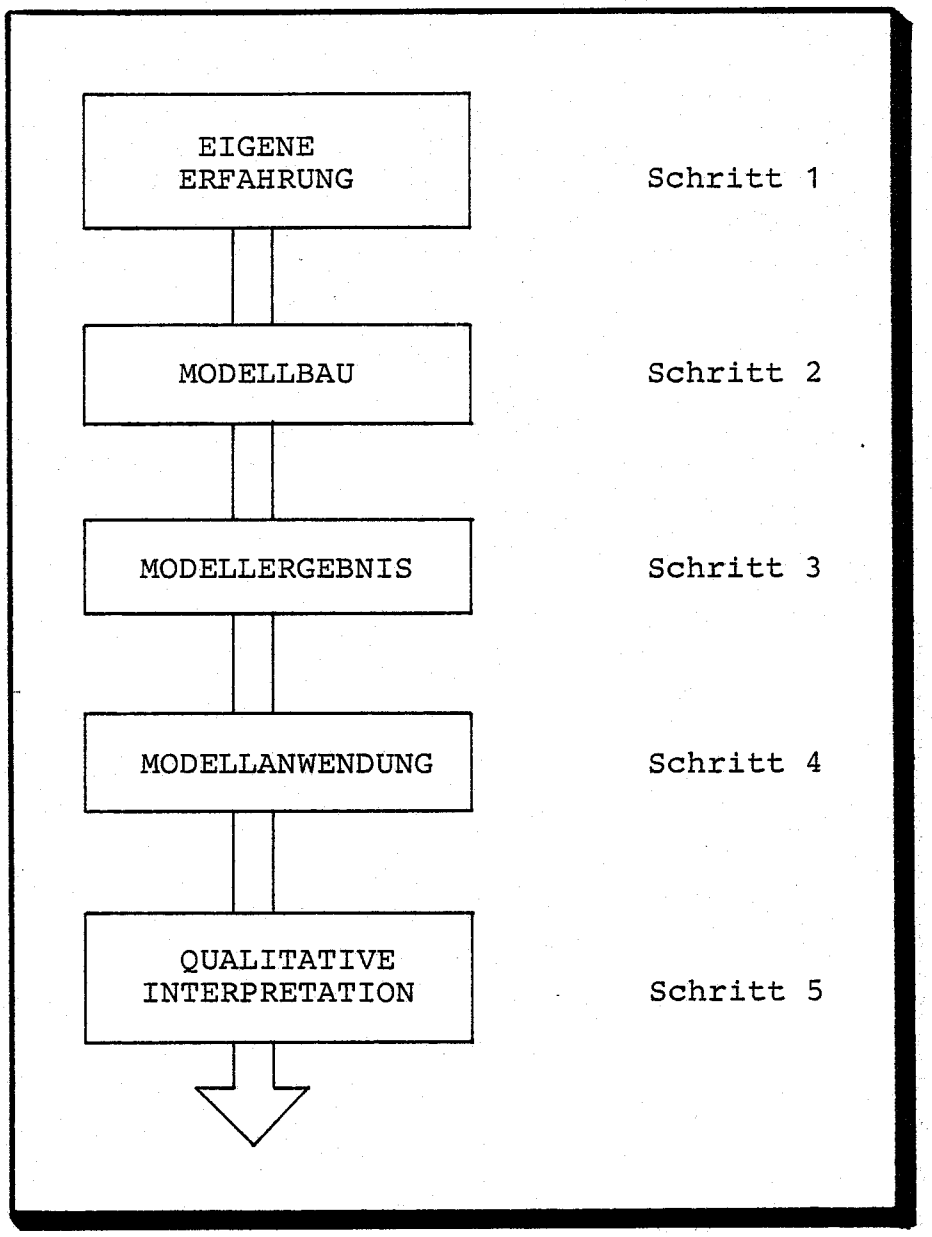


Abb.1: Das Konzept der "Quantifizierten Erfahrung

SCHRITT 1: Hier soll mit den Erfahrungen des Managements ein verbales Modell erstellt werden, das die Zusammenhänge zwischen Marktvolumen und den beeinflussenden Größen beschreibt. Folgende Fragen helfen dabei:

FRAGEN ZUM BAU EINES NACHFRAGEMODELLS

1. Branchenkenntnis
   a) Beschreiben Sie die Abnehmerstruktur.
   b) Was sind die Kaufmotive?
   c) Wo liegen Substitutionsmöglichkeiten?
   d) Gibt es in der Nachfragestruktur während der letzten 15 Jahre Änderungen?

2. Gewünschte Daten
   a) Eine Zeitreihe für die Nachfragedaten (in Mengeneinheiten) des zu erklärenden Produktes bzw. der zu erklärenden Produktgruppe. Die Zeitreihen sollten möglichst lang und möglichst detailliert sein (sehr gut wären Quartalsdaten für 15 Jahre).
   b) Soweit Sie darüber verfügen: Jeweils eine Zeitreihe (gleich lang und gleich detailliert wie für 2.a) für alle Größen, die in Ihren Hypothesen vorkommen (vgl. dazu Punkt 3.a). Bei Hypothesen, für die Sie keine Daten besitzen, ist ein Hinweis auf mögliche Quellen sehr wertvoll.

3. Hypothesen
   a) Hypothesen, die nach Ihrer Erfahrung die Ursache für den Absatz des zu erklärenden Produktes (der zu erklärenden Produktgruppe) beinhalten. Dabei sollte auch die Richtung und, wenn möglich, die vermutete Stärke des Zusammenhanges angegeben werden.
   b) Vermutungen über die zukünftige Entwicklung des Marktes: Änderungen in der Verbraucher- und Motivationsstruktur, neue Substitutionsgüter.

Abb.2: Interviewleitfaden zum Bau eines Nachfragemodells

In Abbildung 3 fällt auf, daß schon in einer der ersten Fragen die Datenverfügbarkeit erhoben wird. Beim Befragten werden dadurch Überlegungen in Richtung "Wie könnten die Daten zu meinen Überlegungen theoretisch erhoben werden?", herausgefordert. Damit müssen die Hypothesen stärker durchdacht werden. Zusätzlich erhöht sich die Anstrengung quantifizierbare Hypothesen zu finden.

Fragenblock 1 in obiger Abbildung hilft dem Befragten das breite Feld möglicher Einflußfaktoren zu strukturieren. Damit soll eine größere Vollständigkeit der Hypothesen erreicht werden. Nachdem der Modellbauer die Hypothesen des Managements durch eigene Überlegungen, sowie durch Hypothesen, die sich aus Studien oder Zeitschriftenartikeln ableiten lassen, vervollständigt hat, wird das Ergebnis allen Beteiligten präsentiert. In der daraus folgenden Diskussion ergibt sich die Möglichkeit, die Annahmensammlung zu vergrößern und zu verbessern.

Da das Management, geführt durch den Modellbauer, das verbale Marktmodell selbst erstellt, besteht eine große Chance, daß sich die zukünftigen Anwender auch mit dem quantitativen Modell identifizieren.

Nach einem letzten Versuch die Datensammlung zu vervollständigen, müssen für die wichtigsten Hypothesen Daten vorhanden sein, um zum Modellbau übergehen zu können.

SCHRITT 2: Dieser Teil des Konzepts stellt das eigentliche "Herz" der vorliegenden Arbeit dar: Mit ökonometrischen Verfahren wird ein quantitatives Modell erstellt.

Es muß darauf hingewiesen werden, daß es keine eindeutige Vorgehensweise gibt, die die "besten Ergebnisse" liefert. Vielmehr muß der Fachmann oft zwischen formalen statistischen und inhaltlichen Kriterien abwägen. Dieser Vorgang wird in Teil II.4 dieser Arbeit in einer konsistenten Schätzstrategie zusammengefaßt. Nachdem eine Schätzgleichung, die sowohl den formalen als auch den, durch das verbale Modell erarbeiteten inhaltlichen Ansprüchen genügt, gefunden wurde, wird eine ex-post Prognose durchgeführt. Erklärt das Modell die Nachfrage der Vergangenheit zufriedenstellend - meist wird der durchschnittliche quadratische Fehler oder die Wurzel daraus als Maßstab verwendet (vgl.THURY 1970, S5f) - so sind die Berechnungen abgeschlossen. Sind die Abweichungen zu groß, so muß untersucht werden, ob das Fehlen wichtiger Einflußfaktoren oder ob statistische Unzulänglichkeiten dafür verantwortlich sind. Auf jeden Fall muß das Modell neu geschätzt werden.

SCHRITT 3: Nachdem aus den Hypothesen statistisch signifikante Größen ausgewählt wurden, ist die Kenntnis der für die Nachfrage relevanten Faktoren erstes Ergebnis der Berechnungen. Außerdem wird als Resultat auch das Gewicht der einzelnen Einflußgrößen bekannt werden. Damit weiß der Unternehmer, welche Faktoren er am meisten beachten muß und welche Größen er am ehesten zu beeinflussen versuchen muß.

SCHRITT 4: Ein kausales Modell, wie es in Schritt 1 - 3 entwickelt wurde, macht die Zusammenhänge in einem bestimmten Markt transparent. Außerdem steht eine konsistente Gleichung zur Verfügung. Damit kann eine Fülle von Fragen, die nötig sind, um gute Marktpotentialprognosen zu erarbeiten und damit richtige Entscheidungen treffen zu können, beantwortet werden.

Einmal können Fragen zur Sensitivität, wie das Marktvolumen auf die Veränderung bestimmter Faktoren reagiert, beantwortet werden. Ein Beispiel wäre: "Was bedeutet eine 1%ige Preissteigerung für meinen Absatz?" Mit derselben Art von "What if" Fragestellungen können Szenarien errechnet werden. Will man die Entwicklung des Marktvolumens prognostizieren, so müssen Annahmen für die beeinflussenden Größen getroffen werden. Da aber auch die Annahmen unsicher sind, können Szenarien mit unterschiedlichen Annahmen, wie beispielsweise je einem Satz optimistischer, wahrscheinlicher und pessimistischer errechnet werden. Das schafft die Grundlage für Alternativen in der Unternehmensplanung.

Weiter oben wurde auf die Bedeutung volkswirtschaftlicher Prognosen hingewiesen. Nachdem man mit dem Ergebnis aus Schritt 3 weiß, welche volkswirtschaftlichen Größen das Marktvolumen beeinflussen, kann man sich nun die Frage stellen, wie sich unterschiedliche Wirtschaftsprognosen auswirken. Für Österreich gibt es Prognosen des Instituts für Höhere Studien, des Wirtschaftsforschungsinstitutes und der OECD. In anderen Ländern sind oft privatwirtschaftliche Institute daran interessiert, die besten Prognoseergebnisse zu erzielen.

Noch eine weitere Anwendungsmöglichkeit eines Nachfragemodells sei erwähnt: Liegt auf Grund von Erfahrungen oder anderer Quellen bereits eine Absatzprognose vor, so kann durch einfache Umformung der Modellgleichung folgende Frage gestellt werden: "Wie sieht die Umwelt aus, wenn diese Absatzschätzung stimmt?" An der Plausibilität und Konsistenz der Ergebnisse kann die Qualität der Absatzprognose ermessen werden.

Einschränkend soll erwähnt werden, daß nur mit aufwendigen mathematischen Verfahren (Blockrekursion) eine realitätsgerechte Veränderung aller Umweltfaktoren gleichzeitig möglich ist. In der vorliegenden Arbeit wird die Auswirkung einer bestimmten Absatzprognose auf einzelne Umweltgrößen hintereinander berechnet. Das ist besonders dann sinnvoll, wenn die Annahmen für einzelne Einflußfaktoren relativ sicher, die Annahmen für andere Größen dagegen unsicher sind.

Mit der oben beschriebenen Methode, die Rückwärtsrechnung, die auch goal-seeking genannt wird, kann bei sehr unsicheren Erwartungen über die Umweltentwicklung beispielhaft auch folgende Frage beantwortet werden: "Wie sieht die Umwelt aus, wenn die Marktentwicklung für das Unternehmen kritisch wird?" Und anschließend: "Sind diese Umweltbedingungen wahrscheinlich?"

Diese und ähnliche Fragestellungen sollen dazu beitragen, daß bessere Absatzschätzungen gemacht werden können. Vor allem die einfache und konsistente Errechnung von Szenarios kann da-

zu beitragen, daß ein Unternehmen auf Umweltveränderungen schneller reagieren kann.

SCHRITT 5: Will die Nachfrage nach einem bestimmten Gut mit der Regressionsanalyse geschätzt werden, so müssen die wichtigsten Erklärungsgrößen gemessen und in das Modell aufgenommen werden können. Naturgemäß kann ein statistisches Modell auch nur das Nachfrageverhalten der Vergangenheit erklären.

Soll nun ein Nachfragemodell, wie es in Teil III der vorliegenden Arbeit entwickelt wird, die Grundlage für marktgerichtete Unternehmensentscheidungen sein, so müssen die Resultate auch für die Zukunft Aussagekraft besitzen. Bei den Fragen, die bei der Modellanwendung in Schritt 4 beantwortet wurden, mußte unterstellt werden, daß die Hypothesen über die Marktzusammenhänge auch noch in der Zukunft gelten. Schritt 5 fordert nun trotz eines quantitativen Modells, daß der vergangenheitsorientierte Denkrahmen verlassen wird. Welche Entwicklungen beginnen gerade auf die Nachfrage zu wirken? Welche soziologischen, technologischen oder politischen Ereignisse könnten eintreten und welchen Einfluß werden sie auf den Absatz haben?

Diese Fragen können mit einem quantitativen Modell nicht beantwortet werden. Aber das Modell liefert vorläufige Ergebnisse, die unter den neuen Gesichtspunkten relativiert werden sollen. Man hat also die Vergangenheit im Griff und kann sich mit der Zukunft und ihren Auswirkungen beschäftigen. Über-

spitzt ausgedrückt mußte ohne Modell zu einer "eher schlechten Nachfrageentwicklung" ein "nachfragestimulierendes Umweltbewußtsein" hinzugezählt werden. Mit dem hier vorgeschlagenen Modell kann nun eine Zahl unter dem qualitativen Gesichtspunkt "Umweltbewußtsein" relativiert werden.

4. GRENZEN BETRIEBSÖKONOMETRISCHER MODELLE

Bisher wurde immer von Branchen- oder Unternehmensmodellen gesprochen. Damit waren Planungsmodelle, die entweder die nationale Nachfrage oder die unternehmensindividuelle Nachfrage nach einem Produkt oder einer Produktgruppe erklären, gemeint. Von der Logik sind beide Arten von Modellen gleich: Einerseits bestimmen vom Unternehmen unbeeinflußbare Größen (wie Wirtschaftswachstum, Zinsen aber auch die Preise der Konkurrenz oder von Substitutionsgütern) die Nachfrage. Andererseits können gewisse Einflußgrößen vom Unternehmen gesteuert werden (die Werbeausgaben oder teilweise der Preis). Die Hauptschwierigkeit von Modellen, mit denen einzelne Unternehmen die Nachfrage nach ihren Produkten und/oder ihren Marktanteil bestimmen, liegen in der Datenbeschaffung. Als Beispiel seien die Werbeausgaben der Konkurrenz genannt.

Ökonometrische Modelle können keine Auskunft darüber geben, wie radikale Änderungen wirken. Will ein Konsumgüterproduzent seine Werbung total streichen, so können die Auswirkungen dieser Maßnahme auch von einem ökonometrischen Modell nicht simuliert werden.

Auch nicht jede Art der Nachfragestruktur läßt sich mit dem hier vorgestellten Konzept modellieren. Der Kundenkreis muß breitgestreut und ausreichend groß sein. Ist entweder das Produkt zu groß und zu teuer (Bsp. Kraftwerke), oder das Unternehmen oder die Branche zu klein und somit von wenigen Kunden abhängig (beispielsweise ein kleiner Bäcker, neben dem

ein 1000-Parteien Wohnhaus gebaut wird oder die Heizöl-Schwer Nach-frage in Österreich, die beinahe zu einem Drittel von 11 kalorischen Kraftwerken abhängig ist), so werden wichtige, vom Modell nicht erfaßbare Ereignisse, ein quantitatives Nachfragemodell nicht sinnvoll erscheinen lassen.

5. VORTEILE DES KONZEPTS

Jeder Verantwortliche im Unternehmen hat Erfahrungen, mit denen er die Nachfrage nach seinen Produkten begründet. In einigen Unternehmen werden diese Einflußgrößen schriftlich festgehalten und ihre Entwicklung beobachtet. Teilweise werden diese Erfahrungen nicht explizit niedergeschrieben. Auf jeden Fall fließen diese Größen und ihre Entwicklung als Planungsannahmen in die marktgerichteten Enscheidungen jedes Unternehmens ein. Die Informationsverarbeitung ist dabei ein intuitiver Prozeß, bei dem man nicht sicher weiß, ob Einflußgrößen vergessen wurden, oder ob die vorhandenen wirklich als Indikator der Geschäftsentwicklung dienen. Auch wenn man sich recht sicher ist, daß der Preis die Nachfrage beeinflußt, so wird der Vorschlag, den Preis um 10% zu erhöhen, bei Befürwortern und Gegnern einen Glaubenskrieg auslösen: Denn zu wissen, wie stark der Umsatz auf eine Preiserhöhung in der Vergangenheit reagiert hat, wäre Voraussetzung für eine sachliche Diskussion darüber, was eine solche Maßnahme in der Zukunft bewirken kann.

Die Vorteile eines betriebsökonometrischen Nachfragemodells sollen in ihrer Wirkung auf die Elemente des **7-S Rahmens** der Unternehmensorganisation nach McKinsey dargestellt werden (vgl.zum folgenden WATERMAN, PETERS, PHILIPS, 1980, S17f).

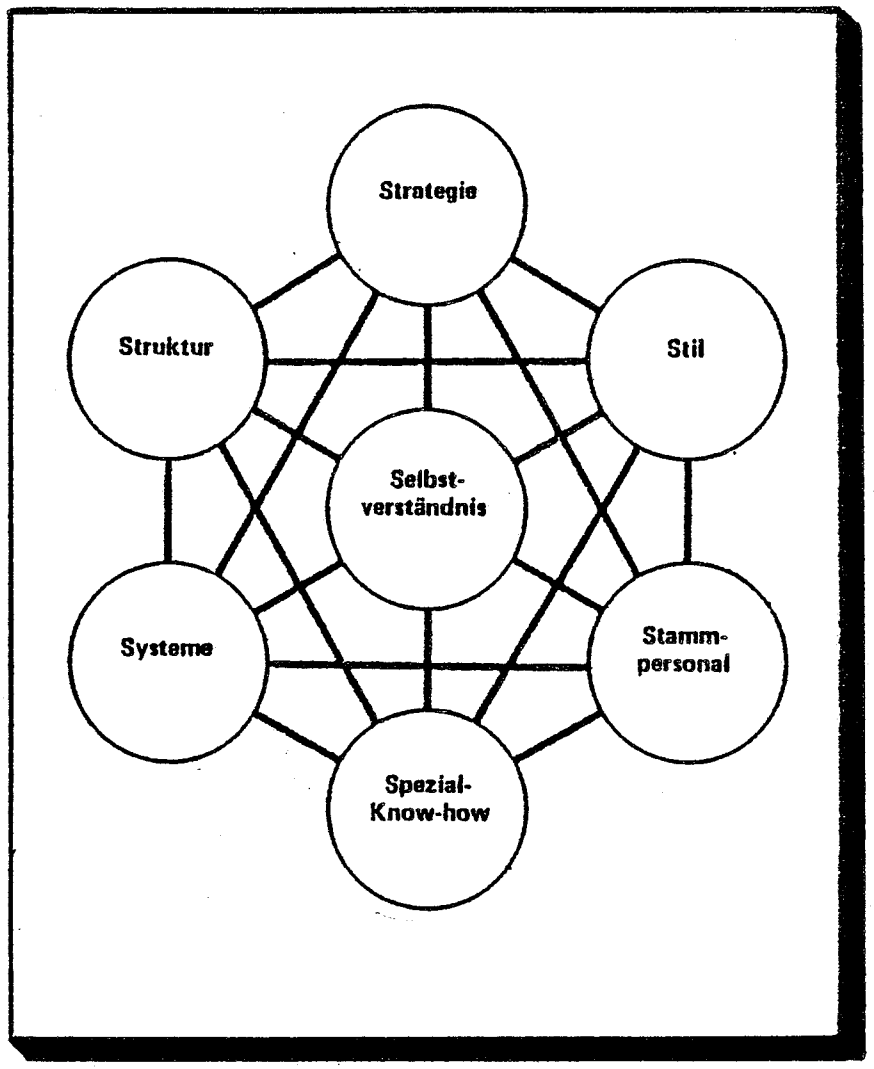


Abb.3: Der 7-S-Rahmen nach McKinsey.

Der 7-S Rahmen enthält die wichtigsten Faktoren, die ein Unternehmen zur Bewältigung von Umweltänderungen braucht. STRUKTUR meint die Aufbauorganisation, mit STRATEGIE sind alle Aktionen gemeint, die ein Unternehmen plant, um Umweltänderungen entgegenzutreten. SYSTEME sind alle formellen und informellen Einrichtungen, die ein Unternehmen tagtäglich funktionieren lassen. STIL bedeutet Führungsstil und mit STAMMPERSONAL werden Anreizsysteme und Ausbildungsprogramme, aber auch die Motivation und Einstellung der Belegschaft bezeichnet. SPEZIAL KNOW HOW bedeutet in diesem Zusammenhang, daß auch die beste Strategie und die besten Vorhaben ohne entsprechendes Können nicht umsetzbar sind. Das SELBSTVERSTÄNDNIS entspricht der Philosophie oder der fundamentalen Idee, um die herum ein Unternehmen aufgebaut ist. Im erfolgreichen Unternehmen werden alle sieben "S" zusammenpassen.

Das Konzept der "Quantifizierten Erfahrung" leistet einmal einen Beitrag, die **SYSTEME** eines Unternehmens zu gestalten: Direkt ablesbar aus einem Unternehmens- oder Branchenmodell ist, welche Größen einen starken Einfluß auf den Absatz haben. Bei sorgfältig erstellten Hypothesen werden auch die Einflußfaktoren vollständig im Modell vertreten sein. Als zweites ist die Bedeutung der einzelnen Faktoren aus den Ergebnisgleichungen zu ersehen. Das zusammen schafft, was ich "verarbeitete Vergangenheit" nennen will. Man hat das Unternehmen im Griff: Es müssen nur noch wenige, dafür aber tatsächlich relevante Planungsannahmen, bearbeitet werden. Überlastung des Managements mit Tagesarbeit ist ein typisches Merkmal schlechter Systeme. Während man früher nicht sagen konnte,

wie die eine oder andere Entwicklung einer Größe in das Resultat einging, so kann man nun sicher sein, daß alle Informationen, die die Daten liefern können im Nachfragemodell verarbeitet worden sind. Außerdem schafft ein Gleichungssystem, was man mit intuitiven Methoden nicht schaffen kann: Konsistente Ergebnisse. Denn der Mensch wird beim Versuch mehr als 5-7 Einflüsse gleichzeitig zu verarbeiten, sicher überfordert (vgl.WATERMANN,PETERS 1982, S64).

Diese Klarheit und Konsistenz hilft auch Planunungssitzungen effizienter zu gestalten. Da man die Zusammenhänge der Vergangenheit kennt, braucht man bei neuen Vorschlägen nur mehr über die Zukunft zu diskutieren. Welche Umweltfaktoren kommen hinzu? Welche ändern sich? Und dazu muß noch der Grund für die Hypothesen der Zukunft glaubhaft gemacht werden. So eine klare Linie würde viele Sitzungen entemotionalisieren, schnell aufzeigen, wenn ein Mitarbeiter mehr an seiner Macht als am Wohl des Unternehmens interessiert ist. Klarheit über die Vergangenheit zu haben, ist die Grundlage, um an die Zukunft zu denken. Das Schlüsselwort auf diesem Gebiet ist ein zweites "S", nämlich **STRATEGIE.** Auch hier kann das Konzept der "Quantifizierten Erfahrung" einen Beitrag leisten:

Arbeitet ein Unternehmen mit dem hier vorgestellten Modell, so haben die Verantwortlichen die "Hände frei", um Strategien zu entwickeln. Im Rahmen der SYSTEME wurde mit einem Modell die Vergangenheit verarbeitet. Auf dieser Basis kann man sich nun Szenarios und Alternativen für die Zukunft überlegen.

Dazu dienen Schritt 4 und 5 des Konzepts der "Quantifizierten Erfahrung". Zuerst werden die Markteinflüsse von der Vergangenheit in die Zukunft extrapoliert. Das heißt, daß das Nachfragemodell mit seinen Parametern auch in der Zukunft als gültig angesehen wird und der Manager nur die Planungsannahmen variiert. Dadurch entstehen verschiedene Szenarios. Mit diesem Denken in Alternativen schafft man sich eine bessere Vorstellung über die Zukunft.

Schritt 5 ermöglicht anschließend, den Denkrahmen der Vergangenheit zu verlassen und nach völlig neuen Entwicklungen zu suchen. Damit wird auf die Erfahrungen der Vergangenheit aufgebaut. Neue Einflüsse werden als Hypothesen formuliert. Sind die neuen Ideen akzeptiert, so können die Ergebnisse des quantitativen Modells um die geschätzte Wirkung der Umweltveränderung korrigiert werden.

ALTERNATIVE / ANNAHMEN	Szenario 1	Szenario 2	Szenario 3	
Einflußfaktor 1				
Einflußfaktor 2				
.				
.				
:				
Prognose laut Nachfragemodell				
Qualitative Interpretation				
MARKTABSCHÄTZUNG				

Abb.4: Strategien beruhen auf fundierten Marktabschätzungen

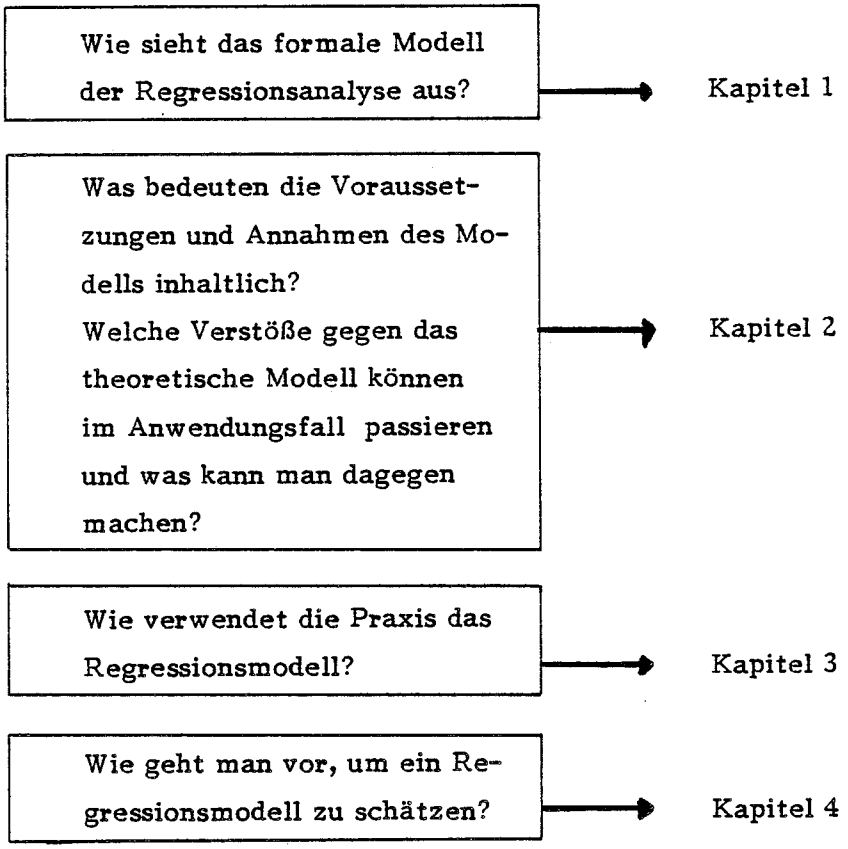
Wenn in I.1 die Notwendigkeit "vielleicht eine völlig neue Mathematik zu finden" formuliert wurde, so stellen die Gedanken der vorliegenden Arbeit einen Teilschritt in eine neue Richtung dar: In die Richtung der **BAYES'SCHEN** und der **WALD'SCHEN** Statistik (vgl.II.4). Wurden in der klassischen Statistik die für die Berechnungen nötige Information ausschließlich aus einer Stichprobe genommen, so können mit dem Bayes'schen Modell zusätzliche Informationen, wie etwa die

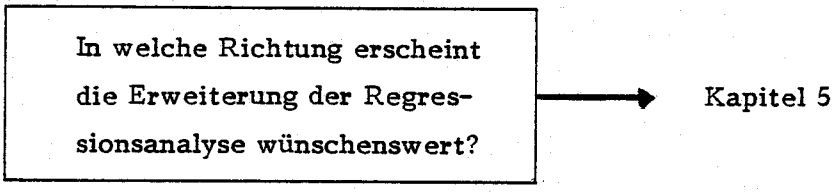
Daten anderer Untersuchungen oder sogar subjektive Erfahrungen verarbeitet werden. Im Wald'schen Modell werden, um die Statistik noch besser als Grundlage von Entscheidungen geeignet zu machen, beliebige Schadenserwartungen verarbeitet (vgl. MARINELL 1983). Im Konzept der "Quantifizierten Erfahrung" werden diese Gedanken zwar nicht formalisiert angewandt. Jedoch entsprechen die starke Einbeziehung der Managementerfahrung beim Bau des Modells und insbesondere die Möglichkeit der Relativierung der quantitativen Ergebnisse durch eine qualitative Interpretation der neuen Richtung.

Im gesamten Teil II., der die statistische Methode der Regressionanalyse beschreibt, werden inhaltliche, anwendungsorientierte Kriterien über formale und technische gestellt. Damit sollen die Grundlagen und das Verständnis für die Vorgehensweise im empirischen Teil der Arbeit gelegt werden.

TEIL II. DIE MULTIVARIATE LINEARE REGRESSIONSANALYSE

Die Regressionsanalyse zählt gemeinsam mit der Kanonischen Korrelationsanalyse und der Hauptkomponentenanalyse zu den Statistischen Verfahren, die Zusammenhänge zwischen Variabeln bearbeiten: Bei der Regressionsanayse wird eine abhängige durch mehrere unabhängige Variable erklärt (vgl.MARINELL 1977, S9f). Teil II. dieser Arbeit beschäftigt sich dabei mit folgenden Fragen:




In welche Richtung erscheint die Erweiterung der Regressionsanalyse wünschenswert?
Kapitel 5

1. DAS THEORETISCHE REGRESSIONSMODELL

Die Grundkonzeption der Regressionsanalyse findet sich in jedem einschlägigen Standardwerk (vgl.z.B. ASSENMACHER 1980, BAMBERG,SCHITTKO 1979, MADDALA 1977, PINDYKE, RUBINFELD 1976, WONNACOTT, WONNACOTT 1979).

Ausgangssituation: $y = X\beta + u$

Zwischen beeinflussenden und beeinflußten Variablen herrscht ein linearer funktionaler Zusammenhang.

Ziel: Finde $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \ldots \hat{\beta}_{k-1}$ so, daß

$$\Sigma (\hat{y}_t - \bar{y})^2 \longrightarrow \min$$

wobei: $\hat{y}_t = X\hat{\beta}$

Lege eine Hyperebene (Analogon zur Geraden im zweidimensionalen Fall) so durch die Punktewolke der Beobachtungswerte, daß die Summe der quadrierten vertikalen Abstände ein Minimum wird.

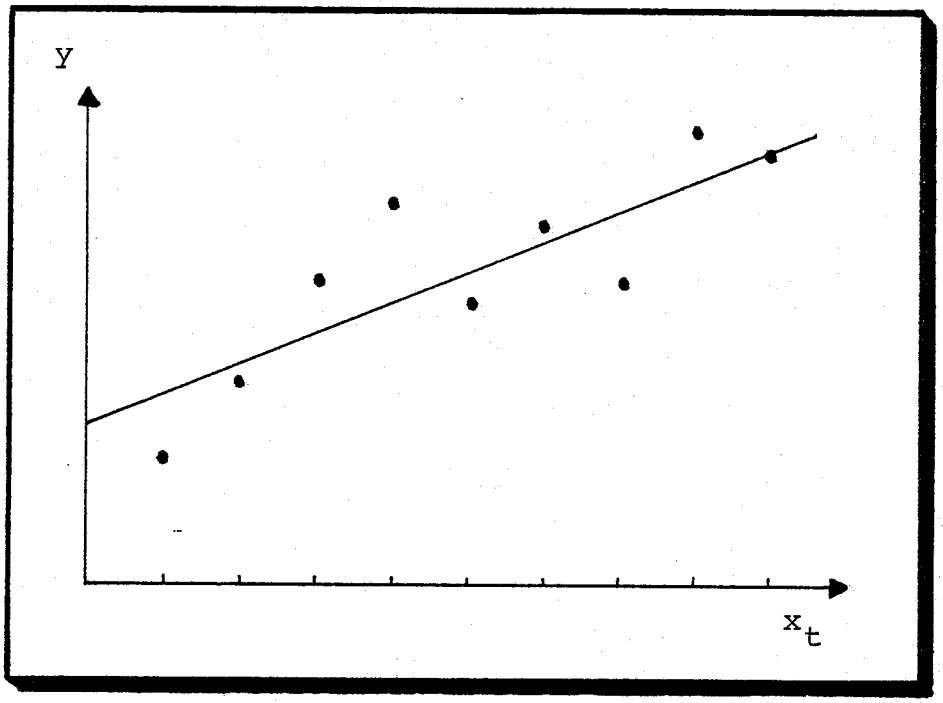


Abb.5: Die Regressionsgerade bei nur einer exogenen Variablen

Lösung: $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$

Durch diese einfache Formel können die Regressionskoeffizienten berechnet werden. Diese Parameter geben die geschätzte Richtung und Stärke des Zusammenhanges zwischen den exogenen und endogenen Variablen an.

Um angeben zu können, welche statistischen Eigenschaften $\hat{\beta}$ hat, benötigen wir noch eine Reihe von Annahmen:

Annahme 1: $r(X) = (k+1)$

Keine exogene Variable darf als Linearkombination einer anderen dargestellt werden können. Aus dieser Annahme folgt auch, daß es mehr Beobachtungen je Variable als exogene Variable geben muß $(T \geq (k+1))$.

Annahme 2: X ist fest

Jede Beobachtung der exogenen Variablen ist von außerhalb des Modells vorgegeben. Die Elemente der Matrix X sind keine Zufallsvariablen.

Annahme 3: $E(u) = 0$

Der Erwartungswert der Störvariablen ist Null. Die Störungen heben sich "im Mittel" auf.

Annahme 4: $Cov(u) = E(uu') = \sigma^2 I$

Die u_t besitzen alle dieselbe Varianz und sind paarweise unkorreliert.

Annahme 5: $1/T\,(X'X) \Rightarrow V \quad (T \to \infty)$

Der Ausdruck $1/T\,(X'X)$ ist eine reguläre, feste $(k+1)x(k+1)$-Matrix mit vollem Rang.

Annahme 6: u_t i.i.d. $N(0,\sigma^2)$

Die Störvariablen sind normalverteilt.

Annahmen 1 und 2 beziehen sich auf die Beobachtungsmatrix X, Annahmen 3 und 4 auf die Störgrößen und die letzten beiden Annahmen sind technischer Natur.

Gelten obige Annahmen, so haben die Regressionsparameter $\hat{ß}$ bestimmte statistische Eigenschaften. Die Modellannahmen 1-6 sind nicht unbedingt notwendige, jedoch immer hinreichende Bedingungen.

Eigenschaft 1: $\hat{ß}$ ist BLUE (EFFIZIENZ)

Bei jeder Schätzung wird es das zentrale Anliegen sein, so "nahe als möglich" am wahren Wert zu liegen. Dem Gauß-Markov-Theorem zufolge ist $\hat{ß}$ der "Best Linear Unbiased Estimator". Unter den linearen erwartungstreuen Schätzern liegt er am nächsten beim wahren Parameter. (Beweis in: ASSENMACHER 1980, S105f, JOHNSTON 1972, S126, SCHNEEWEISS 1974, S72, WONNACOTT, WONNACOTT 1979, S567)

Zur Effizienz gehört auch:
$\text{cov}(\hat{ß}) = \sigma^2(X'X)^{-1}$
Inhaltlich bedeutet diese Formel der kleinstdenkbaren Varianz-Covarianz, daß die Varianz der $ß_j$ proportional zum entsprechenden Hauptdiagonalglied von $(X'X)^{-1}$ ist. (Beweis in: BAMBERG, SCHITTKO 1979, S26)

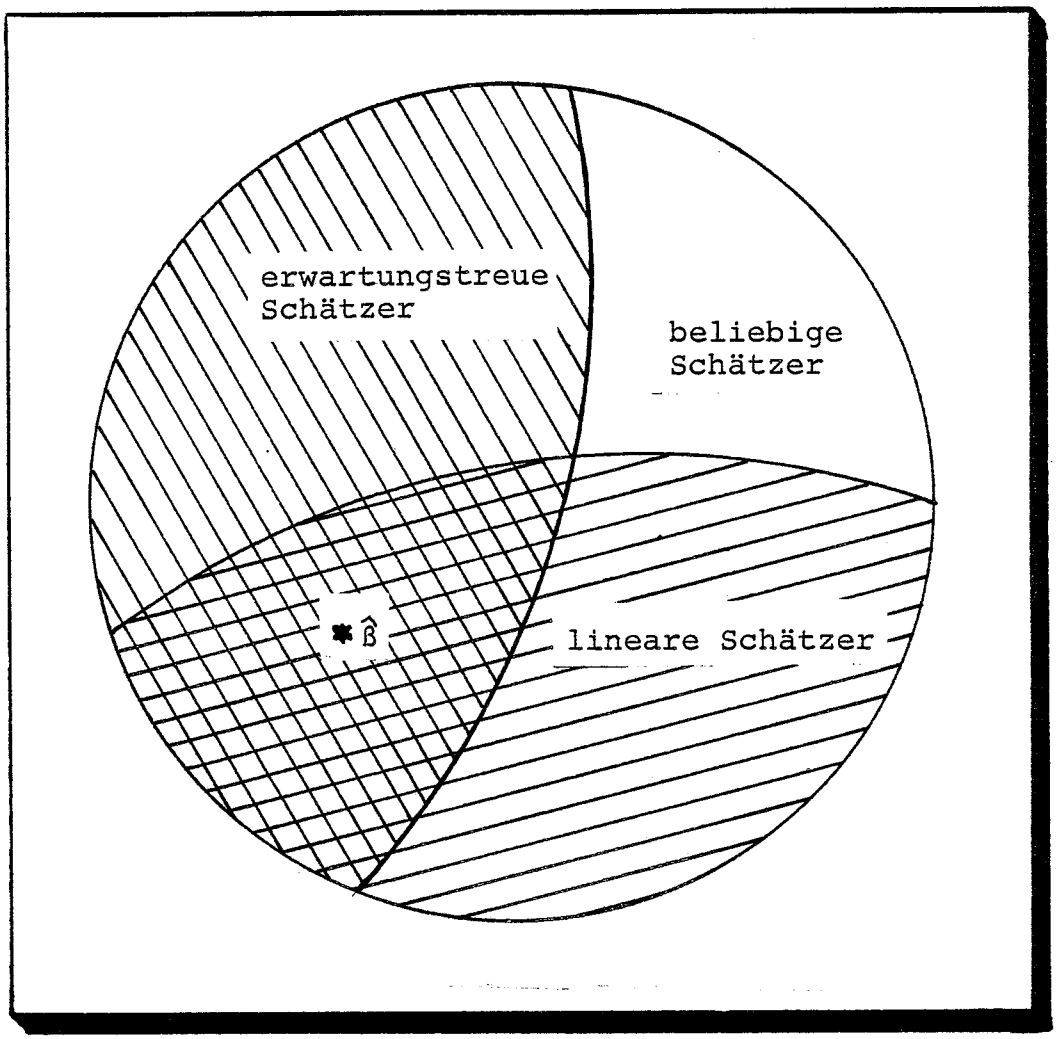


Abb.6: Zum GAUSS-MARKOFF-Theorem: $\hat{\beta}$ besitzt im doppelt schraffierten Bereich die minimale Varianz (BAMBERG, SCHITTKO 1979, S30)

Eigenschaft 2: $\hat{\beta}$ ist EINDEUTIG

Jedes $\hat{\beta}_j$ läßt sich als Linearkombination der y darstellen. (Beweis in: JOHNSTON 1972, S125f, ASSENMACHER 1980, S96f)

Eigenschaft 3: $E(\hat{ß}) = ß$ (ERWARTUNGSTREUE)

(Beweis in: ASSENMACHER 1980, S97f, BAMBERG/SCHITTKO 1979, S26)

Eigenschaft 4: $\lim_{T \to \infty} Var(\hat{ß}) = 0$ (KONSISTENZ)

Bei steigendem Stichprobenumfang tendiert die Varianz von $\hat{ß}$ gegen 0, wodurch das geschätzte $\hat{ß}$ zum wahren Parameter ß strebt. Besonders das hier besprochene Modell der linearen Regressionsanalyse läßt $\hat{ß}$ stark konvergieren (vgl.CHRISTOPEIT, HELMES 1980, S778)

(Beweis in: ASSENMACHER 1980, S104f, BAMBERG, SCHITTKO 1979, S28, SCHACH, SCHÄFER 1978, S144f)

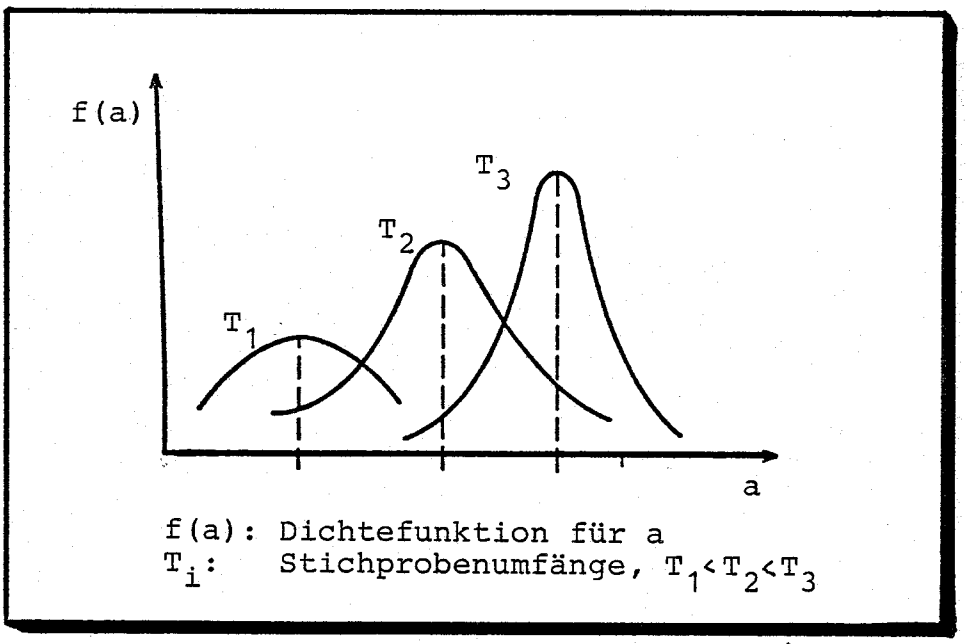


Abb.7: Eine konsistente Schätzung (ASSENMACHER 1980, S78)

Fragt man abschließend, für welche Eigenschaften welche Annahmen eine hinreichende Bedingung darstellen, so ergibt sich folgende Zuordnung:

Eigenschaften / Annahme	Effizienz	Eindeutigkeit	Erwartungstreue	Konsistenz
1. $r(X) = (k+1)$	*	*	*	
2. X ist fest	*		*	
3. $E(u) = 0$	*		*	
4. $cov(u) = \sigma^2 I$	*			*
5. $1/n X'X \to V$				*
6. u_t iid $N(0,\sigma^2)$	Nur für Schätz- und Testverfahren nötig.			

2. DAS PRAKTISCHE REGRESSIONSMODELL

Das Modell, wie es oben dargestellt wurde, erscheint wohldefiniert, handlich und geschlossen.

Nützlich wird die Regressionsanalyse allerdings erst dann, wenn sie wirkliche Vorgänge realitätsgerecht abbilden kann. Obwohl diese Forderung viele Probleme entstehen läßt, setzen die meisten einschlägigen Bücher nicht nur voraus, daß die reale Situation auf das theoretische Modell der Regressionsanalyse paßt. Sie nehmen auch an, daß bereits eine Theorie über die Zusammenhänge der Realität vorliegt. Das bedeutet, daß man bereits weiß, welche Größen die endogene Variable beeinflussen und daß man auch die Art des funktionalen Zusammenhanges zwischen den Variablen kennt. In einem solchen Fall müssen nur mehr die Parameter geschätzt werden. Allerdings ist diese Situation sehr selten gegeben. Normalerweise muß sich der Regressionsanalytiker erst ein verbales, inhaltliches Modell der Realität erstellen. Daraus wird dann ein Regressionsmodell geschätzt (vgl. Abb.8). In einer solchen Situation treten vor allem Probleme auf, die richtige Art des funktionalen Zusammenhanges zu finden und ein vollständiges Modell zu erhalten.

Paßt nun die reale Situation auf das Regressionsmodell, so können die Einflüsse quantifiziert werden: Die "entsprechenden" Daten müssen erhoben werden können. Zur Bedeutung der Daten sei Nobelpreisträger L.Klein zitiert: "....the refinement of basic data collection have contributed much more to the improve-

ment of empirical econometric results than have more elaborate methods of statistical inference." (KLEIN 1960, S870)

Technische Probleme, die sich zumeist aus den Annahmen 1-6 des theoretischen Regressionsmodells ergeben, nehmen hier nicht den breiten Raum, der in der Literatur üblich ist, ein. Sind nämlich keine oder zu wenig Daten vorhanden oder kann die reale Situation mit dem theoretischen Modell nicht richtig wiedergegeben werden, so führt der Versuch, die Regressionsanalyse anzuwenden, zu unsinnigen Ergebnissen. Ein Verstoß gegen eine der Annahmen verhindert jedoch nicht die Anwendung der Regressionsanalyse, wenngleich sich zumeist die Ergebnisse verschlechtern.

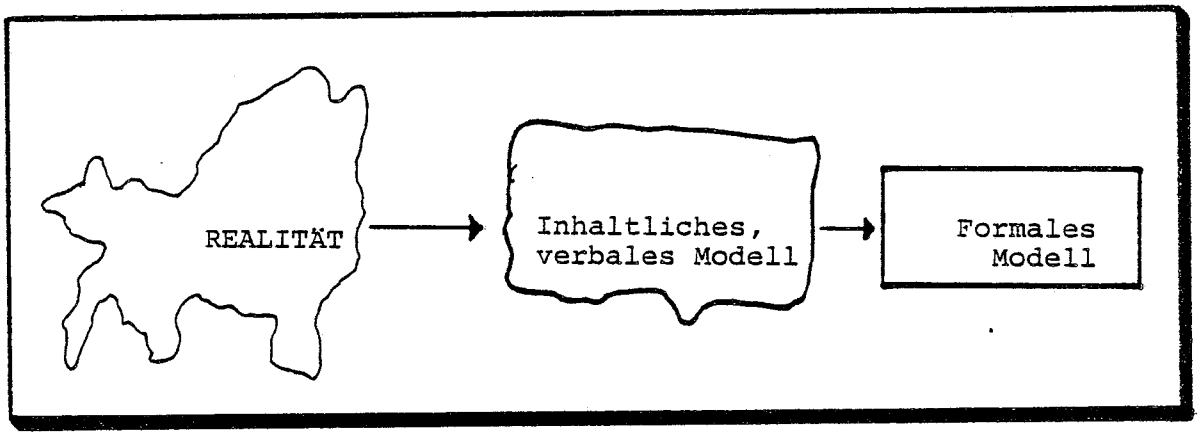


Abb.8: Probleme mit dem Bau eines "inhaltlichen Modells" und dem Übergang zu einem formalen Modell werden in der Literatur kaum behandelt.

2.1. VORAUSSETZUNG "FUNKTIONALER ZUSAMMENHANG"

Da $y = f(x_1, x_2, ...x_k, u_t)$, muß zwischen x_j und y ein funktionaler Zusammenhang bestehen. y wird durch die x_j beeinflußt. u_t stellt die stochastische Störgröße dar, die etwaige Meßfehler und den Einfluß unwichtiger Variabler aufnimmt.

Aus diesem Grund muß es für die praktische Anwendung des Regressionsmodells Theorien oder Hypothesen geben, die angeben, wie jedes einzelne x_t auf y einwirkt. Diese Theorien bzw. Hypothesen sollen den Zusammenhang inhaltlich begründen, seine Richtung (positiv oder negativ) angeben und die vermutete Stärke des Einflusses wiedergeben. Besonders in Situationen, in denen keine Theorie vorliegt (s. 3.1), ist man durch "praktische Computerprogramme" versucht, aus einem Satz Daten einfach durch Probieren die Einflußgrößen zusammenzustellen: Etwa mit der "All possible Regressions" -Methode wird man aus einem Satz Daten die "besten" auszuwählen versuchen (vgl. DRAPER, SMITH 1967, S164f). Abgesehen davon, daß auch alle anderen hier angeführten Voraussetzungen häufig verletzt werden, kann es zu Scheinbeziehungen kommen. Eine hohe Korrelation zwischen zwei Größen bedeutet nicht, daß auch eine starke kausale Beziehung gegeben ist, wie der oft erwähnte Zusammenhang zwischen Störchen und Geburten deutlich vor Augen führt (vgl.BAMBERG/SCHITTKO 1979, S44).

2.2 VORAUSSETZUNG "LINEARITÄT"

Der funktionale Zusammenhang zwischen x_1, x_2,....x_k und y wird im hier behandelten Regressionsmodell noch weiter eingegrenzt: Er ist linear.

Ein erstes Problem ergibt sich meist, wenn man ein Modell auf Grund einer Theorie erstellen will, denn in den wenigsten Fällen wird in der Theorie eine lineare Beziehung postuliert. Es gibt zwar auch nichtlineare Regressionsmodelle, jedoch ist deren Verwendung kaum üblich. Es ergeben sich nämlich bei den partiellen Ableitungen der nicht linearen Normalgleichungen gravierende numerische Probleme und auch die Erwartungstreue von ß ist im allgemeinen nicht mehr gegeben (vgl. BAMBERG, SCHITTKO 1979, S90). Der Weg, um exponentielle Zusammenhänge mit dem linearen Regressionsmodell zu schätzen, ist die Linearisierung. Ohne Probleme erfolgt die Linearisierung, wenn ein Modell in den Parametern oder in den Variablen linear ist (vgl. BAMBERG, SCHITTKO 1979, S91f). So wird das in den Parametern lineare Modell

$$y = \beta_o+\beta_1 f_1(x_1,\ldots x_T)+\ldots +\beta_k f_k(x_1,\ldots x_T)+u$$

umgeformt in

$$y = \beta_o+\beta_1 x'+\ldots \beta_k x'_k+u$$

wobei

$$x'_1= f_1(x_1,\ldots x_T), \quad x'_n= f_k(x_1,\ldots x_T)$$

Das in den Variablen lineare Modell
$y=\beta_o e^{\beta_1 + \sqrt{\beta_1}t+u}$
geht nach der Transformation
$\beta'_o=\beta_o e^{\beta_1}$, $\beta'_1= \sqrt{\beta_1}$
in ein lineares Modell über.

Statistische Probleme wirft dagegen die Linearisierung durch Logarithmierung auf. Denn die Logarithmierung von Modellen mit multiplikativen Störvariablen liefert nicht immer ein lineares Modell (vgl. BAMBERG, SCHITTKO 1979, S93).

Probleme, ein inhaltliches Modell zu formulieren, ergeben sich besonders dann, wenn keine Theorie Aussagen über die Art des Zusammenhanges macht. Nur im zweidimensionalen Fall kann man auf Grund der Daten sagen, ob ein lineares Modell ohne Transformation möglich ist: Eine konstanter Differenzenkoeffizient $\Delta x/\Delta y$ zeigt eine lineare Beziehung an und auch eine Graphik kann über die Kurvenform Aufschluß geben.

Im mehrdimensionalen Fall reichen solche Methoden nicht aus, um die Kurvenform festzustellen. In der Literatur wird für diesen Fall auf die "notwendige Kreativität" und auf das "Gefühl" des Modellbauers verwiesen. In diesem nicht befriedigenden Zustand läßt sich durch Plausibilitätsüberlegungen nur eine Negativauswahl durchführen. Gollnick beispielsweise erläutert die arithmetisch-lineare, die halblogarithmische, die logarithmische, die inverse und die logarithmisch-inverse Kurvenformen an Hand von Elastizitätsüberlegungen (vgl. GOLLNICK 1968, S31f).

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$$

Bei dieser arithmetisch-linearen Kurvenform etwa geben die Regressionskoeffizienten an, wie sich im Durchschnitt des untersuchten Zeitraumes die Endogene ändert, wenn sich β_j um eine Einheit ändert. Für die Elastizitäten bedeutet das: Bei einem $\varepsilon<1$ unterstellt die Kurvenform, daß ε bei steigenden exogenen Werten abnimmt. Bei $\varepsilon>1$ wird ε mit steigenden Werten von x zunehmen.

$$\log y = \beta_0 + \beta_1 \log x_1 + \beta_2 \log x_2 + u$$

Diese logarithmische Kurvenform unterstellt, daß die Elastizitäten, die identisch mit den Regressionskoeffizienten sind, konstant bleiben.

Neben solchen Plausibilitätsüberlegungen bleibt nur noch die Möglichkeit, nach erfolgter Parameterschätzung zu testen, ob die gewählte Kurvenform richtig ist. Solche Tests sind etwa der Ramsey-RESET-Test (vgl. RAMSEY 1969, S250f), der in Kapitel 4.3 beschrieben wird oder der Harvey Collier-Test, der untersucht, ob eine konkave oder eine konvexe Kurvenform der linearen vorzuziehen ist (vgl. HARVEY/COLLIER 1977, S103f).

Wird durch irgendeinen Test die in der empirischen Arbeit gewählte Kurvenform in Frage gestellt, so sind auch die Ergebnisse der Schätzung nicht brauchbar. Entweder wird nun eine geeignete Linearisierung gefunden, oder das Modell der linearen Regressionsanalyse ist für die betroffene Arbeit nicht geeignet.

2.3 VORAUSSETZUNG "VOLLSTÄNDIGKEIT"

Das Regressionsmodell setzt voraus, daß alle wichtigen erklärenden Größen in das Modell aufgenommen wurden. "Alle übrigen Einflüße werden als relativ klein und in ihrem Einfluß als "zufällig" vorausgesetzt. Der zentrale Grenzwertsatz der Statistik bildet die Basis hierfür" (KRELLE 1982, S12). Nur wenn alle wichtigen Variablen im empirischen Modell aufgenommen wurden, kann einerseits eine erwartungstreue Schätzung von ß erreicht und andererseits der stochastische Fehler (δ^2) minimiert werden.

Drei Problemkreise bedingen im wesentlichen das Fehlen wichtiger Variablen:

* Wenn bei der Konstruktion des Regressionsmodells wichtige Zusammenhänge nicht erkannt wurden, fehlen auch die entsprechenden Einflußgrößen.

* Auch wenn alle Hypothesen vorhanden sind, verhindert manchmal das Fehlen geeigneter Daten die Aufnahme dieser Größen in das Modell.

* Wichtige Variable fehlen auch dann, wenn in einem Modell das sich über einen längeren Zeitraum erstreckt, Variable an Einfluß verlieren, bzw. neuen Variable dazukommen (Strukturbruch). Alle Symptome und Tests, die Aufschluß darüber geben sollen, ob ein Modell vollständig ist, betrachten eine der zwei Größen:

* Die Residuen: Wenn neue Einflüße auftauchen, bzw. alte verschwinden, verschieben sich die Residuen systematisch.

* Die Regressionskoeffizienten: Sie müßten in einem vollständigen Modell über die Zeit gleich bleiben.

Ein erstes Indiz für ein unvollständiges Modell sind also systematische Muster in den Residuen. Eine Abbildung, die die Residuen einer Kleinstquadrate-Schätzung über die Zeit zeigt, hat bei fehlenden Variablen folgendes Aussehen:

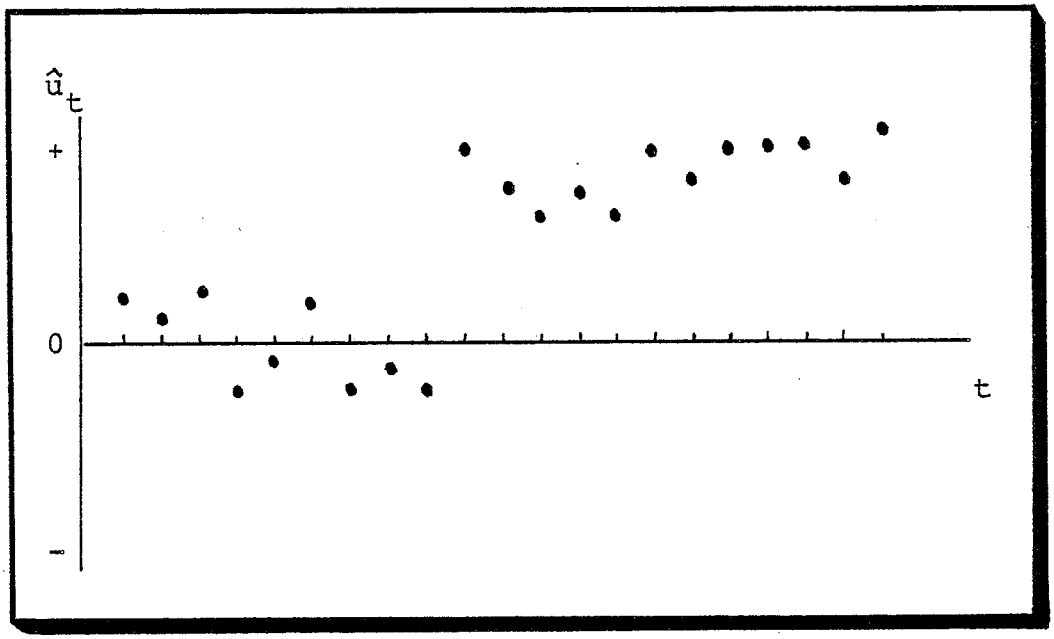


Abb.9: Starkes Residuenmuster bei Strukturbruch

Glaubt man nun den Zeitpunkt eines Strukturbruches zu kennen, so kann diese Vermutung durch einen Chow-Test (vgl.CHOW

1960, S591f) erhärtet werden: Die Nullhypothese, daß sich die β_j im Zeitablauf nicht ändern, wird durch die Zerlegung der Regressionsgleichung in zwei Teile getestet (s.4.3).

Kennt man den Zeitpunkt des Strukturbruches nicht, so kann der sogenannte CUSUM-Test weiterhelfen (vgl. BROWN, DURBIN, EVANS 1975, S149f). Durch eine Zerlegung des Schätzzeitraumes in mehrere Intervalle kann so eine Veränderung der Parameter festgestellt werden (s.4.3). Eine einfache Methode, um die Voraussetzung "Vollständigkeit" für die Gesamtgleichung zu überprüfen ist die Verwendung von Dummy-Variablen (0-1 Variablen) (vgl.ASSENMACHER 1980, S198f). Das Fehlen einer Größe wird durch eine für den entsprechenden Zeitraum eingesetzte Dummy-Variable, deren Regressionskoeffizient dann einen signifikanten Wert annimmt, erkannt.

Verändert ein einzelner Regressor im Zeitablauf seinen Einfluß, so wird das durch die zusätzliche Aufnahme einer Variablen, die aus Dummy*Regressor gebildet wird (wobei die Dummy ab dem Zeitpunkt der erwarteten Einflußänderung auf 1 gesetzt wird), angezeigt.

Diese einfache Methode ist manchmal auch die Lösung des Problems. Hat irgendein nicht quantifizierbares Ereignis die Struktur verändert (z.B. Krieg oder der Ölschock), so wird dieser im Modell fehlende Einfluß durch eine Dummy-Variable ersetzt werden (siehe auch 2.4).

Die Stärke der kausalen Beziehungen in einem empirischen Regressionsmodell muß über den Schätzzeitraum konstant blei-

ben (denn die Regressionskoeffizienten können im Regressionsmodell auch nur konstant sein). Stellt man nun eine Veränderung des Einflusses eines Regressors fest, so wird der Zeitraum der Kleinstquadrate-Schätzung geändert werden müssen.

2.4 VORAUSSETZUNG "ENTSPRECHENDE DATEN"

Datenverfügbarkeit

Zu allen Hypothesen, die einen wichtigen Zusammenhang zwischen exogenen und endogenen Variablen formulieren, müssen Daten gesammelt werden. Sind keine Daten vorhanden, so wird das Modell unvollständig und je nach Bedeutung der fehlenden Werte unbrauchbar.

Aus Zeit- und Kostengründen werden sekundäre Zahlen die wichtigsten Datenquellen sein. Öffentliche Statistiken sind besonders für Ökonomische Modelle von vorrangiger Bedeutung.

Zu den öffentlichen Statistiken zählen in Österreich nicht nur jene, die von Bundes-, Landes- oder Gemeindedienststellen veröffentlicht werden (insbesondere das Statistische Zentralamt), sondern auch privatrechtliche Institutionen (Wirtschaftsforschungsinstitut, Bundeskammer etc.) (vgl.TEUFELSBAUER 1979, S42).

Neben Poblemen, die sich aus dem Inhalt öffentlicher Statistiken ergeben, sei auch das Problem der Aktualität angeschnitten. Da die letzten verfügbaren Daten oft mehrere Jahre zurück liegen, können gewisse öfftenliche Quellen, obwohl verfügbar, nicht für den Bau eines empirischen Modells eingesetzt werden: Alle Daten müssen nämlich denselben Zeitraum betreffen.

Sind die Daten zwar grundsätzlich erhebbar, jedoch nicht verfügbar, so muß eine Primärerhebung durchgeführt werden. Dadurch wird bei sorgfältiger Vorgangsweise zwar sichergestellt, daß das Datenmaterial dem Inhalt der Hypothesen entspricht, jedoch können die Kosten einer solchen Erhebung die Wirtschaftlichkeit eines Regressionsmodells in Frage stellen.

Besteht schließlich keine Möglichkeit aus primären oder sekundären Quellen die für den Bau eines Regressionsmodells notwendigen Daten zu erheben, so können sogenannte "Proxy-Variable" diese ersetzen (vgl. MADDALA 1977, S158f). Proxy-Variable sind ein Ersatz für die wirklichen Variablen. Sie messen annähernd (apPROXImately) dasselbe.

Eine letzte Möglichkeit fehlende Daten zu ersetzen sind, wie oben erwähnt, Dummy-Variable (vgl. WONNACOTT, WONNACOTT 1979, S100f, BAMBERG, SCHITTKO 1979, S15f, WEISSBERG 1980, S152f). Diese Variablen werden vor allem zur Erfassung nicht quantifizierbarer Ereignisse verwendet. Dummies eröffnen dabei auch die Möglichkeit saisonale Einflüsse zu berücksichtigen.

Datenverfügbarkeit heißt aber auch, daß für die Schätzung der Regressionsparmeter ausreichend viele Daten, also eine entsprechende Datenmenge vorhanden ist. Wieviel ausreichend ist, kann nicht eindeutig beantwortet werden. Der Hintergrund ist folgendes Dilemma:

Die Konsistenzeigenschaft des Schätzers ß besagt, daß mit einer zunehmenden Menge an Perioden (=Daten) sich der geschätzte Parameter ß dem tatsächlichen ß annähert (vgl.Eigenschaft 4 in 1.1). Demnach müßten möglichst viele Daten gesammelt werden. ß ist allerdings im Schätzzeitraum konstant, denn das Modell unterstellt einen homogenen Schätzzeitraum. Demnach müßte die Periodenanzahl möglichst kurz sein.

Absolutes Minimum der Beobachtungen wird nun T (k+1) sein. (Annahme 1 in 1.1). Daneben muß die Vermutung gelten, daß sich im Schätzzeitraum keine vom Modell nicht erfaßten Strukturänderungen ergeben (s.2.3).

Als Faustregel für die erforderliche Datenmenge kann vielleicht gelten: Gut sind mehr als 30 Beobachtungen je Variable bei 5-6 exogenen. Weniger als 10 Beobachtungen sollten es niemals sein (vgl. NAYLOR 1979, S120).

Datenqualität

"Wenn ich bedenke, wie wir die Fragebogen des Statistischen Zentralamtes ausfüllen, so kann ihr Modell gar nicht funktionieren." So der Verkaufsleiter eines Unternehmens, dem ich

die Idee der vorliegenden Arbeit schmackhaft zu machen versuchte. Sich Klarheit über die Datenqualität zu verschaffen, ist eine der wichtigsten Voraussetzungen für das Funktionieren eines empirischen Regressionsmodells.

Eine erste Frage muß nun sein, was die vorliegenden Daten eigentlich messen. Denn nur so kann man sich versichern, daß das Zahlenmaterial den Hypothesen entspricht. Bei der Verwendung öffentlicher Statistiken muß sich der Benutzer unbedingt Klarheit schaffen bezüglich (vgl.TEUFELSBAUER 1979, S44):

* der verwendeten statistischen Einheit,
* des verwendeten Klassifikationssystems,
* der der Statistik zugrunde liegenden Erhebungsmaße.

Die zweite wichtige Frage ist, wie die Daten gemessen werden. In der öffentlichen Statistik gibt es Vollerhebungen, Teilerhebungen, manchmal herrscht Pflicht zur Beantwortung, manchmal ist die Beantwortung von Fragebogen freiwillig. Zu diesen Fragen kann meist nur der zuständige Sachbearbeiter der Erhebungsbehörde Auskunft geben. Bedenklich für empirische Untersuchungen ist besonders die Änderung der Erhebungsmethoden oder der Stichprobe. Die Übergänge werden üblicherweise interpoliert und die Zeitreihe wird für ökonometrische Zwecke unbrauchbar.

Bei Problemen mit der Datenqualität wird in der Literatur zumeist zwischen "Beobachtungsfehler in der Zeitreihen" und "Ausreissern" unterschieden. "Beobachtungsfehler in den Zeitreihen" beziehen sich auf die exogenen Variablen: Diese Mess-

fehler verursachen grundsätzlich verzerrte Resultate (vgl. GOLLNICK 1968, S105f, NATHAN, HOLT 1980, 377f). Zur Behebung der sich daraus ergebenden Berechnungsfehler wurden verschiedene statistische Verfahren entwickelt. Allerdings ist es nur bei bekannter Fehlervarianz möglich, relativ einfach die Kleinst-Quadrate-Schätzung zu korrigieren. In der praktischen Anwendung der Regressionsanalyse spielen die Korrekturverfahren eine geringe Rolle, da die genaue Kenntnis der Art der Fehler selten ist.

"Ausreisser" ("outliers") beziehen sich auf die Endogene Variable (vgl.DRAPER, SMITH 1967, S94f, MADDALA 1977 S89f, WEISSBERG 1980, S134f). Vier Arten von Ausreissern können unterschieden werden.

* Werte, die stark vom Mittel der Stichprobe abweichen, jedoch richtig sind (z.B.bei Einkommensdaten denkbar). Diese sind unbedingt in das Modell aufzunehmen. Da starke Varianzen bei der Methode der kleinsten Quadrate zu schlechten Ergebnissen führen, wird man entweder alle Werte vor der Schätzung logarithmieren (dadurch werden die Abweichungen kleiner) oder eine andere Schätzmethode (z.B. Methode der kleinsten absoluten Abweichungen) wählen.

* Die Werte sind richtig gemessen, aber man findet keinen Grund für ihre starke Abweichung von der Regressionslinie. Das kann ein Hinweis auf ein unvollständiges Modell sein (einige Hypothesen wurden nicht gefunden).

* Die Größen sind zwar richtig gemessen, jedoch haben außergewöhnliche Umstände (z.B.Naturkatastrophen, Streiks) die Werte verzerrt. Diese Größen können aus der Stichprobe eliminiert werden.

* Werte wurden falsch gemessen. Wenn es mit ausreichender Genauigkeit möglich ist, sollten die Daten korrigiert werden. Ansonsten werden die falschen Messungen eliminiert.

2.5 DIE "SECHS ANNAHMEN"

(1) $r(X) = k + 1$

Eine erste Folgerung aus dieser Annahme ist, daß die Zahl der Beobachtungen stets größer als die Zahl der Regressoren sein muß.

Weit restriktiver ist die zweite Folgerung, nämlich das Verbot von Linearkombinationen: Keine erklärende Variable darf in irgendeiner proportionalen Beziehung zu einer anderen stehen. Damit sind nicht nur perfekte, sondern auch annähernde Proportionalitäten gemeint. Die Probleme, die sich aus dieser Folgerung ergeben werden besonders deutlich, wenn man an das System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung denkt, in dem die Beziehungen der volkswirtschaftlichen Grössen zueinander definiert werden: So werden die Variablen Bruttoinlandsprodukt (BIP) und Privater Konsum (PC) sicherlich gegen

das Verbot von Linearkombinationen verstoßen, da der PC den größten Teil des BIP ausmacht.

Wird die Annahme verletzt, so führt das zu Multikollinearität. Durch die annähernd lineare Abhängigkeit zweier oder mehrerer Spalten, bekommt die $(X'X)^{-1}$ -Matrix extrem hohe Werte. Nun ist $\sigma^2(X'X)^{-1}$ die Kovarianz-Matrix von $\hat{\beta}$. Im Multikollinearitätsfall hat $\hat{\beta}$ deshalb sehr große Varianzen und Kovarianzen. Dadurch wird es unmöglich, den Einfluß eines einzelnen Regressors zu bestimmen. Bei perfekter Multikollinearität bricht die gesamte Berechnug zusammen, da die Determinante von (X'X) Null wird und die Inverse nicht mehr gebildet werden kann (vgl.WONNACOTT, WONNACOTT 1979, S353).

Zwei Fälle von Multikollinearität werden unterschieden (vgl. BAMBERG, SCHITTKO 1979, S12):

* Multikollinearität, die durch Variable, Definitionsgleichungen oder institutionell festgelegten Relationen miteinander verknüpft sind, entsteht.

* Multikollinearität, die durch das vorliegende Beobachtungsmaterial zufällig verursacht wird. Dieser Fall wird bei Zeitreihendaten und bei einer ausreichend großen Stichprobe recht selten sein.

Will man nun aus dem Datenmaterial ablesen, ob Linearkombinationen ein Problem für die Schätzung werden könnten, wird das ohne Hilfsmittel nicht einfach sein. Inhaltliche Überlegungen sind daher erste Wahl: Auf die Zusammenhänge volks-

wirtschaftlicher Daten wurde bereits hingewiesen. Besondere Multikollinearitätsgefahr besteht bei Größen, die zweimal als Erklärende in das Modell aufgenommen werden: Einmal mit ihrem Wert zum Zeitpunkt t und einmal als verzögerte Variable (vgl. WONNACOTT, WONNACOTT 1979, S29).

Eine zweite Möglichkeit Linearkombinationen zu entdecken, ist eine Datenanalyse. Durch die Berechnung von Korrelationen bzw. durch Graphiken können Proportionalitäten entdeckt werden. Allerdings ergeben solche Datenanalysen keinen Beweis, sondern nur einen Verdacht: Eine Zerlegung eines multivariaten Problems in mehrere uni-, bzw bivariate ist keine statistisch einwandfreie Lösung.

Nach erfolgter OLS-Schätzung (=Ordinary Least Squares) deuten folgende Symptome auf Multikollinearität hin:

* Hohes R2 und hoher F-Wert, jedoch nicht signifikante t-Werte. (diese Größen werden in 4.1 behandelt). Dieses Symptom ergibt sich aus den hohen Varianzen der $\hat{\beta}_j$ bei Multikollinearität (vgl. GEARY, LESER 1968, S20f).

* Ein Symptom, das besonders bei volkswirtschaftlichen Größen und bei logarithmischer Schätzung anwendbar ist: Man schätzt eine Gleichung mit allen Variablen (I). Anschließend schätzt man die Gleichung unter Ausschluß der ersten multikollinearitätsverdächtigen Variablen (II). Schließlich wird aus der Gleichung die zweite multikollinearitätsverdächtige Variable ausgeschlossen (III). Sind nun die Regressionskoeffizienten der beiden verdächtigen Variablen in Gleichung I zusam-

men ungefähr gleich stark, wie der stärkere Regressionskoeffizient der entsprechenden Variablen in Gleichung II oder III, so ist Multikollinearität sehr wahrscheinlich.

* Eine weitere Faustregel lautet: Sieht man sich die Eigenwerte von (X'X) an und liegen der größte und der kleinste Wert sehr weit auseinander (Verhältnis 1:100), so kann man auf Multikollinearität schließen (vgl.KRÄMER 1982/83).

Liegt Multikollinearität vor, so können keine stabilen Ergebnisse mehr erzielt werden: Bei einer sehr kleinen Änderung der Beobachtungsgrößen ergeben sich sehr unterschiedliche Ergebnisse. Lösungsvorschläge für dieses Problem sind die folgenden:

Bei definitionsgemäßen Abhängigkeiten wird einfach eine Variable weggelassen. Auch wenn die gestrichene Variable eine eigene Hypothese repräsentiert, wird deren Inhalt durch die beibehaltene vertreten. Durch die Linearitätsbeziehung ist die beibehaltene Variable eine Proxy-Variable der eliminierten. Sind die Proportionalitäten zufällig, so kann eine Hinzunahme von Daten das Multikollinearitätsproblem lösen. In der Literatur finden sich auch rein technische Lösungen: Die RIDGE REGRESSION (vgl.HOERL, KENNARD 1970, S55f) multipliziert alle Diagonalelemente der (X'X)-Matrix, die bei Multikollinearität beinahe singulär wird, mit (1+d). Dabei muß das d so lange erhöht werden, bis stabile Schätzwerte erreicht werden. Wegen der Interpretationsprobleme, die sich aus dieser Vorgehensweise ergeben wird diese Methode in der Ökonometrie selten angewendet. Als zweite rein technische und als "statistisch perfekte" Lösung wird die PRINCIPAL COMPONENTS Methode

beschrieben (vgl.MADDALA 1977, S193) . Hier wird die (X'X)-Matrix zerlegt. Allerdings ergeben sich bei der Ergebnisinterpretation auch hier größte Schwierigkeiten. Auch die Bildung der ersten Differenzen wird als Lösung des Multikollinearitätsproblems beschrieben (vgl.MADDALA 1977, S192). Allerdings wird wegen der dadurch entstehenden Autokorrelation von dieser Methode abgeraten.

(2) X ist fest

Diese leicht mißverständliche Annahme sagt, daß nicht stochastische Größen, sondern Größen, die kontrollierbar und exakt meßbar sind die Beobachtungswerte für das Regressionsmodell sind.

Eine Verletzung dieser Annahme tritt insbesondere dann ein, wenn verzögerte endogene Variable als erklärende verwendet werden. Solche Modelle kommen in der ökonomischen Theorie des öfteren vor. Man nennt sie autoregressiv. Für die Konsequenzen, die sich daraus ergeben sei auf Bamberg/Schittko verwiesen (vgl BAMBERG, SCHITTKO 1979, S73f).

Annahme 2 ist auch dann verletzt, wenn die Variablen nicht oder nicht exakt beobachtet werden können. Dieses Problem von Fehlern in den Variablen wurde unter "Datenqualität" weiter oben behandelt.

(3) E(u) = 0

Die Einflußgrößen, die in der Störvariablen zusammengefaßt sind, sind unregelmäßig der Art, daß sich bei mehreren (hypothetischen) Beobachtungen die Werte im Mittel aufheben.

Diese Annahme ist eigentlich nur dann verletzt, wenn das Modell nicht vollständig spezifiziert wurde (s.2.3). Denn bei einem Fehlen von wichtigen beeinflussenden Variablen kann der Erwartungswert der $\hat{u}_t$ nicht mehr dem der u_t entsprechen.

(4) cov(u)=E(uu')=σI

Die mittlere quadratische Abweichung der u_t vom Erwartungswert 0 ist überall gleich und zudem sind die u_t nicht mit den u_{t-x} korreliert.

Hier ergeben sich zwei wichtige Fälle, in denen diese Annahme verletzt ist: Wenn die Störterme unterschiedliche Varianz aufweisen, so spricht man von Heteroskedastizität. Bei einer paarweisen Korrelation der Störgrößen spricht man von Autokorrelation. In beiden Fällen wird die Effizienz des Schätzers $\hat{\beta}$ negativ beeinflußt.

Heteroskedastizität ist vor allem ein Problem von Querschnittsdaten. Deshalb sei an dieser Stelle nur darauf verwiesen, daß gute, starke Hypothesen jedoch schlechte Schätzergebnisse einen Test auf Heteroskedastizität angebracht erscheinen lassen. Ein solcher ist der Goldfeldt/Quandt-Test (vgl.GOLDFELDT, QUANDT 1965, S39f, JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE

1980, S148f) oder auch der Test von Breutsch und Pagan (vgl.BREUTSCH, PAGAN 1979, S1287f).

Methoden gegen Heteroskedastizität zu finden heißt, die Varianz der Störvariablen anzugleichen. Das kann einmal durch die Gewichtung der Variablen geschehen ("Weighed Least Square Methode") (vgl. WONNACOTT, WONNACOTT 1979, S194f): Die Beobachtungen mit größerer Streuung bekommen ein geringeres Gewicht als solche mit geringerer Streuung. Eine andere häufig gebrauchte Methode ist die Transformation der Variablen durch Logarithmierung (vgl. MADDALA 1977, S93f). Durch die Verkleinerung der Ausprägungen wird auch die Streuung der Residuen geringer sein.

Ein bei Zeitreihendaten weit häufiger auftretendes Problem ist das der Autokorrelation. Der Grund dafür kann im saisonalen Muster "unwichtiger" Variabler liegen. Für die Erklärungskraft des Modells wichtige Variable schwanken nämlich im Einklang mit der Endogenen. Daher trägt ein Saisonmuster "wichtiger" Variabler zur Erklärung des Modells bei und führt nicht zu Autokorrelation. Meistens ist Autokorrelation von vorneherein nicht zu erkennen, da erst das Zusammenwirken mehrerer exogenenr Variabler diese "Muster" in den Residuen entstehen läßt.

Gut erforscht ist das Problem der Autokorrelation 1.Ordnung. Hier sind die u_t mit den u_{t-1} korreliert. Der typische Test auf Autokorrelation 1.Ordnung ist der DURBIN-WATSON-Test. Er wird ausführlich in 4.2 behandelt.

Anstelle dieses Tests kann man sich auch mit einer Kontingenz-Tabelle behelfen. Wenn die u_t zufällig sind, müßten sie in den vier Quadranten auch gleichmäßig verteilt sein.

$\hat{u}_t$	Positiv bei t	Negativ bei t
Positiv bei t-1		
Negativ bei t-1		

Abb.10: Eine Kontingenztabelle zur Feststellung von Autokorrelation 1.Ordnung (MADDALA 1977, S88 /übersetzt/)

Auch eine Abbildung, die die Ausprägung der Störvariablen im Zeitablauf zeigt, kann die typischen Muster von AK 1.Ordnung aber auch von AK höherer Ordnung zeigen.

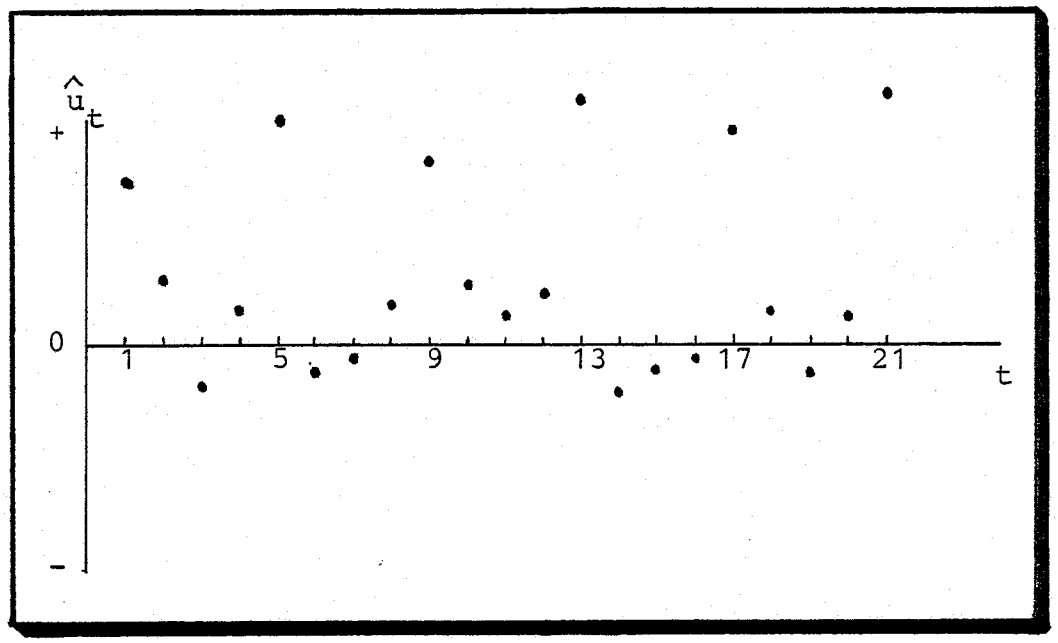


Abb.11: Starkes Muster, das auf Autokorrelation 4.Ordnung hinweist (bei $\rho > 0$)

Tests auf AK höherer Ordnung wurden erst in jüngerer Zeit entwickelt. So 1972 der Test von WALLIS auf AK 4.Ordnung (vgl.WALLIS 1972, S617) oder 1970 ein allgemeiner Test auf AK höherer Ordnung (vgl.BOX, JENKINS 1970, S175f).

Rezepte gegen Autokorrelation zu finden ist schon schwieriger. Besonders deshalb, weil keine einhellige Meinung darüber besteht, wieviel die herkömmlichen Methoden zur Verringerung

der Autokorrelation zur Verbesserung der Ergebnisse beitragen. (vgl. KRÄMER 1980a, S1005f).

Voraussetzung zur Bekämpfung von Autokorrelation ist die Schätzung des Autokorrelationskoeffizienten. Dafür werden Suchmethoden (z.B. Hildreth-Lu-Methode) und 2-Stufenprozeduren (z.B. Cochrain-Orcutt-Methode, Durbin-Methode) unterschieden (vgl. MADDALA 1977, S278f). Ist $\hat{\rho}$ geschätzt, so wird y_t nach ρy_{t-1} und x_t nach ρx_{t-1} transformiert. Mit diesen neuen Variablen wird die Gleichung neu geschätzt. Wiederholt man diesen Prozeß mit dem in der neuen Gleichung gewonnenen $\hat{\rho}$, so erzeugt man einen zu ρ konvergierenden Vorgang. Allerdings ist auch das so gewonnene $\hat{\rho}$ nicht ganz erwartungstreu und effizient (vgl.NAYLOR 1979, S147).

(5) $1/T X'X \to V$

(6) u iid $N(0,\sigma^2)$

Diese zwei Annahmen sind rein technischer Natur. Annahme 5 ist hinreichend, um die Konsistenz von $\hat{\beta}$ zu beweisen. Die Normalverteilungsannahme ist notwendig, um Konfidenzintervalle angeben und Tests bzgl. $\hat{\beta}$ durchführen zu können.

3. DIE ANWENDUNG DES MODELLS

3.1 DAS INHALTLICHE MODELL

Besonders in der Ökonomie wird das Vorhandensein eines formalen Modells der Realität als Voraussetzung für die Anwendung der Regressionsanalyse angeführt (vgl.KRELLE 1982, S11). Das bedeutet, daß man die Realität vor dem Einsatz der Regressionsanalyse bereits so genau kennt, daß die wirklichen Zuammenhänge bereits in analytischer Form wiedergegeben werden können.

Dabei besteht folgendes Forschungsinteresse: In Anlehnung an Vorbilder der Physik, Astronomie oder Medizin sollen wirtschaftliche Gesetzmäßigkeiten, die allgemeine Gültigkeit beanspruchen, empirisch fundiert werden: "Der ökonomischen Theorie kommt bei ökonometrischen Arbeiten die weitaus größte Bedeutung zu: Einerseits ist sie der Ausgangspunkt: aus ihr müssen die zu prüfenden und zu quantifizierenden Hypothesen abgeleitet werden".(GOLLNICK 1968, S13) Auf dieselbe Art versucht ein Teil der betriebswirtschaftlichen Forschung wirtschaftliche Zusammenhänge zu erforschen. Besonders auf dem Gebiet der Finanzierung wurden Erfolge bei der Entwicklung formaler Theorien erzielt. Das Capital Asset Pricing Model (vgl.z.B.BREALY, MYERS 1981, S134f) oder das Optionenbewertungsmodell von Black/Scholes (vgl. BLACK, SCHOLES

1973, S637f) sind Beispiele dafür. Auch Produktionsmodelle (vgl. z.B. ZSCHOCKE 1974, S35f) oder Absatzmodelle (vgl. LEWANDOVSKI 1974, S296f, BRUSE 1980) wurden erarbeitet. Von Albach ist schon ein teilweise aus formalen Theorien abgeleitetes Unternehmensmodell auf der Basis von Modellen der funktionalen Bereiche zur Erklärung der Rentabilitätsentwicklung deutscher Industrieaktiengesellschaften entwickelt worden (vgl.ALBACH 1981, S989f). Die Anwendung der Regressionsanalyse wird durch das Vorhandensein einer Theorie wesentlich erleichtert: Man braucht kein "Modell zu bauen". Durch die Anwendung der Regressionsanalyse wird lediglich die Theorie empirisch überprüft und die Modellparameter quantifiziert. Denn die Variablen und deren funktionale Beziehungen sind bekannt. Aus dieser Situation ist es auch zu verstehen, daß in Ökonometriebüchern beinahe ausschließlich mathematisch-statistische Techniken zur Verfeinerung der Ergebnisse beschrieben werden.

Die rigorose Forderung nach Theorie wird jedoch auch in Frage gestellt. Jenkins etwa bezweifelt die Qualität von Theorien, die in unserer komplexen und vom lernenden Menschen bestimmten Umwelt funktionieren sollen und formuliert überspitzt:"...many models that claim to make economic "sense", turn out to make statistical "nonsense"....."(JENKINS 1979, S131).

Positiv ausgedrückt kann die Regressionsanalyse mehr als Theorien empirisch zu fundieren: In Situationen in denen keine Theorie vorhanden ist, können Zusammenhänge des Verhaltens erforscht und die wichtigsten Einflußgrößen evaluiert werden (vgl.DRAPER, SMITH 1968, S235). Hier rückt der Bau eines

inhaltlichen Modells in den Mittelpunkt der Regressionsanalyse. Zwar soll auch hier die mathematisch/statistische Technik sehr sorgfältig gehandhabt werden, jedoch besitzt sie nicht mehr einen dominierenden Stellenwert.

Obwohl es keine Modellbaumethodologie gibt - was oft ein Haupteinwand gegen die Regressionsanalyse ist (vgl.z.B. JENKINS 1979 S131) - so wird doch das Einsatzgebiet "ohne formale Theorie" für die Regressionsanalyse immer bedeutungsvoller. Denn zum einen kann auch in der Ökonomie nicht lückenlos auf Theorien zurückgeriffen werden. Andererseits lassen sich mit der Regressionsanalyse für betriebswirtschaftliche Zwecke Modelle entwickeln, die individuellen Unternehmen als Grundlage für Planungen und Entscheidungen dienen (vgl. MCCANN, REIBSTEIN, 1978, S12f).

Die Betonung des explorativen Charakters der linearen Regressionsanalyse rechtfertigt auch, daß in dieser Arbeit aufwendige Schätzverfahren nicht in Betracht gezogen wurden. In einer Situation, in der das inhaltliche Modell erst gebaut werden muß, entspricht das daraus resultierende Regressionsmodell sicher nicht exakt der Realität. Vielmehr wird es als realitätsnah zu bezeichnen sein. Krämer konnte mit einer empirischen Arbeit zeigen, "...daß der Gebrauch aufwendiger Schätzverfahren in realitätsnahen Situationen nicht notwendigerweise eine Verbesserung der Resultate mit sich bringt".(KRÄMER 1980, S88) Komplexe Verfahren sind weniger für eine allgemeine Situation, wie sie der Bau eines betriebsökonometrischen Modells ist, geschaffen. Vielmehr ergibt sich die Gefahr, "...daß aufwendige Werkzeuge und Prozeduren häufiger - verglichen mit

einfachen Geräten - in Situationen versagen, für die sie nicht speziell ge-schaffen sind". (KRÄMER 1980, S4)

3.2 PROGNOSEN

Sind einmal die Theorien empirisch fundiert, bzw. liegen die gesuchten Zusammenhänge in Gleichungsform vor, so werden Modelle, die aus einer Situation mit vorhandener formaler Theorie entstanden sind und Regressionsmodellen, für deren Bau erst ein inhaltliches Modell erarbeitet werden mußte, gleichermaßen genutzt.

Die häufigste Anwendung sind Punktprognosen (vgl.MARINELL 1982, S65f) . $\hat{y}$ einer bestimmten Periode t wird dadurch geschätzt, daß in die Schätzgleichung die Annahmen über die Entwicklung der exogenen Variablen für eben die Periode t eingesetzt werden. Der Prognosefehler wird "im Mittel" 0 sein, da die OLS-Schätzfunktion eine erwartungstreue Prognosefunktion ist.

Um die Qualität einer Prognose besser beurteilen zu können, ist oft die Berechnung eines Prognoseintervalls angebracht (vgl. BAMBERG, SCHITTKO 1979, S80f).

$$\{\hat{Y}_t - \hat{\sigma}_e t_{T-(k+1),(1-\alpha/2)} ; \hat{Y}_t + \hat{\sigma}_e t_{T-(k+1),(1-\alpha/2)}\}$$

wobei: $\hat{\sigma}_e = \sqrt{\hat{\sigma}^2 x_t' (X'X)^{-1} x_t}$ ...geschätzte Fehlervarianz

Prognosen, die mit Regressionsmodellen erstellt werden, sind immer bedingte Prognosen. Das Ergebnis kann also nur unter den für die Regressoren getroffenen Annahmen gesehen werden. Für die praktische Anwendung bedeutet das, daß das Prognoseproblem um eine Stufe vorverlegt wurde. Schätzte man früher einen Tatbestand ohne Kenntnis der Hintergründe, so kennt man jetzt die Hintergründe und trifft auf diese bezogene Annahmen. Sind diese Prognoseannahmen falsch, so ist auch bei einem sehr guten Regressionsmodell die Prognose wertlos.

Daß bedingte Prognosen erstellt werden, bringt auch den größten Vorteil solcher Regressionsmodelle mit sich: Es können Kausalanalysen erstellt und sogenannte "What if" -Fragen beantwortet werden. Auf Grund dieser Analysen entstehen dann Szenarien: Verschiedene als wahrscheinlich erachtete Annahmen werden in das Regressionsmodell eingegeben. Dieses errechnet dann die Auswirkungen auf die endogene(n) Variable(n). Dadurch können sowohl sensible Umweltveränderungen erkannt, als auch der Rahmen von Prognosen sinnvoll abgesteckt werden. Obwohl man sich insgesamt der Unvollkommenheit ökonometrischer Modelle bewußt sein muß, haben sie doch entscheidende Vorteile gegenüber intuitiven Methoden: Es können konsistente Ergebnisse erreicht und die vorhandene Stichprobeninformation wirklich ausgenützt werden.

4. DAS SCHÄTZEN EINES REGRESSIONSMODELLS

Liegen Hypothesen, Daten und eine Vorstellung über die Kurvenform des empirischen Regressionsmodells vor, so können bei der Schätzung der Regressionsgleichung drei Teilbereiche unterschieden werden:

Im Rahmen der Modellschätzung müssen die wichtigen Variablen gefunden werden. Dafür werden hier in einem ersten Schritt Kriterien und Tests, die bei der Annahme oder Ablehnung einer Größe als Regressor Hilfestellung geben, beschrieben.

Als nächstes wird zu prüfen sein, ob $\hat{\beta}$ die Effizienz-, Konsistenz- und Erwartungstreueeigenschaften des theoretischen Modells besitzt. Dazu sind im wesentlichen Probleme der Multikollinearität, Heteroskedastität und Autokorrelation zu beachten. Sind Annahmen des theoretischen Modells verletzt, so werden sich zwar die statistischen Eigenschaften der Regressionskoeffizienten verschlechtern, das Ergebnis der Berechnungen wird aber trotzdem verwendbar sein.

Liegt schließlich die empirische Regressionsgleichung vor, so muß das Modell noch auf Vollständigkeit und die Richtigkeit der funktionalen Form überprüft werden. Tests auf diese Voraussetzungen sind deshalb so wichtig, weil bei fehlenden Variablen oder falscher funktionaler Form die Ergebnisse des Regressions-

modells unbrauchbar werden.

Als Zusammenfassung aller Anforderungen an ein empirisches lineares Regressionsmodell wird in 4.4 eine Schätzstrategie entwickelt. Darin soll eine Vorgehensweise entwickelt werden, die auch Nicht-Experten gute Regressionsmodelle bauen läßt.

4.1 KRITERIEN UND TESTS FÜR DIE AUFNAHME VON REGRESSOREN

Das Bestimmtheitsmaß

Diese Zahl zwischen 0 und 1 sagt aus, wieviele % der Varianz der abhängigen Variablen durch die vorliegende Regressionsgleichung erklärt werden (vgl.zum folgenden MARINELL 1977, S92, MARINELL 1982, S60f, YAMANE 1976, S723f, BAMBERG, SCHITTKO 1979, S41f).

Die Gesamtabweichungsquadratsumme $(y_t-\bar{y}_t)^2$ wird in die nicht erklärte Abweichungsquadratsumme $(y_t-\hat{y}_t)^2=\Sigma u_t^2=\hat{u}'\hat{u}$ und in die, mit der Schätzgleichung erklärte Abweichungsquadratsumme $(\hat{y}_t-\bar{y}_t)^2$ zerlegt. Das Bestimmtheitsmaß lautet somit

$$R^2=\frac{\Sigma(\hat{y}_t-\bar{y})^2}{\Sigma(y_t-\bar{y})^2}=\frac{\text{Erklärte Varianz}}{\text{Gesamte Varianz}}$$

Wenn $\hat{y}_t=y_t$ nimmt R^2 den Wert 1 an. Man kann daher das Bestimmtheitsmaß auch ausdrücken

$$R^2 = 1 - \frac{\Sigma\hat{u}_t^2}{\Sigma(y_t-\bar{y})^2} = 1 - \frac{\hat{u}_t'\hat{u}_t}{\Sigma(y_t-\bar{y})^2}$$

Dieses Maß für die Genauigkeit der Schätzung der abhängigen Variablen durch das empirische Modell ist allerdings nur dann gültig, wenn die Modellannahmen (inhaltliche und technische) zutreffen, wobei besonders Scheinkorrelationen zu hohe R^2 Werte erzeugen.

Ein spezielles Problem stellt die Tatsache dar, daß mit steigender Anzahl der Regressoren auch der Wert von R^2 zunimmt. Im Grenzfall k =T ist $\hat{y}=y$, da die Gleichung $y=X\beta+u$ dann eindeutig nach ß auflösbar ist. $\hat{u}_t'\hat{u}_t$ ist dann 0 und R^2 wird 1. R^2 ist also im Normalfall positiv verzerrt und tendiert dazu das wirkliche R^2 zu überschätzen. Als Ausweg wurde das korrigierte Bestimmtheitsmaß $\bar{R}^2$ eingeführt. Dabei wird R^2 gewichtet:

$$\bar{R}^2 = R^2\frac{T-1}{T-(k+1)} = 1 - \frac{\frac{\hat{u}_t'\hat{u}_t}{T-(k+1)}}{\frac{\Sigma(y_t-\bar{y})^2}{T-1}}$$

Da $(\hat{u}_t'\hat{u}_t)/(T-(k+1))$ eine erwartungstreue Schätzung von σ^2 ist, folgt: Wenn $\bar{R}^2$ maximal ist, so ist σ^2 minimal.

In der Statistik wird die Qualität einer Schätzung primär an ihrer Effizienz (minimales σ^2) gemessen. Das wird von Bierens bestätigt, der zeigt, daß das Kriterium "minimale Varianz" die Wahrscheinlichkeit falsche Variable in ein Modell aufzunehmen mit steigendem T vermindert (vgl.BIERENS 1980, S141f). Daher empfiehlt es sich ein maximales $\bar{R}^2$ als Kriterium für die beste Regressionsgleichung zu wählen.

t-Test

Stellt sich für einzelne Variable die Frage, ob sie in das Modell aufgenommen werden sollen, so wird eine Variable dann berücksichtigt werden, wenn der Koeffizient $\hat{\beta}_j$ "groß genug" ist. Was "groß genug" ist, entscheidet man mit Hilfe eines t-Tests (vgl.zum folgenden MARINELL 1982, S62f, NAYLOR 1979, S128f).

Die Nullhypothese, daß der wahre Parameter β_j Null ist, wird gegen die Alternativhypothese, daß β_j einen von Null verschiedenen Wert annimmt, getestet:

$H_0: \beta_j=0$
$H_1: \beta_j\neq 0$

β_j ist t-verteilt mit T-(k+1) Freiheitsgraden.

Um Aussagen über die Ablehnung bzw. Nicht-Ablehnung der Nullhypothese treffen zu können, wird für β_j folgendes Testmaß /t/berechnet:

$$|t| = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma^2_e}$$

Liegt nun die Teststatistik /c/ außerhalb der Schranken des tabulierten t-Wertes, so wird H_0 abgelehnt.

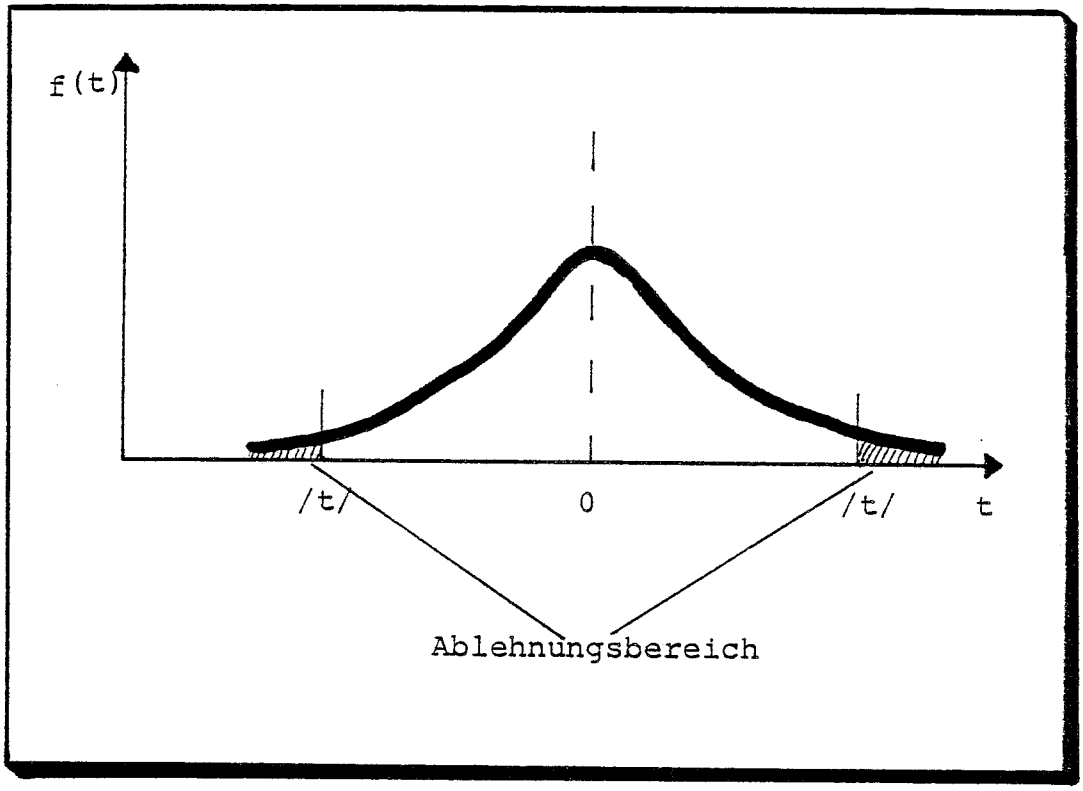


Abb.12: Die Entscheidungsregel des t-Tests

Der Ablehnungsbereich wird in der klassischen Statistik durch den Fehler 1.Art (=α-Fehler) durch den Testenden subjektiv bestimmt. α gibt die Wahrscheinlichkeit an, daß eine richtige H_0 abgelehnt wird. Allerdings muß man sich bewußt sein, daß ein kleiner α=Fehler einen großen ß-Fehler (H_0 wird angenommen, ob wohl sie falsch ist) nach sich zieht.

Liegt Information darüber vor, daß $ß_j$ positiv oder negativ ist, so lauten die Alternativhypothesen:

$$H_1: ß_j > 0 \quad \text{oder} \quad H_1: ß_j < 0$$

In diesem Fall wird der einseitige t-Test angewendet. Durch diese zusätzliche Information kann der Ablehnungsbereich der Nullhypothese (bei konstantem T) vergrößert werden. Das wiederum bedeutet, daß kleinere $ß_j$ als beim zweiseitigen Test noch als Regressionskoeffizienten akzeptiert werden können.

Oft werden für die Parameter $\hat{ß}_j$ auch Konfidenzintervalle angegeben. Die Realisation der Konfidenzgrenzen lautet:

$$\{\hat{\beta}_j \pm t_{(T-(k+1),(1-\alpha/2))} \hat{\sigma}_e\}$$

Befindet sich der Wert 0 im Konfidenzintervall, so ist das gleichbedeutend mit einer Nicht-Ablehnung von H_0.

Als Konfidenzintervall wird dabei jener Bereich interpretiert, in

dem sich bei (100-)% der Fälle (bei T- Wiederholungen) der tatsächliche Parameter $ß_j$ befindet. Die Wahrscheinlichkeit, daß $ß_j$ in einer Realisation eines Konfidenzintervalles liegt, ist allerdings 0 oder 1.

F-Test

"...ob ein Teil oder alle Regressionskoeffizienten gemeinsam von einer vorgegebnenen H_0-Hypothese für die wahren Parameter abweichen" (ASSENMACHER 1980, S128) kann mit dem F-Test überprüft werden. Dieses Verfahren ist angebracht, da die multivariate Regressionsanalyse durch mehrere erklärende Variable gekennzeichnet ist (vgl. zum folgenden ASSENMACHER 1979, S128f, MARINELL 1982, S64, NAYLOR 1979, S140, WEISSBERG 1980, S88)

Wird nun der Vektor ß in $ß_a$ mit q Komponenten und $ß_b$ mit (k-q) Komponenten zerlegt, so lauten die Hypothesen des F-Tests:

$H_0: ß_a=0$
$H_1: ß_a=0$

Damit sollen $ß_1 + ß_2 +...+ ß_q$ daraufhin untersucht werden, ob sie einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Endogenen leisten.

Um Teststatistiken zu ermitteln, werden die Residuen untersucht. Einmal u_q, die Residuen der Gleichung mit den ausge

schlossenen Variablen, zum anderen $\hat{u}$, die Residuen der Gesamtgleichung. Sind die q Komponenten für die Erklärung der abhängigen Variablen von Bedeutung, darf der Unterschied zwischen

$$\{\hat{u}_q'\hat{u}_q,\ \hat{u}'\hat{u}\}$$

nicht "zu groß" sein. Die Testmaßzahl lautet nun

$$|F| = \frac{(\hat{u}_q'\hat{u}_q - \hat{u}'\hat{u})}{(\hat{u}'\hat{u}/T-(k+1))}$$

Die Differenzen zwischen $\hat{u}_q$ und $\hat{u}$ sind F-verteilt mit $v_1=q$ und $v_2=T-(k+1)$ Freiheitsgraden.

Ist die Teststatistik /F/ größer als der tabulierte F-Wert, so muß die Hypothese, daß die q untersuchten Komponenten keinen Beitrag zur Erklärung der Regressionsgleichung leisten, verworfen werden.

Für den speziellen Fall, daß die gesamte Schätzgleichung daraufhin getestet wird, ob sie einen signifikanten Erklärungswert für y hat, wird q=k. Dadurch vereinfacht sich der F-Test in der Berechnung und die Teststatistik lautet:

$$|F| = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{T-(k+1)}{(k+1)}$$

Die Freiheitsgrade der F-Verteilung lauten dann entsprechend $v_1=k+1$, $v_2=T-(k+1)$. Damit ergibt sich ein direkter Zusammenhang zwischen hohem R^2 und hohen F-Teststatistiken.

4.2 TESTS FÜR EINIGE ANNAHMEN DES THEORETISCHEN MODELLS

Wie in Kapitel 2. bereits aufgezeigt, erscheinen für diese Arbeit nur Tests auf Autokorrelation von Bedeutung.

Multikollinearitätstests gibt es nicht. Die Symptome, die in Kapitel 2 beschrieben wurden sollten genügen, um diesbezügliche Probleme festzustellen.

Heteroskedastität ist bei Zeitreihen sehr selten. Entsprechende Tests werden nur dann zum Einsatz kommen, wenn unerwartet schlechte Ergebnisse erzielt werden.

Die Normalverteilungsannahme kann durch zentrale Grenzwertsätze der Wahrscheinlichkeitstheorie gerechtfertigt werden.

Durbin-Watson (DW)-Test

Besteht Verdacht auf Autokorrelation 1.Ordnung, so wird besonders dieser Test in der Literatur häufig genannt (vgl. zum folgenden ASSENMACHER 1980, S146f, BAMBERG, SCHITTKO

1979, S66f, NAYLOR 1979, S145f). Bei den meisten Computerprogrammen für multiple Regressionsanalyse wird die DW-Statistik automatisch ausgewiesen.

Autokorrelation bedeutet, daß Annahme 4 ($cov(u)=\sigma^2 I$) insofern verletzt ist, daß die u_t paarweise korreliert sind. Im speziellen Fall von Autokorrelation 1.Ordnung kann der Zusammenhang zwischen u_t und u_{t-1} angeschrieben werden, als

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

Die Hypothesen für den Autokorrelationstest lauten:

$H_o: \rho=0$

$H_1: \rho\neq 0$

Stellt man sich die Differenz zwischen u_t und u_{t-1} vor, so wird dann Verdacht auf Autokorrelation herrschen, wenn diese "klein" ist. Dementsprechend ist die Teststatistik aufgebaut:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{T} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2}$$

Da die Berechnung der DW-Verteilungsfunktion von den aktuellen Daten der X-Matrix abhängt, ergeben sich folgende Probleme: Tabellen für unterschiedliche Datensätze anzugeben, ist mit zu großem Aufwand verbunden. Auch eine ad-hoc Berechnung ist nicht gut möglich (mathematisch aufwendig). Deshalb werden für unterschiedliche k und T jeweils eine Untergrenze d_L und eine Obergrenze d_U tabuliert, die unterschiedliche X-Matrizen berücksichtigen. Die entsprechenden Werte werden zwischen 0 und 4 liegen.

Die Entscheidungsregeln im DW-Test lauten nun:

Autokorrelation / Entscheidung	positiv	negativ
Lehne H_0 ab, wenn	$DW < d_L$	$DW > (4-d_L)$
Lehne H_0 nicht ab, wenn	$DW > d_w$	$DW < (4-d_u)$
Keine Entscheidung, wenn	$d_L \leq DW \leq d_u$	$(4-d_u) \leq DW \leq (4-d_L)$

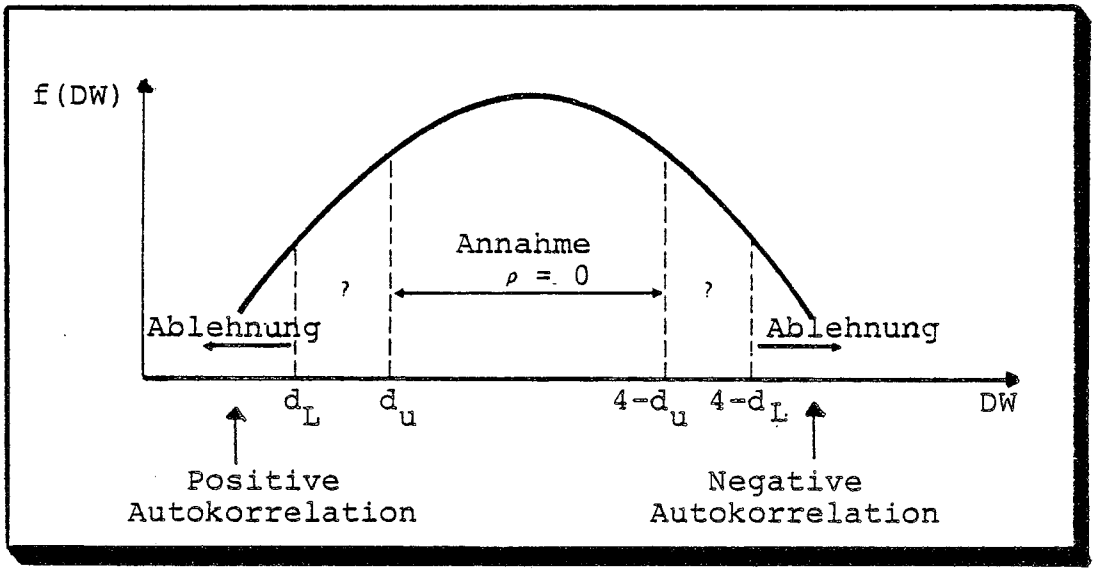


Abb.13: Der Durbin-Watson Test (NAYLOR 1979, S146 /übersetzt/)

Das Unbestimmtheitsintervall ist die größte Schwäche des DW-Tests. Dieses Intervall wird immer größer, je kleiner T wird. Eine weitere Einschränkung des DW-Tests ergibt sich daraus, daß die Gleichung keine verzögerten endogenen Variablen enthalten darf. Besonders muß beachtet werden, daß mit diesem Test nur auf Autokorrelation 1.Ordnung geprüft werden kann.

WALLIS-Test

Dieser Test ist ähnlich dem DW-Test aufgebaut und überprüft Regressionsmodelle auf Autokorrelation 4.Ordnung (vgl. WALLIS 1972, S617f, HAVLIK 1982, S 4f). Deshalb ist er besonders für Modelle mit Quartalsdaten geeignet.

$H_o: \rho=0$

$H_1: \rho>0$ oder $H_1: \rho<0$

In diesem Fall wird ρ den Zusammenhang zwischen u_t und u_{t-4} wiedergeben.

$$u_t = \rho u_{t-4} + \varepsilon_t$$

Dementsprechend lautet die Teststatistik

$$W = \frac{\sum_{t=5}^{T} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-4})^2}{\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2}$$

Analog zum DW-Test wird in Wallis-Tabellen jeweils w_L (Untergrenze) und w_u (Obergrenze) angegeben. Allerdings sind die Wallis-Verteilungen von denen der DW-Verteilungen verschieden, sodaß auch eigene Tabellen verwendet werden müssen.

Die Entscheidungsregeln des Wallis-Tests lauten nun:

Autokorrelation / Entscheidung	positiv	negativ
Lehne H_0 ab, wenn	$W<w_L$	$W>(4-w_L)$
Lehne H_0 nicht ab, wenn	$W>w_u$	$W<(4-w_u)$
Keine Entscheidung, wenn	$w_L \leq W \leq w_u$	$(4-w_u) \leq W \leq (4-w_L)$

4.3 TESTS AUF DIE RICHTIGE SPEZIFIKATION DES MODELLS

CHOW-Test

Dieser Test untersucht die Schätzgleichung auf Strukturbruch. Um ihn durchführen zu können, müssen folgende Bedingungen erfüllt sein (vgl.zum folgenden DHRYMES 1978, S60, KRÄMER 1982/83, MADDALA 1977, S198f):

* Die Schätzgleichung darf nur einen Strukturbruch haben,
* Der Zeitpunkt des Bruches muß bekannt sein..

Die Hypothesen des Chow-Tests lauten also:

H_o: ß ändert sich im Zeitablauf nicht.
H_1: ß ändert sich im Zeitpunkt z.

Um diese Hypothesen testen zu können werden drei Gleichungen gebildet:

* Gleichung(1) für den gesamten Beobachtungszeitraum.
* Gleichung(2) vom t=1 bis t=z.
* Gleichung(3) von t=z bis t=T.

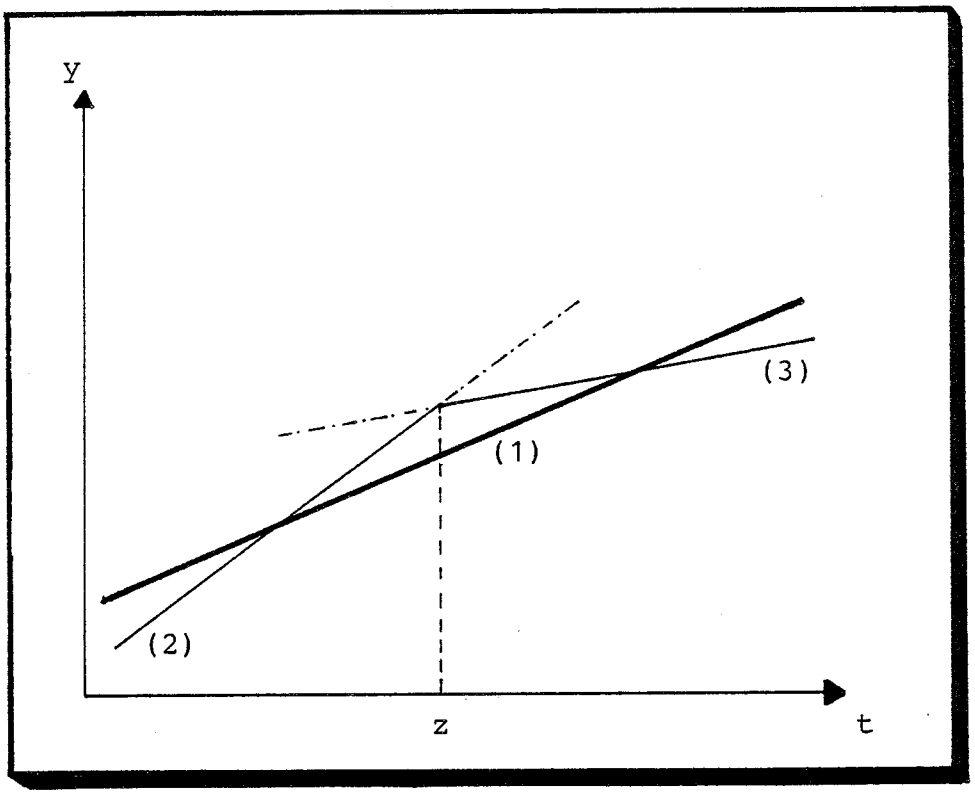


Abb.14: Die drei Gleichungen des CHOW-Tests

Beobachtet man nun die Residuen, so werden die $\hat{u}_t$ der Gleichungen (2) und (3) aufaddiert kleiner sein als die Residuensumme der Gleichung (1). In Matrixschreibweise lautet die Testidee: Ist die Differenz

$$\{\Sigma\hat{u}^2_{(1)};\ (\Sigma\hat{u}^2_{(2)} + \Sigma\hat{u}^2_{(3)})\}$$

"zu groß" - d.h. ist die Gleichung (1) nur eine schlechte Annäherung an die Gleichungen (2) und (3) - so lehne H_0 ab. Die Teststatistik des Chow-Tests ist F-verteilt mit k und T-2k Freiheitsgraden:

$$|F| = \frac{\Sigma\hat{u}^2_{(1)} - (\Sigma\hat{u}^2_{(2)} + \Sigma\hat{u}^2_{(3)})/k}{(\Sigma\hat{u}^2_{(2)} + \Sigma\hat{u}^2_{(3)})/(T-2k)}$$

Ist der richtige Zeitpunkt eines möglichen Strukturbruchs gefunden, ist der Chow-Test sehr trennscharf. Das ist sein Hauptvorteil gegenüber dem nun folgenden Cusum-Test.

CUSUM-Test

Dieser zweite Test auf Konsistenz der Regressionsparameter über die Zeit hat insbesondere zwei Eigenschaften (vgl.zum folgenden: BROWN, DURBIN, EVANS 1975, S149f, HAVLIK 1982, S8f):

* Es können mehrere Strukturbrüche erkannt werden.
* Die Zeitpunkte von Strukturbrüchen können durch diesen Test gefunden werden.

Basis dieses Tests ist eine mehrfache Berechnung der Regressionsgleichung bei Erweiterung des Schätzzeitraumes. Der erste Schätzzeitraum ist t_1-t_{k+1} (damit kann die Annahme r(X)=k+1 eingehalten werden). Dieser Zeitraum wird stufenweise vergrössert.

Durch diese Berechnung kommt man zu "rekursiven" Residuen ($\tilde{u}_t$). Sie sind die standardisierten Residuen (da ja der Schätzzeitraum der einzelnen Berechnungen unterschiedlich ist) der stufenweisen Regressionsberechnung.

Die Nullhypothese sagt, daß alle Regressionsparameter über die Zeit ihren Wert β_j beibehalten. Die Alternativhypothese dagegen nimmt für jede Schätzung an, daß sich der jeweilige Regressionsparameter von β_j unterscheidet.

Um die Teststatistik zu erhalten, werden die rekursiven Residuen kummulativ summiert, wodurch man zur Cusum-Größe kommt:

$$c = \frac{\sum_{k+1}^{T} \tilde{u}_t}{\hat{\sigma}}$$

Zwei Gerade stellen das Kriterium für die Ablehnung von H_0 dar:

$$y_l = a\frac{(3k-T)}{\sqrt{T-k}} - \frac{2a}{\sqrt{T-k}}\cdot t \qquad y_r = a\frac{(T-3k)}{\sqrt{T-k}} + \frac{2a}{\sqrt{T-k}}\cdot t$$

wobei: a....Konstante, die bei α=5% den Wert 0.948 annimmt.

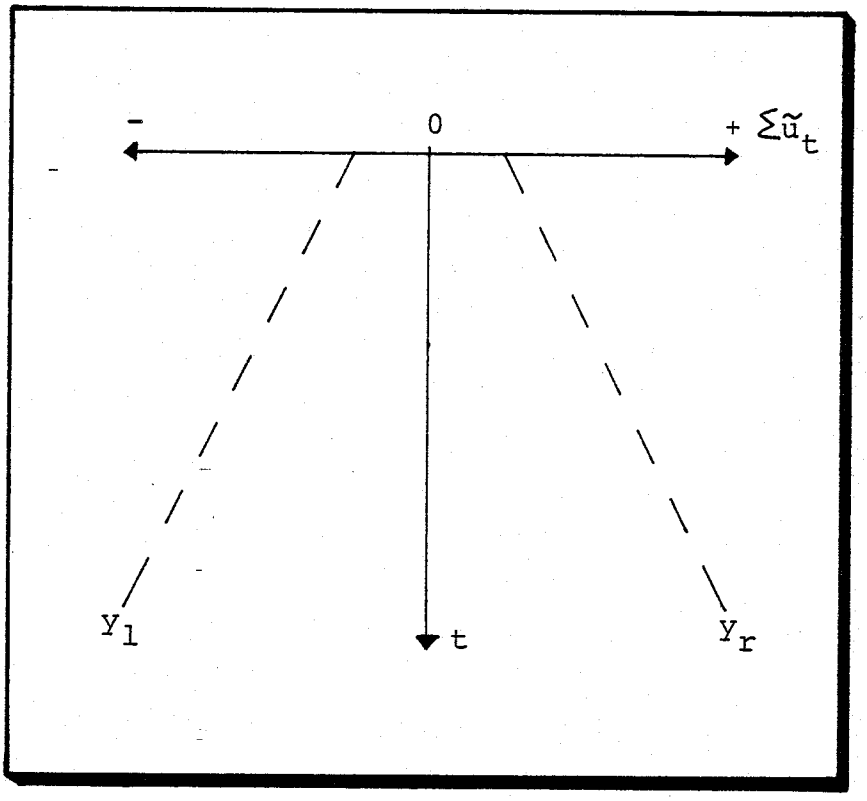


Abb.15: Die Schranken des CUSUM-Tests

Obwohl dieser Test insgesamt nicht sehr trennscharf ist, kann damit nicht nur ein etwaiger Strukturbruch der Gesamtgleichung, sondern auch die Veränderung einzelner Regressionsparameter erkannt werden (vgl.MAURER 1983). Bei den Berechnungen erhält man auch die rekursiven Koeffizienten. Ihre Veränderung über die Zeit kann Aufschluß darüber geben, welcher Parameter für den Strukturbruch in der Regressionsgleichung verantwortlich ist.

RESET-Test

Unter der Voraussetzung, daß die Gleichung vollständig ist (kein Strukturbruch, keine fehlenden Variablen), überprüft der **Re**gression Specification **Error Test**, ob die funktionale Form eines Modells richtig gewählt wurde (vgl.KRÄMER 1982/83, RAMSEY 1969, S250f, THURSBY, SCHMITD 1977, S635f).

Die Hypothesen lauten:

$H_0 : y = X\beta + u$
$H_1 : y = f(x) + u$, wobei $f(x)$ nicht linear ist.

Der Grundgedanke dieses Tests ist, daß jede Kurvenform durch eine Exponentialgleichung angenähert werden kann. Deshalb erweitert man die lineare Regressionsgleichung durch neue Regressoren, die aus höheren Potenzen und den entsprechenden Kreuzprodukten der alten Regressoren gebildet werden.

Kann mit einem F-Test festgestellt werden, daß die neuen Re-

gressoren einen wesentlichen Beitrag zur Erklärung der Endogenen Variablen liefern, so wird das Modell $y = X\beta + u$ verworfen.

Die Hypothesen des entsprechenden F-Tests lauten:

$$H_o: \beta_{(z)} = 0$$
$$H_1: \beta_{(z)} \neq 0$$

wobei $\beta_{(z)}$ der Vektor mit den neuen Variablen ist.

Ein Problem wird die Tatsache darstellen, daß die Potenz- und Kreuzproduktbildung sehr viele Exogene Variable entstehen läßt. Das kann umgangen werden, da $\hat{y}$ gleich der Linearkombination der Exogenen Variablen ist. So wird $\hat{y}**2$ oder $\hat{y}**3$ gleich der entsprechenden Potenz der Exogenen Variablen sein.

Aus der bisherigen Beschreibung des RESET-Test kann man folgende Vorgangsweise ableiten:

(1) Schätze die Regressionsgleichung.
(2) Quadriere bzw. Kubiere die Schätzwerte der endogenen Variablen.
(3) Schätze die Regressionsgleichung neu, aber diesmal mit den quadrierten bzw. kubierten Schätzwerten als zusätzliche Variable.

(4) Teste mittels F-Test, ob die neuen Variablen einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der erweiterten Regressionsgleichung liefern.
(5) Leisten die neuen Variablen eine signifikanten Beitrag zur Erklärung der Endogenen, so muß eine neue Kurvenform gefunden werden.

4.4 EINE UMFASSENDE SCHÄTZSTRATEGIE

Bisherige Schätzstrategien befassen sich nur mit dem Problem der Auswahl von Regressoren. Denn bei 15 Regressoren gibt es (2**15 - 1)= 32.767 mögliche Kombinationen, um zur "besten" Gleichung zu kommen.

In der Literatur werden neben der "All possible Regressions" Methode (vgl.McKAY 1977, S371f), die nur mit einem Computer bewältigbar ist, folgende andere Verfahren zitiert (vgl. MADDALA 1977, S124f, WEISSBERG 1980, 184f, THOMPSON 1978, S1f, BERK 1980, S177f):

* Backward Elimination: Alle Variable werden in eine Gleichung miteinbezogen. Anschließend werden jene Größen ausgeschlossen, die ein t-Statistik oder eine partiellen Korrelationskoeffizienten r_{yx_j} kleiner einem vorher festgelegten Wert haben.
* Forward Selection: Ausgehend von der am höchsten mit y korrelierten Variable wird jene Größe gesucht, die zu dieser

Kombination den höchsten partiellen Korrelationskoeffizienten besitzt. Das wird so lang fortgesetzt, bis R^2 nicht mehr zunimmt.

* Stepwise Regression: Die Forward Selection wird verwendet, um neue Variable aufzunehmen und die Backward Selection um Variable auszuschließen. Dazu werden zwei F-Werte angegeben: Einer, der die Aufnahme und einer, der den Ausschluß bewirkt.
* Optimum Regression: Bisher konnte die niedrigste Abweichungsquadratsumme nicht garantiert werden. Bei der Optimum Regression Methode werden nun mit den Regressoren, die beim letzten Schritt der Stepwise Regression übriggeblieben sind alle möglichen Regressionen berechnet und die "beste" Gleichung ausgewählt.

Alle diese Vorgehensweisen haben den Nachteil, daß die Annahmen und inhaltlichen Voraussetzungen des Regressionsmodells nicht mitverarbeitet werden. Es wird mit rein technischen Kriterien eine Regressionsgleichung zusammengestellt, die trotz einer geringen Varianz der Residuen absolut falsch sein kann (vgl.II.2).

Deshalb wird hier ein heuristischer Prozeß als Schätzstrategie entwickelt, der sowohl technische als auch inhaltliche Kriterien berücksichtigt.

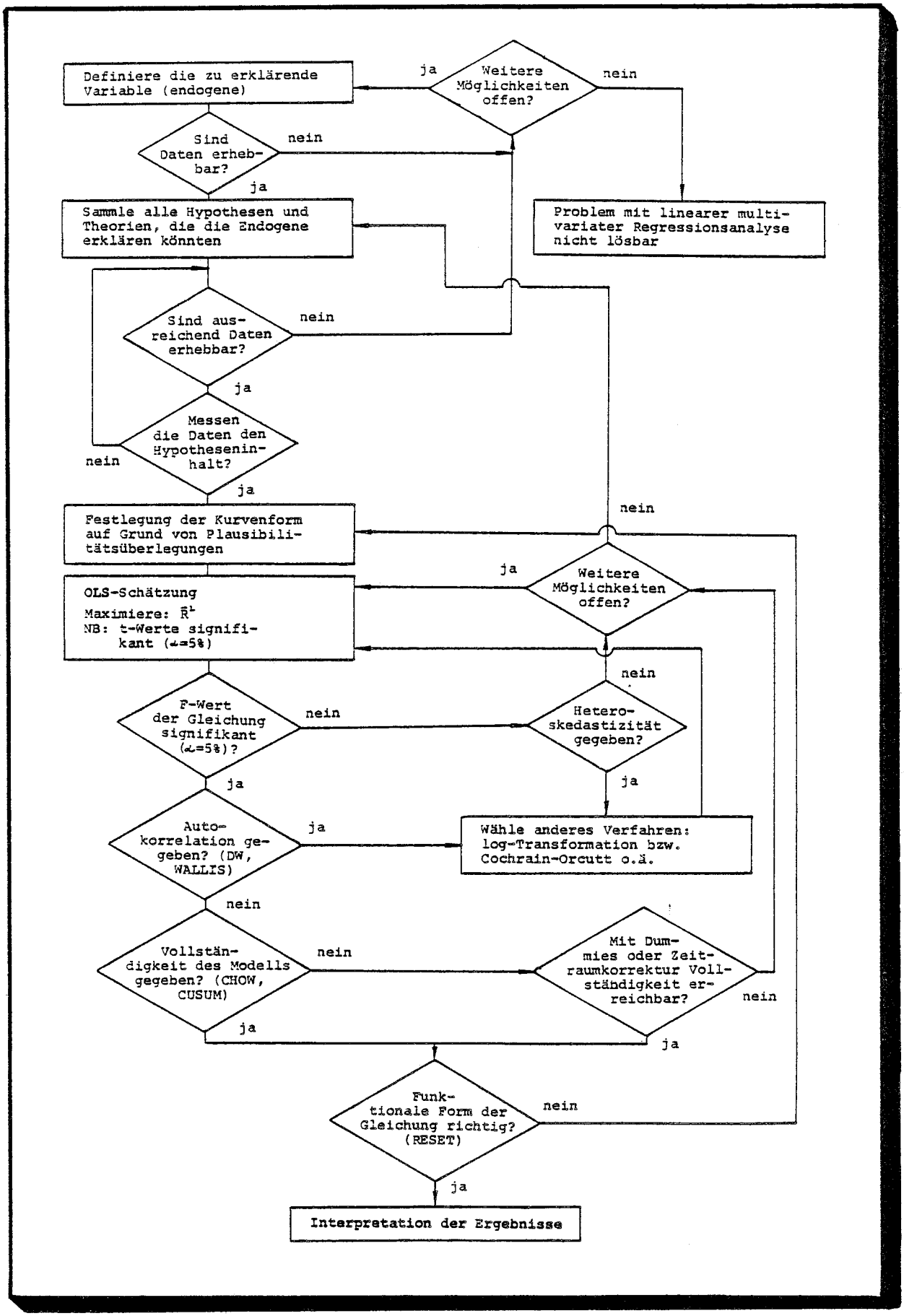

Definiere die zu erklärende Variable (endogene)
ja
Weitere Möglichkeiten offen?
nein
Sind Daten erhebbar?
nein
ja
Sammle alle Hypothesen und Theorien, die die Endogene erklären könnten
Problem mit linearer multivariater Regressionsanalyse nicht lösbar
Sind ausreichend Daten erhebbar?
nein
ja
Messen die Daten den Hypotheseninhalt?
nein
ja
Festlegung der Kurvenform auf Grund von Plausibilitätsüberlegungen
nein
OLS-Schätzung
Maximiere: $\bar{R}^2$
NB: t-Werte signifikant (α=5%)
ja
Weitere Möglichkeiten offen?
nein
F-Wert der Gleichung signifikant (α=5%)?
nein
Heteroskedastizität gegeben?
ja
ja
Autokorrelation gegeben? (DW, WALLIS)
ja
Wähle anderes Verfahren: log-Transformation bzw. Cochrain-Orcutt o.ä.
nein
Vollständigkeit des Modells gegeben? (CHOW, CUSUM)
nein
Mit Dummies oder Zeitraumkorrektur Vollständigkeit erreichbar?
nein
ja
ja
Funktionale Form der Gleichung richtig? (RESET)
nein
ja
Interpretation der Ergebnisse

Abb. 16

Um bei der Aufforderung "Maximiere $\bar{R}^2$" nicht alle möglichen Kombiantionen durchrechnen zu müssen, wird hier eine Vorgehensweise vorgeschlagen, die insbesondere ein Verständnis für das empirische Regressionsmodell vermitteln will:

(1) Teile die Hypothesen in Verursachungsgruppen (ungefähr drei bis vier Gruppen).
(2) Wähle aus jeder Gruppe die Spitzenhypothesen aus und schätze eine Regressionsgleichung mit diesen Größen.
(3) Tausche jeweils die Größe jener Gruppe mit dem gering- Setze das so lange fort, bis aus jeder Verursachungsgruppe eine signifikante Variable in die Gleichung aufgenommen werden kann.
(4) Versuche zu jeder Gruppe weitere signifikante Größen zu finden. Tausche jedoch nur jeweils eine Größe aus. Instabilität der Ergebnisse deutet auf Multikollinearität hin.
(5) Wenn 4-6 signifikante Größen gefunden sind und sich $\bar{R}^2$ durch weitere Variable nur mehr unwesentlich erhöhen läßt → STOP.

Die hier vorgeschlagene Schätzstrategie kann zwar nicht garantieren, daß das Ergebnis im Sinne minimaler quadratischer Abweichungen optimal ist. Das kann nur mit der Optimum Regression und der aufwendigen "All Possible Regressions"-Methode gewährleistet werden. Garantiert werden kann jedoch, daß die erzielten Ergebnisse inhaltlich richtig und damit brauchbar sind. Das ist bei den automatisierbaren Prozeduren allzuleicht nicht der Fall.

Zudem wird hier eine Modellbaumethodologie versucht. Wäh-

rend üblicherweise das Vorliegen einer formalen Theorie für die Anwendung der Regressionsanalyse gefordert wird, werden hier die Schritte der Übertragung einer realen Situation in ein mit der Regressionsanalyse bearbeitbares inhaltliches Modell aufgezeigt.

Als weiterer wichtiger Punkt ist anzumerken, daß in der vorliegenden Schätzstrategie das Ergebnis mit sehr weitreichenden Tests insbesondere daraufhin untersucht wird, ob das gefundene Modell die Realität ausreichend gut wiedergibt. Das kann mit den in der Literatur angeführten Vorgehensweisen nur unvollständig geprüft werden.

5. ERWEITERUNGSMÖGLICHKEITEN DES KLASSISCHEN REGRESSIONSANSATZES

Die Anforderung an die Regressionsanalyse besteht allgemein ausgedrückt darin, Aussagen über die Parameter θ_1, θ_2, ... aus dem Parameterraum Θ zu erreichen. Die Parameter der Regressionsanalyse sind die Regressionskoeffizienten. Die Art der Aussagen, die für ein Regressionsmodell benötigt werden, entsprechen der Fragestellung der Punktschätzung. "Der unbekannte Parameter $\theta \in \Theta$ soll auf Grund von zulässigen Informationen so genau wie möglich geschätzt werden". (MARINELL 1983)

Die Erweiterungsmöglichkeiten eines regressionsanalytischen Modells werden in diesem Abschnitt vor allem in einer Erweiterung der zulässigen Information gesehen. Im "Klassischen Modell", das die Grundlage der bisherigen Ausführungen darstellt, gilt folgendes:

Die relevante Information für ein definiertes Problem kommt ausschließlich aus der Stichprobe. Daher hängt die Wahrscheinlichkeit für ein Ereignis von der relativen Häufigkeit seines Auftretens bei einem sehr großen Stichprobenumfang ab (vgl. BARNETT 1973, S111).

Die ausschließliche Orientierung an der Stichprobe brachte diesem Ansatz die etwas abwertende Bezeichung "frequentism"

(AITCHISON 1970, S253) ein. Allerdings wurden bis heute die großen Erfolge der Statistik im Rahmen dieses Ansatzes erzielt. Der Durchbruch kam erst in unserem Jahrhundert und wurde wesentlich von R.A. Fisher getragen. Die Kritik an diesem Ansatz ergibt sich vor allem aus einer wichtigen Anforderung der Wirtschaftswissenschaften an die Statistik: Sie soll Entscheidungshilfe sein. Dabei treten insbesondere folgende Mängel auf (vgl.BERGER 1980, S18f):

* Es wird Information verschenkt. Nimmt man als Beispiel ein Unternehmen in der Konsumgüterbranche, das bei einer Neuprodukteinführung den Absatz seines Produktes schätzt will, so kann im klassischen Ansatz nur die Information einer Befragung (=Stichprobe) verarbeitet werden. Die Erfahrung und Marktkenntnis eines langjährigen Verkaufsleiters sowie analoger Untersuchungen bleiben unberücksichtigt.

* Die Konsequenz jeder falschen Aussage über den unbekannten Parameter ist ein Schaden. Der klassische Ansatz unterstellt (implizit) eine quadratische Schadensfunktion. Daß dieser Fall eine oft unrealistische Annahme, ist zeigt folgendes Beispiel: Ob der Absatz um 1000 Einheiten über oder unterschätzt wird - der Schaden bleibt derselbe. Zudem bewirkt eine Fehlschätzung von 2000 Einheiten (doppelter Fehler) einen vierfachen Schaden.

5.1 DAS BAYES MODELL

In diesem Modell wird die Möglichkeit geboten, sowohl die Stichprobeninformation als auch zusätzliche Information über den Parameter θ zu verarbeiten. Besonders für den Bayes Ansatz gilt, daß sich die Forschung der Ökonometrie immer mehr damit beschäftigt (vgl.YU, BOULLION, WATKINS 1978, S81f, HUSAN 1979, S860f). Seine Verfechter argumentieren vor allem mit der relativen Einfachheit der Verfahren, mit der Breite der Einsatzmöglichkeiten und mit der Güte der Ergebnisse (vgl.ZELLNER 1975, S39f). Allerdings dürfen Anwendungsprobleme, die sich aus der nötigen Zusammenarbeit von Praktikern mit Statistikern ergeben, nicht übersehen werden.

Basis des Bayes Modells ist das Bayes Theorem der bedingten Wahrscheinlichkeiten (vgl. zum folgenden MARINELL 1983). Mit ihm wird die Stichprobeninformation mit der apriori-Information verknüpft. Die zusätzliche Information muß in Form einer Verteilung vorliegen und wird demgemäß apriori-Verteilung genannt. Die Konsequenz daraus ist, daß der Parameter θ im klassischen Modell eine Konstante ist und im Bayes Modell eine Zufallsvariable darstellt.

$$f(\theta_i/x) = \frac{f(x/\theta_i)\,f(\theta_i)}{\Sigma l(x/\theta_i)\,f(\theta_i)}$$

wobei: $f(\theta_i)$ ..... Prioridichte bzw. -wahrscheinlichkeit des Parameters θ_i
$l(x/\theta_i)$ ... Likelihoodfunktion der Stichprobe
$f(\theta_i/x)$ ... Posterioridichte bzw. -wahrscheinlichkeit des Parameters θ_i

Das auf die Verarbeitung der verschiedenen Informationen angepaßt Bayes Theorem zeigt die Verknüpfung von Likelihood (die aus der Stichprobe der klassischen Statistik gewonnen wird) und der Prioriwahrscheinlichkeit (aus der Zusatzinformation). Das Ergebnis ist die Posteriorifunktion, die die Basis statistischer Aussagen im Bayes'schen Modell darstellt.

Berücksichtigt man nun, daß die Posteriorifunktion proportional zum Produkt aus Likelihood und Priorifunktion ist,

$$f(\theta/x) \propto f(x/\theta)f(\theta)$$

so stellt der Nenner der Bayes-Formel den Normierungsfaktor dar:

$$f(x) = \begin{cases} \int l(x/\theta_i) f(\theta_i) d\theta & \text{für } \theta_i \text{ stetig} \\ \Sigma l(x/\theta_i) f(\theta_i) & \text{für } \theta_i \text{ diskret} \end{cases}$$

Die Schwierigkeiten des Bayes-Modells liegen in der Bestimmung der geeigneten Funktionen, besonders für die Priori-Funktion. Konjungierte Verteilungen sollen daher die menschliche Vorstellungskraft bei der Übertragung der praktischen Situation in eine mathematische Funktion unterstützen. Dabei wird die Priori-Funktion aus einer Verteilungsfamilie so ausgewählt, daß die Posteriori-Verteilung die selbe funktionale Form wie $f(\Theta)$ besitzt. Außerdem wird darauf geachtet, daß der Normierungsfaktor (der ja im stetigen Fall ein Integral darstellt), lösbar ist (vgl.MADDALA 1977, S51). Intensiv mit kon-

jungierten Verteilungen haben sich die wohl exponiertesten "Bayesianer" Raiffa und Schlaifer beschäftigt (vgl. RAIFFA, SCHLAIFER 1961).
Neben den oben erwähnten Vorteilen der Handhabbarkeit ermöglicht die Verwendung konjungierter Verteilungen die Vergleichbarkeit von Untersuchungen: Die Messung der Veränderungen bezüglich des Parameters Θ kann jedesmal mit derselben analytischen Prozedur erfolgen.

Um auf die Auswirkungen der Bayes'schen Gedanken auf die lineare Regressionsanalyse näher einzugehen, folgendes Beispiel (nach WONNACOTT, WONNACOTT 1979, S320f):

Bisher ergaben sich die Schätzwerte für die Regressionsparameter aus den Daten. Nun hat auch das Management Erfahrungen bezüglich der funktionalen Beziehungen, die durch das Regressionsmodell dargestellt werden sollen. Apriori wird ß folgendermaßen festgelegt:

$$\beta \sim N(\beta_o, \sigma_o^2)$$

ß ist normalverteilt mit Mittelwert β_o und Varianz σ_o^2.

Zusätzlich wird eine Stichprobe erhoben, aus der sich folgende Schätzung ergibt:

$$\beta \cong N(\hat{\beta}, \frac{\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}_e^2}{T})$$

Wird nun nach den Regeln des Bayes-Theorems mit Hilfe einer Konjungierten die Posterioi-Verteilung gebildet, so hat die Schätzung von $\hat{\beta}$ folgendes Aussehen:

$$\beta \cong N\left(\frac{T_o \beta_o + T\beta}{T_o + T}, \frac{\sigma^2 / \sigma_e^2}{T_o + T}\right)$$

T_o stellt dabei den hypothetischen Stichprobenumfang der apriori Verteilung dar. Er wird aus dem Verhältnis der Varianz der Likelihoodfunktion zur Varianz der Priori-Funktion bestimmt.

$$T_o = \frac{\sigma^2 / \sigma_e}{\sigma_e}$$

Will man einen Bereich angeben, von dem man erwarten kann, daß es das unbekannte ß enthält, so wird der Bayes'sche Konfidenzintervall gebildet. Mit einer 95%igen Wahrscheinlichkeit liegt ß im folgenden Intervall:

$$\left\{\frac{T_o \beta_o + T\beta}{T_o + T} \pm t_{(\nu, (1-\alpha/2))} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}_e^2}{T_o + T}}\right\}$$

Dieses Konfidenzintervall hat die Eigenschaft, kürzer zu sein als das klassische, was durch die Aufnahme zusätzlicher Information verständlich ist.

Außerdem wird das $\hat{\beta}$ einen Kompromiß zwischen dem apriori

geschätzten und dem stichprobengeschätzten $\hat{\beta}$ sein. Dadurch liegt es näher bei dem Wert, der für die Berechnungen mehr Informationen liefert (d.h. ein größeres T aufweist).

5.2 DAS WALD MODELL

Wald berücksichtigte als erster bewußt die Konsequenzen, die mit einer falschen Aussage über den unbekannten Parameter ϑ verbunden sind. Zwar versucht man sowohl im klassischen als auch im Bayes Modell mit den Schätzverfahren den Parameter Θ möglichst genau zu schätzen. Die möglichen Schäden falscher Aussagen werden jedoch nicht explizit ins Kalkül gezogen.

Im Wald Modell werden die, besonders für betriebswirtschaftliche Anwendungen wichtigen Kosten folgendermaßen verarbeitet (vgl.MARINELL 1983): Für jedes statistische Verfahren und jeden Parameter wird eine Risikofunktion erstellt. Diese gibt an, wie groß die Schadenserwartung ist, wenn der unbekannte Parameter θ und das statistische Verfahren δ ist.

$$r(\delta,\theta) = E\{s(\delta,\theta)\}$$

wobei: $r(\delta,\theta)$ ... Risikofunktion
$s(\delta,\theta)$ ... Schadensfunktion

In Matrixdarstellung ergibt sich daraus folgendes Grundmodell:

stat. Verfahren \ unbekannter Parameter	θ_1	θ_2	θ_3	...
δ_1	$r(\delta_1,\theta_1)$	$r(\delta_1,\theta_2)$	$r(\delta_1,\theta_3)$	..
δ_2	$r(\delta_2,\theta_1)$	$r(\delta_2,\theta_2)$	$r(\delta_2,\theta_3)$	..
δ_3	$r(\delta_3,\theta_1)$	$r(\delta_3,\theta_2)$	$r(\delta_3,\theta_3)$	..
⋮	⋮	⋮	⋮	

Abb.17: Grundmodell des Wald´schen Ansatzes

Die Risikofunktionen sind dabei das Beurteilungskriterium, um das optimale statistische Verfahren auszuwählen. Dabei können "beste" statistische Verfahren nur aus den zulässigen Verfahren ausgewählt werden. Zulässige Verfahren sind gleichzeitig "nicht dominierte" Verfahren. Das bedeutet, daß die Risikofunktion eines bestimmten statistischen Verfahrens δ_i nicht über den gesamten Parameterraum einen höheren Wert als für δ_j aufweisen darf.

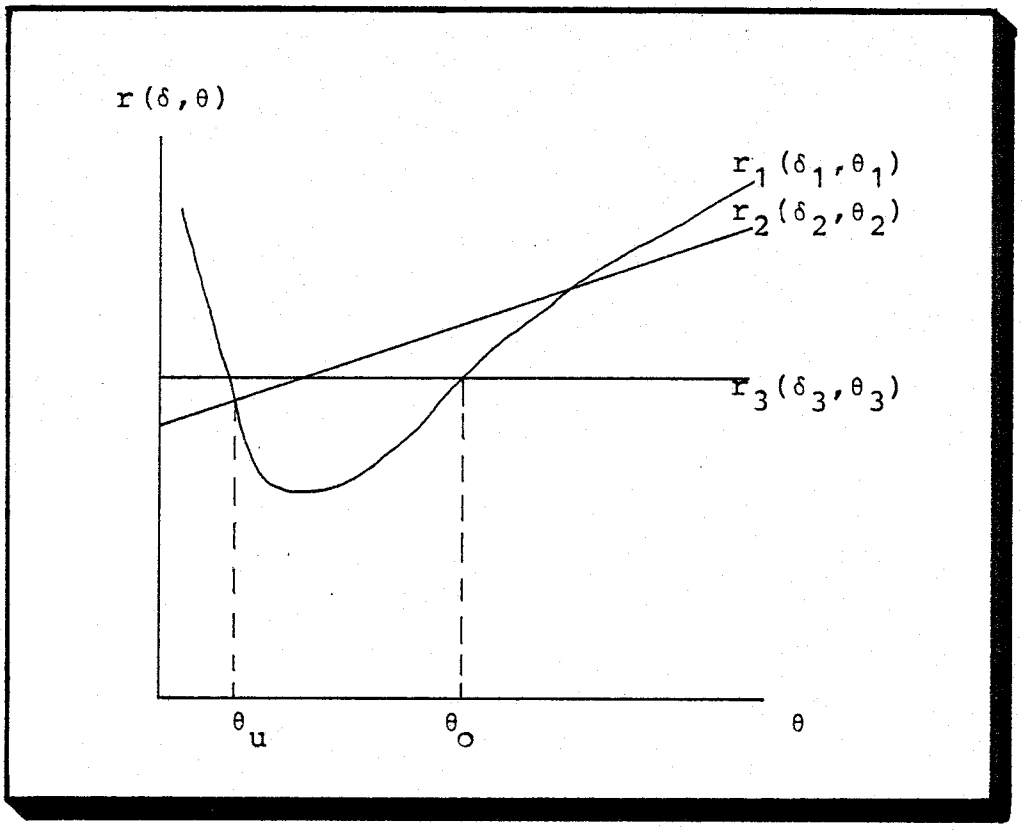


Abb.18: δ_1 ist im Bereich $(\theta_o - \theta_u)$ das gleichmäßig beste Verfahren.

Um aus den zulässigen Verfahren ein bestes auszuwählen, kann man zwei Wege gehen. Einmal kann man die Menge der zulässigen Verfahren durch die Einführung statistischer Kriterien einschränken. Erwartungstreue oder ein bestimmtes Signifikanzniveau wären entsprechende Ausschlußkriterien. So versucht man ein gleichmäßig bestes Verfahren zu finden. Dieses weist für einen bestimmten Parameterraum gleichmäßig mini-

male Risikowerte auf.
Eine andere Möglichkeit ein gleichmäßig bestes Verfahren zu finden sind globale Auswahlkriterien. Eines davon ist das MINIMAX Prinzip. Die Entscheidungsregel zur Auswahl des besten statistischen Verfahrens lautet (vgl.MADDALA 1977, S54):

* Suche für jedes statistische Verfahren das maximale Risiko.

$$M(\delta) = \max r(\delta, \theta)$$

* Klassifiziere die statistischen Verfahren nach ihrem maximal möglichen Schaden. Wähle anschließend jenes δ_i, das den kleinsten maximal möglichen Schaden aufweist.

Weil das MINIMAX-Kriterium eine übervorsichtige Entscheidungsregel darstellt wird die BAYES Regel häufiger gebraucht. Zentraler Punkt dieser Regel ist das BAYES RISIKO. Dieses entspricht dem Erwartungswert der Risikofunktion:

$$B(\delta) = E\{r(\delta, \theta)\}$$

Die Entscheidungsregel bei diesem Kriterium lautet dann (vgl. WONNACOTT, WONNACOTT 1977, S569):

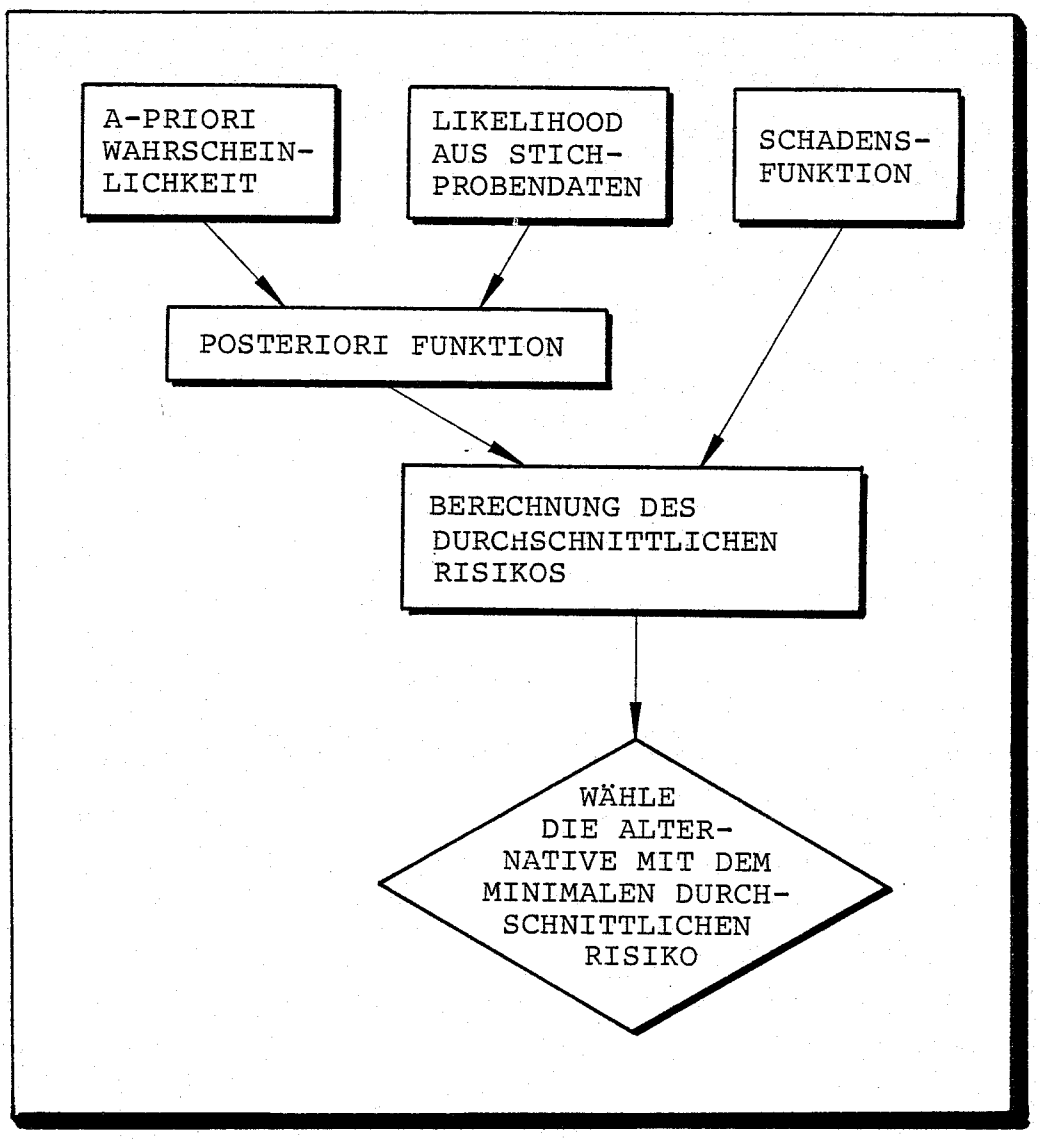


Abb.19: Entscheidungsfindung mit der Bayes-Regel

Wie oben bereits ausgeführt ist, die Schadensfunktion, die dem klassischen Modell unwillkürlich unterstellt wird, quadratisch.

Nun ist es im Wald Modell möglich, je nach Anwendungsproblem, individuelle Schadensfunktionen festzulegen. Allerdings erleichtern vorgegebene Schadensfunktionen, als Approximation der Wirklichkeit verwendet, die praktische Arbeit im Wald'schen Modell.
Eine sehr brauchbare Standardschadenfunktion ist die lineare (vgl.BERGER 1980, S111f): Der Schaden bei Über- und Unterschätzen ist symmetrisch verteilt und steigt linear mit der Abweichung vom tatsächlichen Wert.

$$s(\delta,\theta) = \begin{cases} 0 \text{ für } \delta=\theta \\ |\delta-\theta| \text{ für } \delta\neq\theta \end{cases}$$

Das minimale Bayes Risiko wird im Median der Posteriori-Verteilung erreicht.

Eine Erweiterung dieser Standardschadenfunktion stellt der Fall dar, in dem die Funktion zwar linear ist, der Schaden bei Über- und Unterschätzen jedoch unterschiedlich ausfällt (vgl. MARINELL 1983).

$$s(\delta,\theta) = \begin{cases} 0 & \text{für } \theta=\delta \\ s_o|\theta-\delta| & \text{für } \theta>\delta \\ s_u|\delta-\theta| & \text{für } \theta<\delta \end{cases}$$

wobei: s_u .....Schaden pro Einheit Unterschätzung
s_o .....Schaden pro Einheit Überschätzung

In diesem Fall ist das minimale Bayes'sche Risiko im (s_u/s_u+s_o)-ten Quantil der Posterioriverteilung erreicht.
In die ökonometrische Forschung ist der Wald'sche Ansatz derzeit noch kaum eingedrungen. Selbst umfassende Ökonometriebücher können kaum praktikabele Verarbeitungsmöglichkeiten von Schadenserwartungen anbieten (vgl.JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE 1980, S26f). Zu sehr ist man darauf konzentriert, ökonometrische Modelle mit zeitveränderlichen Parametern auszustatten, nicht beobachtbare Variable in die Systeme einzuführen, ökonometrische Systeme mit BoxJenkins Verfahren zu verbinden und auch Möglichkeiten für die Verarbeitung von apriori Kenntnissen zu suchen (vgl.KRELLE 1982, S18f). Der Grund für das langsame Eindringen Wald'scher Gedanken dürfte außerdem darin liegen, daß es in der Betriebökonomie kaum eine eigenständige wissenschaftliche Forschung gibt. Wie erfolgversprechend die Anwendung des Wald' schen und des Bayes'schen Modells sein kann, soll nun ein Beispiel zeigen (vgl.zum folenden VARIAN 1975, S195f).

Durch ein ökonometrisches Modell erhofften sich die Schätzer

der Finanzbehörden Californiens eine Erleichterung ihrer Arbeit. Die jährlich vorzunehmende Schätzung des Marktwertes allen Wohnungseigentums sollte mit Hilfe eines Modells vorgenommen werden.

Dabei entwickelte der Autor eine unsymmetrische Schadenfunktion, die er "linex-Funktion" nannte: Sie ist bei großer Unterschätzung linear, da die Finanzbehörde durch diesen Fehler Einnahmen verliert. Exponentiell ist sie bei Überschätzungen. Hier entsteht der Schaden dadurch, daß bei einer Reklamation des Eigentümers Verwaltungs und Gerichtskosten anfallen, die der Staat tragen muß. Je weiter überschätzt wird, desto sicherer ist die Reklamation. Die Schadensfunktion des Modells hat damit folgende Form:

$L(y_a, y_e) = b \exp(a (y_e - y_a)) - c(y_e - y_a) - b$

wobei: y_e .....geschätzter Wert

y_a .....tatsächlicher Wert

a,b,c ...Parameter, die frei gewählt werden können, um assymetrische Effekte zu erzielen.

Der Datenbestand wurde geteilt. Einmal in eine Stichprobe, mit der eine lineare Regression nach dem Klassischen Modell errechnet wurde. Eine zweite Stichprobe aus derselben Grundgesamtheit wurde als apriori-Information für eine zweite Regressionsgleichung verwendet. Zusätzlich wurde noch eine aus persönlichen Erfahrungen stammende apriori-Information mit der ersten Stichprobe zu einer Regressionsgleichung verarbeitet. Jede dieser drei Gleichungen wurde anschließend auch noch mit der "linex-Schadensfunktion" korrigiert.

Anhand der Stichprobe, aus der auch die apriori-Information für die zweite Regressionsgleichung gewonnen wurde, erfolgte eine Überprüfung der Qualität der Schätzresultate der einzelnen Gleichungen. Kriterium war dabei der minimale durchschnittliche Schaden.

Bei allen drei Regressionsgleichungen war die mit der "linex-Schadensfunktion" korrigierte Gleichung der gewöhnlichen Regressionsgleichung überlegen. Dabei betrug der durchschnittliche Schaden der Schätzergebnisse aus der Regressionsgleichung mit apriori-Stichprobeninformation, korrigiert mit der linex-Schadenfunktion, nur 72% des Schadens der mit der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate Methode errechneten Ergebnisse.

Obwohl sich, wie oben erwähnt, die Erweiterungen des Klassisschen Regressionsansatzes durch zusätzliche Information noch kaum durchgesetzt haben, werden auch bei der klassischen Statistik oft intuitiv zusätzliche Informationen verwendet. Wenn beispielsweise das Vorzeichen eines Regressors nicht mit der dieser Größe zugrundeliegenden Hypothese übereinstimmt, wird das Ergebnis nicht ohne weiteres akzeptiert. Dieselbe Erfahrung erlaubt es auch, kleinere Regressoren als es mit dem zweiseitigen t-Test möglich wäre noch zu akzeptieren. Wenn das Vorzeichen des Regressors bekannt ist, genügt nämlich ein einseitiger t-Test.

Das in dieser Arbeit entwickelte "Konzept der Quantifizierten Erfahrung" erlaubt es, noch mehr Zusatzinformation mit dem Klassischen Modell der Statistik zu verarbeiten. Schon die Hypothesen werden ausdrücklich mit der Erfahrung des Manage-

ments entwickelt. Bei der Aufnahme oder Ablehnung von Größen in das Regressionsmodell wird in Grenzfällen (etwa wenn von mehreren Hypothesen wegen Multikollinearität nur eine im Modell verarbeitet werden kann oder wenn bestimmte Regressoren das geforderte Signifikanzniveau nur knapp erreichen) ebenfalls auf Grund zusätzlicher Erfahrungen und Informationen entschieden. Schließlich können Einflüsse, die noch nicht als Zeitreihe vorhanden sind oder überhaupt kaum mit Zahlen erfaßbar sind, im Rahmen der Qualitativen Interpretation als Zusatzinformationen explizit berücksichtigt werden. Alle diese Eigenschaften bringen das hier entwickelte Regressionsmodell in die Richtung Bayes'scher und Wald'scher Gedanken.

TEIL III. EIN BENZINNACHFRAGEMODELL

Im dritten Teil der Arbeit wird das Konzept der "Quantifizierten Erfahrung" in einem Unternehmen praktisch angewendet. Die Schritte 1-3 des Konzepts entsprechen dabei der Schätzstrategie, wie sie in Teil II entwickelt wurde. Allerdings wird bei der Beschreibung der empirischen Arbeit auf diese Schätzstrategie nicht explizit Bezug genommen.

Der Prozeß des Modellbaus ist heuristischer Natur. In vielen Versuchen entstanden "makellose" Endresultate. Somit gibt es eine Diskrepanz zwischen der empirischen Arbeit und dem daraus resultierenden Schriftstück. Eine Präsentation der vielen Schritte, die dem anwendungsinteressierten Leser viele Fehlversuche sparen könnten, ist allerdings mit Rücksicht auf die daraus folgende Redundanz und den Umfang der Arbeit nicht möglich.

1. DAS EMPIRISCHE BEISPIEL

Nachdem die Idee dieser Arbeit geboren war, mußte sie verkauft werden. "Von welchen Größen hängt Ihr Absatz ab?", "Um wieviel revidieren Sie Ihre Absatzprognose, wenn das Bruttoinlandsprodukt nicht um 2,5% wächst, sondern stagniert?", "Welche Größen aus der volkswirtschaftlichen Prognose sind für Sie

wichtig und warum?". Mit solchen und ähnlichen Fragen wurde versucht, geeigneten Firmen ihren Bedarf nach einem Nachfragemodell bewußt zu machen. Erfreulicherweise zeigte sich die Firma MOBIL OIL AUSTRIA AG aufgeschlossen. Besonderes Interesse herrschte für ein Benzinnachfragemodell, mit dem die österreichische Gesamtbenzinnachfrage (Normalbenzin und Superbenzin) erklärt werden kann. Das entspricht dem Gedanken eines Branchenmodells. Ein Unternehmensmodell, das die Mobilindividuelle Benzinnachfrage erklären könnte, wurde wegen der marginalen Schwankungen des Marktanteils in den letzten 20 Jahren nicht gewünscht.

Die Benzinnachfrage in Österreich belief sich im Jahre 1981 auf 2,4 Millionen Tonnen, was ungefähr 25% des Mineralölmarktes darstellt. Das Verhältnis Superbenzin zu Normalbenzin beträgt dabei etwa 68 zu 32.

Während die Nachfrage nach Normalbenzin von 1965 bis 1980 beinahe gleichmäßig anwuchs, ging das Wachstum nach Superbenzin nach der Ölkrise drastisch zurück.

Ø jährliche Verbrauchszuwachsrate	1965-1973	1973-1980
Superbenzin	16,4%	0,8%
Normalbenzin	2,7%	2,6%

Abb.20: Durchschnittliches Nachfragewachstum von Super- und Normalbenzin (vgl. JÖCHLINGER 1982, S85)

72% des Benzins wird vom Individualverkehr verbraucht, 15% im institutionalisierten Verkehr und je circa 6,5% in den Bereich Dienstleistung und Produktion (vgl.TURETSCHEK 1981, S340f).

Ziel des Projektes mit der Firma Mobil war es, bezüglich der österreichischen Benzinnachfrage zu klären,

* welches die wichtigsten Einflußfaktoren auf den Absatz sind,
* wie stark die einzelnen Größen wirken.

Mit der daraus folgenden Nachfragegleichung sollten Marktpotentialprognosen und Umweltszenarien möglich sein. Die folgende Abbildung zeigt die quartalsweise Entwicklung der Benzinnachfrage seit 1967, die das betriebsökonometrische Modell dieser Arbeit zufriedenstellend wiedergeben soll:

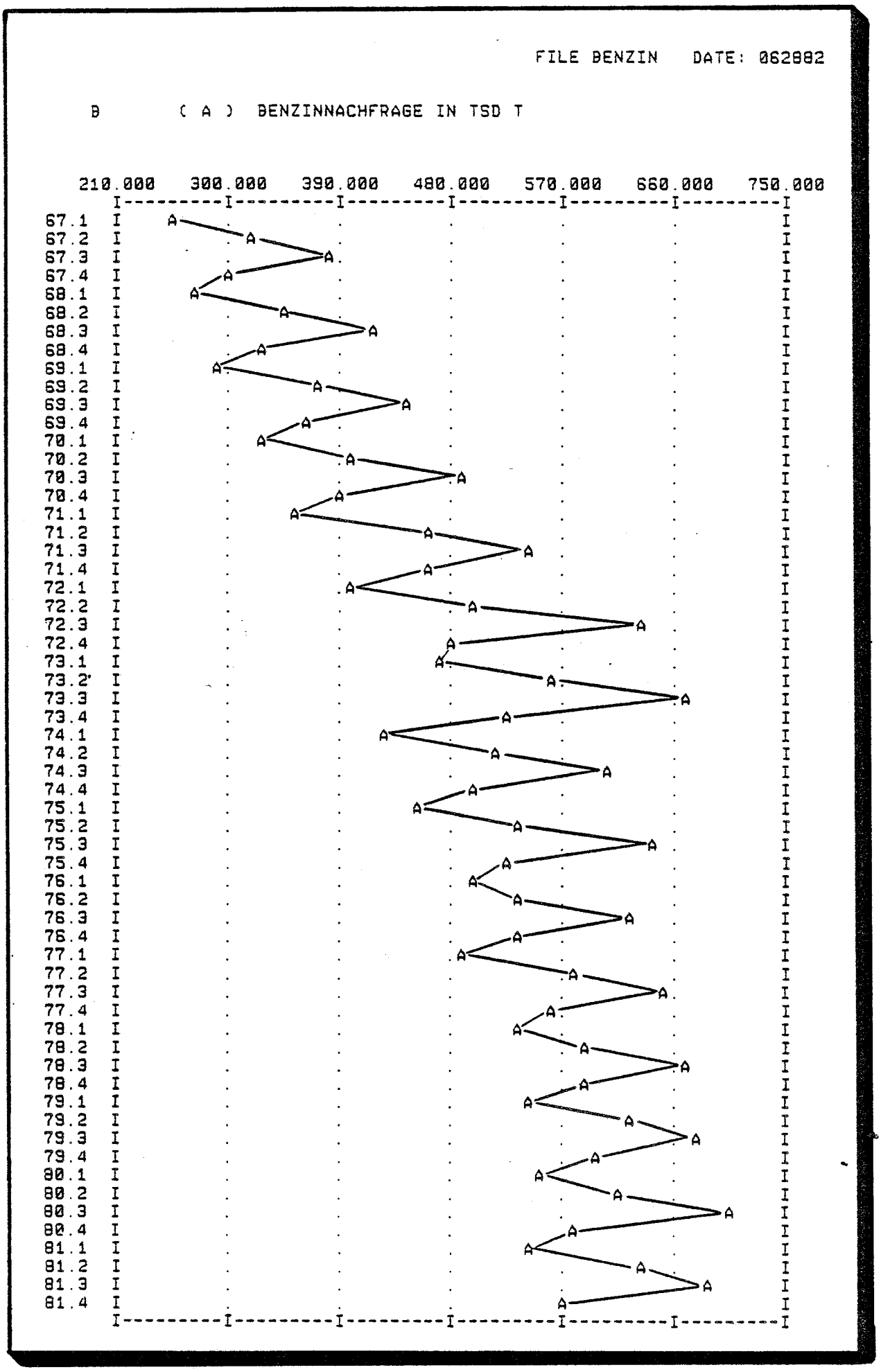
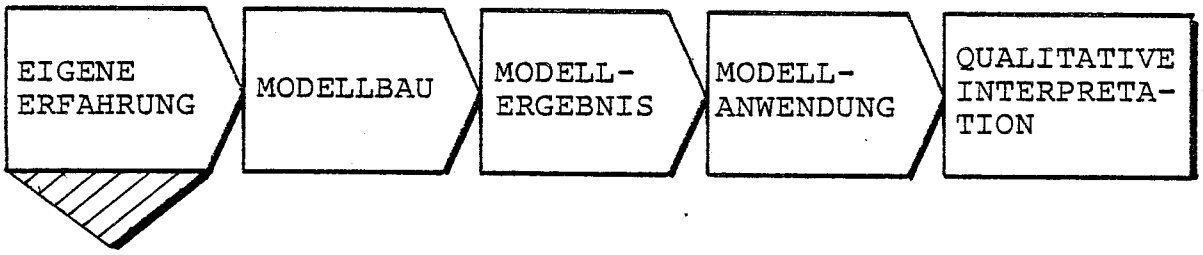


Abb.21: Benzinnachfrage in Österreich

Die historischen Daten stammen vom Bundesministerium für Handel, Gewerbe und Industrie/Sektion V. Unter Mitwirkung des Fachverbandes der Österreichischen Erdölindustrie (bestehend aus den Firmen AGIP, ARAL, BP, ELAN, ESSO, MARTHA, MOBIL, ÖMV, SHELL und TOTAL), wird die monatliche Nachfrage, nach Superund Normalbenzin getrennt, ausgewiesen. Dabei sind die "Nachfragedaten" sogenannte Anlieferungsstatistiken: Die Lieferung von den Lagern der Ölfirmen zu den Tankstellen. Der Time-Lag zwischen der Anlieferung und dem Verbrauch erscheint unproblematisch. Tankstellen haben ungefähr einen Wochenvorrat und das letzte Zwischenlager ist der Autotank.

Die einzige Datenunsicherheit besteht darin, daß die Tankstellenpächter in einigen Jahren mit einer Preiserhöhung zum Ersten des Folgejahres spekuliert hatten. Allerdings ließen sich die Jahre nicht mehr rekonstruieren, in denen auf die Spekulation keine Preiserhöhung folgte. Zieht man die Begrenztheit der Benzinlager in Betracht, so wird ein Korrekturversuch durch Umschichtung der Nachfragedaten von einem Quartal in ein anderes mehr Schaden als Nutzen anrichten.

2. DAS VERBALE BENZINNACHFRAGEMODELL



In dieser ersten Phase des Konzepts der "Quantifizierten Erfahrung" wurden die Hypothesen über die Zusammenhänge auf dem Benzinmarkt auf folgende Weise erarbeitet:

* Erfahrungen der Planungsabteilung der Firma Mobil, die bei Diskussionen, Präsentationen und persönlichen Gesprächen formuliert wurden.
* Einbringung der Planungsannahmen der Firma Mobil.
* Auswertung der Literatur. Die unterstützende Literatur wird bei den einzelnen Hypothesen angegeben.
* Überlegungen, ausgehend von den Daten der volkswirtschaftlichen Prognose.

Um die Zusammenhänge auf den drei Märkten zu strukturieren, werden die Hypothesen in drei Bereiche eingeteilt:

* Verbraucher (Frage: "Wer?").
* Konjunktur (darin sind im wesentlichen Einkommensgrößen, die eine Antwort auf die Frage "Warum?" geben sollen, ent-

halten).

* Substitutionsmöglichkeiten (hier gehen vor allem Preis-, daten und Substitutionsprodukte in das Modell ein).

Zu einer Nachfrageursache werden oft mehrere Hypothesen formuliert. Daher enthält beispielsweise die Annahme über den PKW-Verbrauch Hypothesen über den PKW-Bestand, die durchschnittlich gefahrenen Kilometer und in den spezifischen Verbrauch je PKW.

Ebenso scheinen bei einer Hypothese oft mehrere Datenquellen auf. Das resultiert daraus, daß nicht immer sicher war, mit welchen Daten der Hypotheseninhalt am besten gemessen werden kann.

Ob reale oder nominelle Werte bei monetären Größen den Annahmen zugrunde liegen, wurde ebenfalls diskutiert. Bei den Konjunkturgrößen sind die realen Größen plausibel. Beim Preis wurde auf Grund statistischer Kriterien entschieden.

Ebenfalls diskutiert wurde für jede Größe, ob verzögerte Wirkungen auftreten könnten. Außer bei den Substitutionshypothesen wurde das jeweils verworfen.

Im folgenden sollen nun

* die erarbeiteten Hypothesen erläutert,
* Aussagen über das vorhandene Datenmaterial gemacht,
* Quellen der Prognose der angeführten Größe angegeben,
* und in einem Vorgriff auf Kapitel 4 die Verfizierbarkeit der

Vermutungen (auf Grund der Modellberechnungen) dargestellt werden.

Die Daten zu allen Hypothesen werden am Ende der Arbeit gesammelt ausgewiesen.

2.1 VERBRAUCHER

PKW-Bestand
Spezifischer Verbrauch/PKW/100km
Jahreskilometer/PKW

Steigender PKW-Bestand läßt steigende Benzinnachfrage vermuten.

Die Kraftfahrzeuge werden technisch besser und sparsamer. Daher kommt es zu einem Verbrauchsrückgang.

Je PKW und Jahr wird weniger gefahren. Deshalb fällt die Benzinnachfrage.

Quellen:

SHELL AG 1981, JÖCHLINGER 1982, S85, FACHVERBAND

DER ERDÖLINDUSTRIE 1978, MUSIL 1982, S20.

Anmerkung:

Alle drei Größen gemeinsam erklären die Inlandsnachfrage der Österreicher zu beinahe 100% (Motorräder und Kleingeräteverbrauch ist nicht eingeschlossen).

Mit der Verknüpfung (PKW * Liter/100km * Jahreskilometer * 100)

würde somit ein großer Teil der Benzinnachfrage erklärt werden. Daß dieser Weg auf Grund der Datensituation nicht eingeschlagen werden kann (siehe unten), ist für die vorliegende Arbeit nicht unbedingt einschränkend. Denn die obige Verknüpfung ist rein technischer Art und beinhaltet implizit die Kenntnis der zukünftigen Benzinnachfrage. Das entspricht jedoch nicht der Problemstellung dieser Arbeit.

Daten:

In der Pkw-Bestandsstatistik des Statistischen Zentralamtes wird der durchschnittliche jährliche Bestand an PKW ausgewiesen. Zur Größe Jahreskilometer gibt es eine Mikrozensuserhebung, die leider keine verläßlichen Statistiken liefert (vgl. MUSIL 1980, S544). Deshalb wird sie, ebenso wie der spezifische Verbrauch von der Firma Mobil geschätzt.

Zukünftige Entwicklung der Größen:

Für den PKW-Bestand gibt es Überlegungen bei der Firma Mobil. Dort werden auch Prognosen über das Ausmaß der technischen Einsparungsmöglichkeiten, die den spezifischen Verbrauch beeinflußen, angestellt. Mobil schätzt auch die Entwicklung der Jahresfahrleistung je PKW ab. Diese Überlegungen basieren vor allem auf der Sparsamkeit der Konsumenten, hervorgerufen durch die hohen Benzinpreise und auf dem Trend zum Zweitwagen (daher weniger Fahrleistung pro PKW).

Modellergebnis:

Für alle drei Faktoren gilt, daß sie nur als Jahresdaten vorhanden sind. Da das Modell mit Quartalsdaten geschätzt wurde, mußte unterstellt werden, daß der durchschnittliche jährliche Bestand gleich einem durchschnittlichen quartalsweisen Bestand ist.

Es wurde nun jede Größe separat als Erklärungsvariable in die Grundgleichung aufgenommen. Dabei erwies sich jedoch keiner der Faktoren als ausreichend signifikant. Nur der PKW-Bestand erhöhte die Erklärungskraft des Modells ein wenig. Er wies aber in der letzten Zeit eine stark von der Benzinnachfrage abweichenden Trend auf. Das läßt sich mit einer Tendenz zu sparsameren Automobilen erklären. Eine Aufnahme aller drei Größen gleichzeitig hätte freilich ein signifikantes Ergebnis gebracht. Da die Daten - mit Ausnahme des PKW-Bestandes -

als Basis für ein formales Modell sehr mangelhaft sind und ihre Verknüpfung nicht im Sinne dieser Arbeit ist, wurde auch dieser Weg nicht eingeschlagen.

Hält man sich allerdings den Trend zu sparsameren Automobilen und geringeren Fahrleistungen vor Augen, so muß festgestellt werden, daß diese Hypothesen nun nicht im Modell berücksichtigt werden konnten. Auf Grund der Datensituation werden diese Größen erst Objekt der Qualitativen Interpretation des Modells in Schritt 5 des Konzepts der "Quantifizierten Erfahrung" sein.

BEVÖLKERUNG
FAHRFÄHIGE BEVÖLKERUNG

Je mehr potentielle Verbraucher es gibt, desto mehr Benzin wird verbraucht. Oder: Je mehr Leute ein Auto steuern dürfen und/oder können, desto mehr Benzin wird verbraucht.

Quelle:

JÖCHLINGER 1982, S95f.

Anmerkung:

Es wird von der Attraktivität der öffentlichen Verkehrsmittel abhängen, ob diese Größe wirksam bleibt (vgl.PUWEIN 1982,

S207f).

Daten:

Für diese Größe sind vom Statistischen Zentralamt nur Jahresdaten erhältlich. Der Bevölkerungsstand wird alle 10 Jahre totalerhoben und dazwischen fortgeschrieben. Der Stand der Gesamtbevölkerung auf Grund der Volkszählung 1981 wurde Anfang Juni 1982 bekanntgegeben, Strukturdaten für 1981, die zur Ermittlung der fahrfähigen Bevölkerung (18 bis 65 Jahre) nötig sind, werden erst im Laufe des Jahres 1983 publiziert.

Zukünftige Entwicklung der Größen:

Das Statistische Zentralamt erarbeitet auf diesem Gebiet sehr genaue Unterlagen, wobei das Interesse der Versicherungswirtschaft an diesen Größen eine nicht unerhebliche Rolle spielt. Vom Statistischen Zentralamt gibt es auch eine Prognose der Bevölkerungsentwicklung bis ins Jahr 2010 (vgl. FINDL 1981, S452f).

Modellergebnis:

Die Fahrfähige Bevölkerung erwies sich als eine zur Erklärung der Benzinnachfrage nicht aussagekräftige Größe. Die Gesamtbevölkerung dagegen konnte einen Teil der Schwankungen in der Benzinnachfrage signifikant erklären. In Diskussion mit den Verantwortlichen der Firma Mobil wurde vereinbart, auch diese nicht in das Modell aufzunehmen, da der Trend der Be-

völkerungsentwicklung in jüngerer Zeit nicht mehr mit der Benzinnachfrageentwicklung übereinstimmt

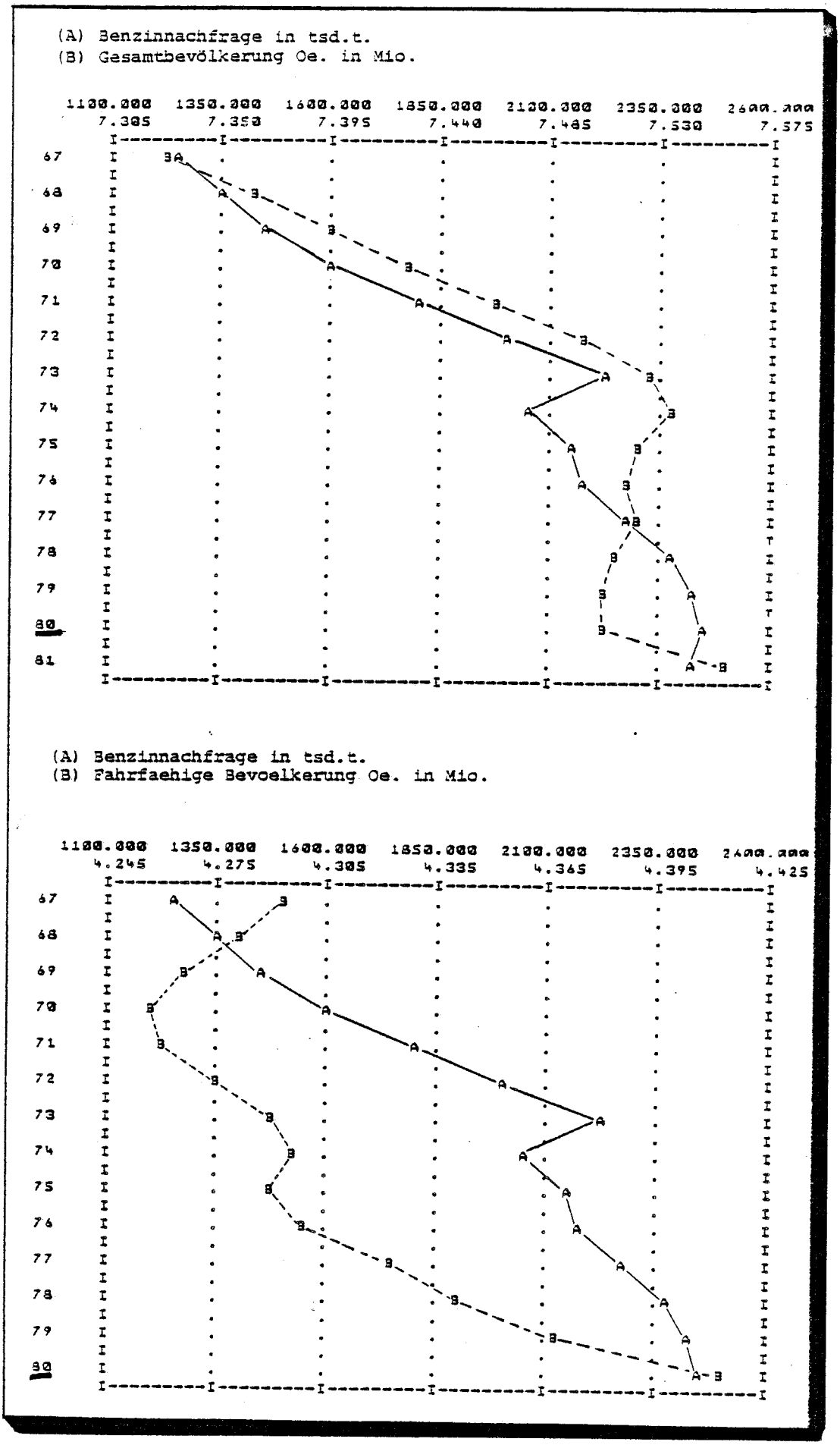

(A) Benzinnachfrage in tsd.t.
(B) Gesamtbevölkerung Oe. in Mio.
1100.000 1350.000 1600.000 1850.000 2100.000 2350.000 2600.000
7.305 7.350 7.395 7.440 7.485 7.530 7.575
67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81
(A) Benzinnachfrage in tsd.t.
(B) Fahrfaehige Bevoelkerung Oe. in Mio.
1100.000 1350.000 1600.000 1850.000 2100.000 2350.000 2600.000
4.245 4.275 4.305 4.335 4.365 4.395 4.425
67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80

Abb.22

Ausländerverbrauch:

Je mehr Ausländer nach bzw. durch Österreich reisen, desto größer ist die Benzinnachfrage.

Quellen:

PUWEIN 1981, S13f, PUWEIN 1982, S117f.

Daten:

Folgende drei Größen, die Zahlenmaterial für diese Hypothese liefern sollen, finden sich auf der Datenbank des Österreichischen Institutes für Wirtschaftsforschung (WIFO):

Einreisende Ausländer per Straße: Diese Grösse wird durch Zählungen an den Grenzen erhoben.

Ausländernächtigungen: Diese Größe wird sehr detailliert (nach Ländern, Unterkunftsarten etc.) erhoben.

Exporteinnahmen aus dem Reiseverkehr: Stellt einen Teil der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung dar.

Zukünftige Entwicklung der Größen:

Einreisende Ausländer per Straße: Es sind keine Prognosen vorhanden, da diese Größe ausschliesslich zu Vergleichszwecken verwendet wird.

Ausländernächtigungen: Diese Zahl wird mit einem Modell des Wirtschaftsforschungsinstiuts von den Fremden-verkehrsexperten prognostiziert (vgl. SCHUL-MEISTER 1977, S102f).

Exporteinnahmen aus Reiseverkehr: Diese Größe stellt einen Teil der Dienstleistungsexporte dar und wird vom Institut für Höhere Studien (IHS) kurz-und mittelfristig prognostiziert.

Modellergebnis:

Die Einreisenden per Straße erweisen sich als stabile und bedeutungsvolle Größe zur Erklärung der Schwankungen in der Benzinnachfrage. Die anderern beiden Größen haben kaum Erklärungskraft.

Inhaltlich ist anzunehmen, daß die Reisenden auf ihrem Weg in den bzw. vom Süden auf Grund der dortigen Benzinqualität und/oder des dortigen Preisniveaus fast immer in Österreich tanken. Die "Grenztankenden", die ein Preisgefälle zwischen Österreich und seinen Nachbarländern ausnützen, sowie die Österreichurlauber werden durch die Zahl Einreisende per Straße ebenfalls erfaßt. Vom statistischen Standpunkt erscheint der hohe Erklärungswert dieser Größe für die Benzinnachfrage insbesondere deshalb plausibel, da die Abweichungsquadrate zwischen der quartalsweise sehr schwankenden Benzinnachfrage durch eine relevante und dabei ebenfalls stark schwankende Größe sehr klein werden können.

Als Resultat der Untersuchung dieser Hypothese kann man fest-

halten, daß die Anzahl der Einreisenden Ausländer nach österreich eine volkswirtschaftliche Größe ist, deren Entwicklung einen wichtiger Indikator für die Benzinnachfrage darstellt.

Größter Nachteil dieses Indikators ist, daß es keine Überlegungen über seine zukünftige Entwicklung gibt. Solche Analysen und Prognosen müßten nun als Folge der vorliegenden Arbeit angestellt werden.

2.2 KONJUNKTUR

Bruttoinlandsprodukt

Das Bruttoinlandsprodukt (BIP) erfaßt die gesamte wirtschaftliche Entwicklung eines Landes. Es ist damit der Maßstab unseres gesamtwirtschaftlichen Einkommens. Die Größe BIP ist aber auch das Signal für unseren persönlichen Wohlstand. Seine Entwicklung wird mit breiter Publikums wirksamkeit prognostiziert. Daher löst es psychologische Spareffekte aus, wenn eine krisenhafte Entwicklung ein tritt oder prognostiziert wird.

Quellen:

PROSKE 1979, BUNDESMINISTERIUM FÜR HANDEL GEWERBE UND INDUSTRIE 1982, S6f, PUWEIN 1981, S13f.

Annmerkung:

Das BIP umfaßt die gesamtwirtschaftliche Entwicklung unseres Landes. Es ist damit Maßstab unseres Einkommens. Damit soll ausgesagt werden, daß eine direkte Beziehung zwischen BIP und der Benzinnachfrage herrscht. Sinkt unser Einkommen so sinkt auch die Benzinnachfrage.

Wichtiger erscheinen die psychologischen Effekte, die mit dem BIP zusammenhängen. Wenn eine krisenhafte Entwicklung eintritt oder prognostiziert wird, so wird das daraus resultierende "Angstsparen" auch die Benzinnachfrage drosseln. Ein gegenteiliger Effekt nach dem Motto "Wir können es uns ja leisten", kann bei einem starken BIP-Wachstum auch bei objektiv armen Leuten eine übermäßige Benzinnachfrage auslösen.

Es ist zu beachten, daß der Benzinabsatz selbst ein Teil des BIP ist. Dadurch wird bei einer steigenden Benzinnachfrage auch das BIP beeinflußt werden. Das stellt in Fällen, in denen die zu erklärende Größe einen wesentlichen Teil der erklärenden ausmacht, ein Problem dar. Hier kann dieser Effekt jedoch vernachlässigt werden, da die gesamte Benzinnachfrage nur etwa 2% des Bruttoinlandproduktes ausmacht.

Daten:

Das BIP wird im Rahmen der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung quartalsweise berechnet und ist auf der WIFO-Datenbank abgespeichert.

Zukünftige Entwicklung der Größe:

Das BIP stellt das "Herz" aller volkswirtschaftlichen Prognosen dar.

Modellergebnis:

Es stellte sich heraus, daß das BIP die wichtigste Größe zur Erklärung der Benzinnachfrage ist.

Privater Konsum

Der größte Teil des Benzins wird von privaten Haushalten verbraucht. Schränken die Haushalte ihren Konsum ein, so wird auch die Benzinnachfrage zurückgehen.

Quelle:

FACHVERBAND DER ERDÖLINDUSTRIE 1978.

Daten und zukünftige Entwicklung der Größe:

Ebenso wie das BIP ist der private Konsum eine Zeitreihe der WIFO Datenbank und wird in allen volkswirtschaftlichen Prognosen vorausgesagt.

Modellergebnis:

Die Größe erwies sich zwar als hochsignifikant, jedoch als weniger aussagekräftig als das BIP. Gemeinsam können beide Zeitreihen jedoch nicht als erklärende Variable in das Modell aufgenommen werden, da der Private Konsum im BIP enthalten ist und einen wesentlichen Teil desselben ausmacht. Dadurch kann das Modell nicht mehr unterscheiden, was die eine und was die andere Größe zur Erklärung der Benzinnachfrage beiträgt (Problem der Multikollinearität). Gibt es nun eine Hypothese, die gute Gründe dafür liefert, daß der Private Konsum in einem engeren kausalen Zusammenhang mit der Benzinnachfrage als das BIP steht, so wäre im Modell die Variable Privater Konsum der Variablen BIP vorzuziehen.

Disponibles Einkommen

Steigen die Einkommen, so wird auch mehr Geld für Benzin ausgegeben werden.

Quellen:

BUNDESMINISTERIUM FÜR HANDEL, GEWERBE UND INDUSTRIE 1982, S6f PROSKE 1979, PUWEIN 1981, S13f.

Anmerkungen und Daten:

Das Disponible Einkommen umfaßt Einkommen aus selbstständiger und unselbstständiger Arbeit sowie Transfereinkommen, alles nach Steuern. Allerdings sind Daten dafür nur jahresweise vorhanden. Dadurch wird diese Stromgröße für ein Quartalsmodell unbrauchbar. Kann man nämlich bei einer Bestandsgröße annehmen, daß der ausgewiesene Bestand dem durchschnittlichen Bestand jedes der vier Quartale entspricht, so ist bei Stromgrößen eine Division durch vier nicht vertretbar. Das Quartalseinkommen kann nämlich wesentlich vom durchschnittlichen Jahreseinkommen abweichen.

Als Alternative bietet sich die Zeitreihe für Masseneinkommen an. Diese ist quartalsweise auf der Wifo Datenbank abgespeichert und entspricht dem Disponiblen Einkommen, abzüglich des Selbstständigeneinkommens. Unterstellt man, daß sich Selbstständigeneinkommen und Masseneinkommen ungefähr parallel entwickeln, ist diese Größe als Ersatzgröße (Proxy-Variable) geeignet.

Zukünftige Entwicklung der Größe:

Diese Größe kann aus der IHS-Prognose rückgerechnet werden: Wird die Prognoseposition Bruttolohnsumme je Beschäftigten

mit der Anzahl der Beschäftigten (wird ebenfalls prognostiziert) multipliziert, erhält man den gewünschten Wert.

Modellergebnis:

Auch für diese dritte volkswirtschaftliche Größe gilt, daß sie nicht gemeinsam mit den anderen Konjunkturgrößen (dem BIP oder dem Privaten Konsum) in die Modellgleichung aufgenommen werden kann. Der Grund liegt wiederum darin, daß sie mit den anderen Größen stark korreliert ist.

Obwohl signifikant, trägt sie weniger als das BIP oder der Private Konsum zur Erklärung der Benzinnachfrage bei. Was die Größe allerdings interessant macht, ist die erwartete Entkoppelung von BIP und dem Disponiblen Einkommen. Aufgrund der hohen Zinsschuld des Staates werden steigende Steuern erwartet (vgl. CHRISTL, MAURER, MUNDUCH, NEUSSER, PICHLMANN, SCHMORANZ 1982, Tabellenanhang). Damit erhöht sich der Anteil des Staates am BIP zulasten des Disponiblen Einkommens. Würde diese Größe in das Modell aufgenommen, so könnte bereits heute eine zukünftige Entwicklung im Modell berücksichtigt werden.

Zu klären wäre allerdings die Proportion zwischen fixen Ausgaben (für Miete, Heizung, Nahrungsmittel oder Kreditrückzahlungen) und variablen Ausgaben. Ist mit einer Erhöhung der Fixkosten zu rechnen (vgl. MUSIL 1982, S16f), die über der Zunahme des gesamten Disponiblen Einkommens liegt, so wird sich das stärker auf die Benzinnachfrage als die absolute Verän

derung des Disponiblen Einkommens auswirken. Für die Relation fixe/variable Kosten der Haushalte konnte kein befriedigendes Datenmaterial beschafft werden.

Da bezüglich der Größe Disponibles Einkommen zu viele Annahmen getroffen werden mußten (Masseneinkommen entspricht dem Disponiblen Einkommen und der Anteil fixe/variable Ausgaben am Einkommen bleibt gleich) und da die Größe nach statistischen Kriterien wie dem t-Wert und der Standardabweichung schlechter als die mit ihr multikollinearen Größen BIP und PC ist, wurde sie nicht in das Modell aufgenommen.

2.3 SUBSTITUTION

Benzinpreis

Je höher der Preis, desto geringer ist die Nachfrage (und umgekehrt).

Quellen:

JÖCHLINGER 1982, S90f, PUWEIN 1981, S16f, PUWEIN 1982, S208f.

Anmerkung:

Ein Anfangsproblem bestand darin, festzustellen, ob nominale oder reale Benzinpreise besser zur Erklärung der Nachfrage geeignet sind. Durch einen Vergleich der Erklärungskraft der beiden Größen erwies sich der reale Benzinpreis (bereinigt mit dem Preisindex des Privaten Konsums) als die besser erklärende Größe. Inhaltlich bedeutet das Ergebnis, daß die Konsumenten keiner Geldillusion zum Opfer fallen. Eine zeitverzögerte Anpassung an neue Preise ließ sich nicht feststellen.

Daten:

Aus den Super- und Normalbenzinpreisen sowie dem Mengenverhältnis Superbenzin/Normalbenzin (=Premium Ratio) wurde ein Gesamtbenzinpreis auf folgende Art berechnet:

Superpreis * Premium Ratio + Normalpreis * (1-Premium Ratio)

Da neben den Preisen auch die exakten Daten der Preisveränderungen greifbar waren (die Daten stammen von Mobil und vom ÖAMTC) wurde mit Indexzahlen ein durchschnittlicher Quartalsbenzinpreis ermittelt.

Der auf die eben beschriebene Weise ermittelte Gesamtbenzinpreis fängt die Substitution von Normal- durch Superbenzin (und umgekehrt) über die Preise und die Premium Ratio auf (vgl. BUNDESMINISTERIM FÜR HANDEL, GEWERBE UND INDUSTRIE 1982, S6f).

Zukünftige Entwicklung der Größe:

Die Daten der Preisentwicklung stammen von der Firma Mobil. Dabei spielen die Unsicherheiten der Rohstoffmärkte und die staatlichen Eingriffe eine besondere Rolle.

Ein Datenproblem stellen die Einführung der Selbstbedienungstankstellen sowie die Benzinpreisfreigabe Mitte November 1981 und die damit verbundenen uneinheitlichen Preise dar. Konnte vorher der tatsächliche Benzinpreis erhoben werden, so liegen die Daten ab diesem Zeitpunkt über dem entsprechenden Durchschnittspreis. Denn die verfügbaren Daten stellen nämlich die Bedienungstankstellenpreise der Markenölfirmen dar. Wegen deren Marktanteil von über 90% bei Benzin (vgl.BUNDESMINISTERIUM FÜR HANDEL, GEWERBE UND INDUSTRIE 1981, S54) und einem Verkauf vorwiegend über Bedienungstankstellen wird der tatsächliche Preis stark in Richtung des verwendeten Zahlenmaterials tendieren.

Modellergebnis:

Der reale Benzinpreis erwies sich als stabile und wichtige Größe zur Erklärung der Nachfrage. Die Variable wurde in das Modell aufgenommen.

Für die Variable Benzinpreis ist für die Zukunft eine Verbesserung des Datenmaterials anzustreben. Der Benzinpreis könnte dadurch berechnet werden, daß die Preise der Diskonter, der Selbstbedienungsmarkentankstellen und der Bedienungsmarken-

tankstellen mit ihrem Marktanteil gewichtet werden. Wegen des Aufwandes, den die Ausführung dieses Vorschlages verursacht und weil es sehr fraglich ist, ob diese Daten überhaupt erhebbar sind, eine Vereinfachung: Der Benzinpreis von Bedienungstankstellen und Selbstbedienungstankstellen wird, gewichtet mit dem entsprechenden Absatz, mittels Indexzahlen zu einem Gesamtbenzinpreis verarbeitet. Der Absatz von Tankstellen, die nicht dem Fachverband angehören und zumeist Diskonter sind, wird dem Selbstbedienungstankstellenabsatz hinzugerechnet. Eine derart berechnete Größe berücksichtigt auch den immer stärker werdenden Trend zur Selbstbedienungstankstelle mit.

Benzinpreise Ausland

Besteht ein Preisgefälle zwischen Österreich und dem Ausland, so wird inländisches durch ausländisches Benzin substituiert (und umgekehrt).

Quelle:

PUWEIN 1982, S119.

Anmerkung:

Es ist anzunehmen, daß Deutschland auf diesem Gebiet den

größten Einfluss auf die österreichische Benzinnachfrage ausübt. Italiens Preise waren immer deutlich über den heimischen, der Reiseverkehr von oder nach östlichen Ländern ist relativ gering und die Schweiz hat hohe Preise und mit Österreich eine für den Reiseverkehr nicht allzu bedeutsame Grenze. Die BRD dagegen stellt 70% der Auslandsurlauber in Österreich (vgl. ÖSTERREICHISCHE NATIONALBANK 1983, Tabelle 4.2) und die Benzinpreisrelation zwischen beiden Ländern ist ein ständiges Diskussionsobjekt. Aus den angeführten Gründen werden nur die deutschen Benzinpreisdaten für diese Hypothese berücksichtigt.

Da für den benötigten Zeitraum nur Normalbenzinpreise erhältlich sind (ARAL 1982, S22f), mußte der Normalbenzinpreis als Datenbasis dienen. Dahinter steht die Annahme, daß die Bewegung des Normalbenzinpreises der des Gesamtbenzinpreises entspricht.

Neben den Versuchen den absoluten deutschen Benzinpreis (mit dem mittleren Devisenkurs (WIFO-Datenbank) in öS umgerechnet) heranzuziehen, wurde auch das Verhältnis Österreichischer/deutscher Benzinpreis getestet. Die Maßzahl dafür war (Österreichischer Normalbenzinpreis)/(Deutscher Normalbenzinpreis in öS).

Zukünftige Entwicklung der Größe:

Diesbezügliche Überlegungen werden von der Firma Mobil angestellt.

Modellergebnis:

Sowohl das deutsche Benzinpreisniveau als auch das Verhältnis österreichischer/deutscher Benzinpreis wiesen mit einer Verzögerung von einem Quartal beim t-Test (=5%) knapp signifikante Ergebnisse auf.

Da diese Größe die Erklärungskraft des Nachfragemodells nur unwesentlich erhöht und da zusätzlich das Ergebnis nicht stabil ist (die Aufnahme verschiedener anderer Größen in das Modell ließ den Einfluß des Deutschen Benzinpreis stark schwanken) wurde diese Variable nicht in das Erklärungsmodell der Benzinnachfrage aufgenommen.

Ein weiterer Grund, diese Größen nicht ins Modell aufzunehmen, ist die hohe Erklärungskraft der "Einreisenden Ausländer". Die Benzinnachfrage in Österreich, die durch ein Preisgefälle Österreich-Ausland ausgelöst wird, läßt sich mit dieser Größe erklären. Nur österreichische "Grenztanker" werden nicht erfaßt.

Verhältnis Benzinpreis zu Dieselpreis

Eine relative Verteuerung des Benzins gegenüber dem Diesel (und umgekehrt) schafft Anreize zur Substitution.

Daten:

Der Gesamtbenzinpreis wurde mit dem quartalsmäßigen Durchschnitt des Dieselpreises ins Verhältnis gesetzt. Die Zahlen stammen von der Firma Mobil und vom ÖAMTC. Seit der Freigabe des Dieselpreises wurden auch hier die Bedienungstankstellenpreise als Grundlage der Berechnungen verwendet. Deshalb gelten für die Dieseldaten die gleichen Verbesserungsvorschläge wie für Benzinpreisdaten.

Zukünftige Entwicklung der Größen:

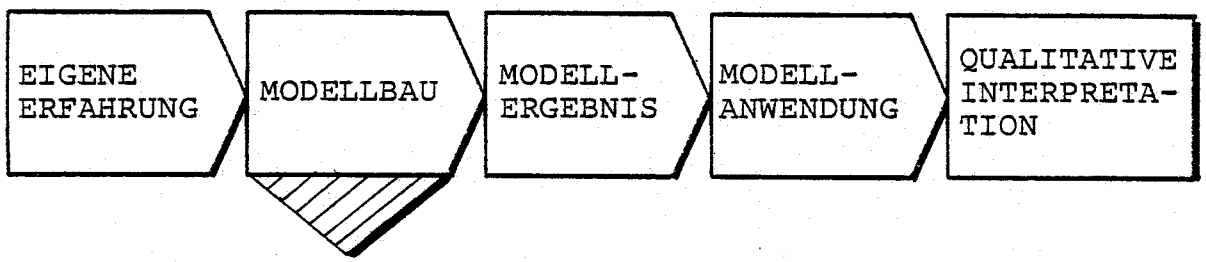
Beide Preisentwicklungen werden von der Firma Mobil abgeschätzt.

Modellergebnis:

Der Substitutionsprozeß, den diese Hypothese unterstellt, liefert zur Erklärung der Benzinnachfrage einen signifikanten Beitrag. Die Entwicklung relativ billiger Diesel-PKW und die stark fortschreitende Umstellung des LKW-Bestandes auf

Dieselfahrzeuge, bestätigen diese Hypothese. Das Ergebnis der Berechnungen besagt, daß mit einer Verzögerung von drei Quartalen eine relative Benzinpreisänderung (gegenüber dem Diesel) Auswirkungen in der Nachfrage zeigt. Die Größe wurde in das Modell aufgenommen.

3. MODELLBAU



Nach der Formulierung der Hypothesen sollen nun Überlegungen bezüglich der Kurvenform angestellt werden. Wie in II.2.2 ausgeführt, lassen sich im mehrdimensionalen Fall lediglich Plausibilitätsüberlegungen auf Basis von Elastizitäten durchführen.

Wählt man die logarithmisch-lineare Kurvenform, so wird bei steigendem Wert der beeinflussenden Variablen gleichbleibende Elastizität angenommen. Das trifft besonders dann zu, wenn mehr Verbraucher Benzin nachfragen. Das gilt für die Hypothesen Bevölkerung, Ausländerverbrauch und die gefahrenen Jahreskilometer. Ein anderer Grund, konstante Elastizitäten zu akzeptieren, besteht dann, wenn Größen nie stark steigen oder fallen. Das trifft vor allem auf die volkswirtschaftlichen Aggregate BIP, Disponibles Einkommen und Privater Konsum zu. Auch die Relationen zwischen österreichischem und deutschem Benzinpreis sowie zwischen Benzin- und Dieselpreis schwanken in engen Grenzen.

Zwei Gründe lassen dagegen eine arithmetisch-lineare Kurvenform vermuten. Beim Preis erscheint es plausibel, daß die Nachfrage bei Preissteigerungen immer schwächer reagiert. Ebenso wird ein zunehmender PKW-Bestand unterproportional steigende Benzinnachfrage verursachen, da in einem hohen PKW-Bestand viele Zweitwagen enthalten sind.

Nicht in die Überlegungen mit logarithmisch-linearer und arithmetisch-linearer Kurvenform passen die Überlegungen zum Spezifischen Verbrauch je PKW. Werden die PKWs sparsamer, so kann man es sich leisten, mehr zu fahren. Das entspricht fallender Elastizität bei fallender Nachfrage.

Da nun gute Gründe für die logarithmisch-lineare Kurvenform sprechen, wird diese auch von Beginn an verwendet. Leicht gemacht wird diese Entscheidung durch die Eigenschaft logarithmischer Modelle, daß die Koeffizienten direkt den Elastizitäten entsprechen. Damit wird für einen Vergleich des Gewichts der einzelnen Faktoren keine Standardisierung der Koeffizienten als Zwischenstufe nötig. Ist die Annahme einer logarithmisch linearen Kurvenform falsch, so kann das später mit dem RESET-Test festgestellt werden.

Für die Berechnungen stand das Softwarepaket IAS (Interactive Simulation System), ein am IHS speziell für ökonometrische Schätzungen entwickeltes, interaktives Programmpaket zur Verfügung (vgl.PLASSER, SONNBERGER, RODLER, PHILIPP 1982). Gerechnet wurde auf einer UNIVAC 1100/81, die vom IHS und dem Österreichischen Wirtschaftsforschungsinstitut gemeinsam genutzt wird.

Auf die Überlegungen bezüglich der Kurvenform folgt nun die Schätzung der Regressionsgleichung. Um RC2 zu maximieren wird versucht, aus den Verursachungsgruppen "Verbraucher", "Konjunktur" und "Substitution" eine stabile Schätzgleichung zu erhalten. Die Größen Einreisende Ausländer, BIP und Realer Benzinpreis erweisen sich dabei als die besterklärenden Faktoren der drei Hypothesengruppen (Abb.23).

```
LIST OF LABELS

B       BENZINNACHFRAGE IN TSD T
EINR    EINREISENDE/STRASSE
BIP     BRUTTOINLANDSPRODUKT P76
VAR1    BPR/PPC
CONST
```

DEP. VARIABLE	B		LOG	R2 .974	R2C .973	
	EST.COEF.	LABEL	LG	TRANSFORM.	ST.DEV.	T	BC %
1	.23333	EINR	0	LOG	.0131	17.78	37.9
2	.90893	BIP	0	LOG	.0467	19.46	50.2
3	-.29183	VAR1	0	LOG	.0521	5.60	11.9
4	.01320	CONST	0		.3266	.04	.0
SE	.03787	MAPE .47		68.1 - 81.4	DW 1.611	RHO(1)	.19

Abb.23: Grundmodell der Benzinnachfrage mit je einer Größe aus den drei Verursachungsgruppen (Erklärung der Bezeichnungen in Anschluß an Abb.24)

Anschließend wird nun versucht aus den Verursachungsgruppen zusätzliche Größen in das Nachfragemodell aufzunehmen. Wie im vorigen Kapitel beschrieben, wurde aus der Gruppe Substi-

tution zusätzlich die Variable Benzin/Dieselpreis (um drei Quartale verzögert) als wichtige beeinflussende Größe erkannt. Das Ergebnis der Regressionsgleichung, wie es vom IAS-System im Anschluß an eine Kleinst-Quadrate-Schätzung ausgedruckt wird, zeigt folgende Abbildung:

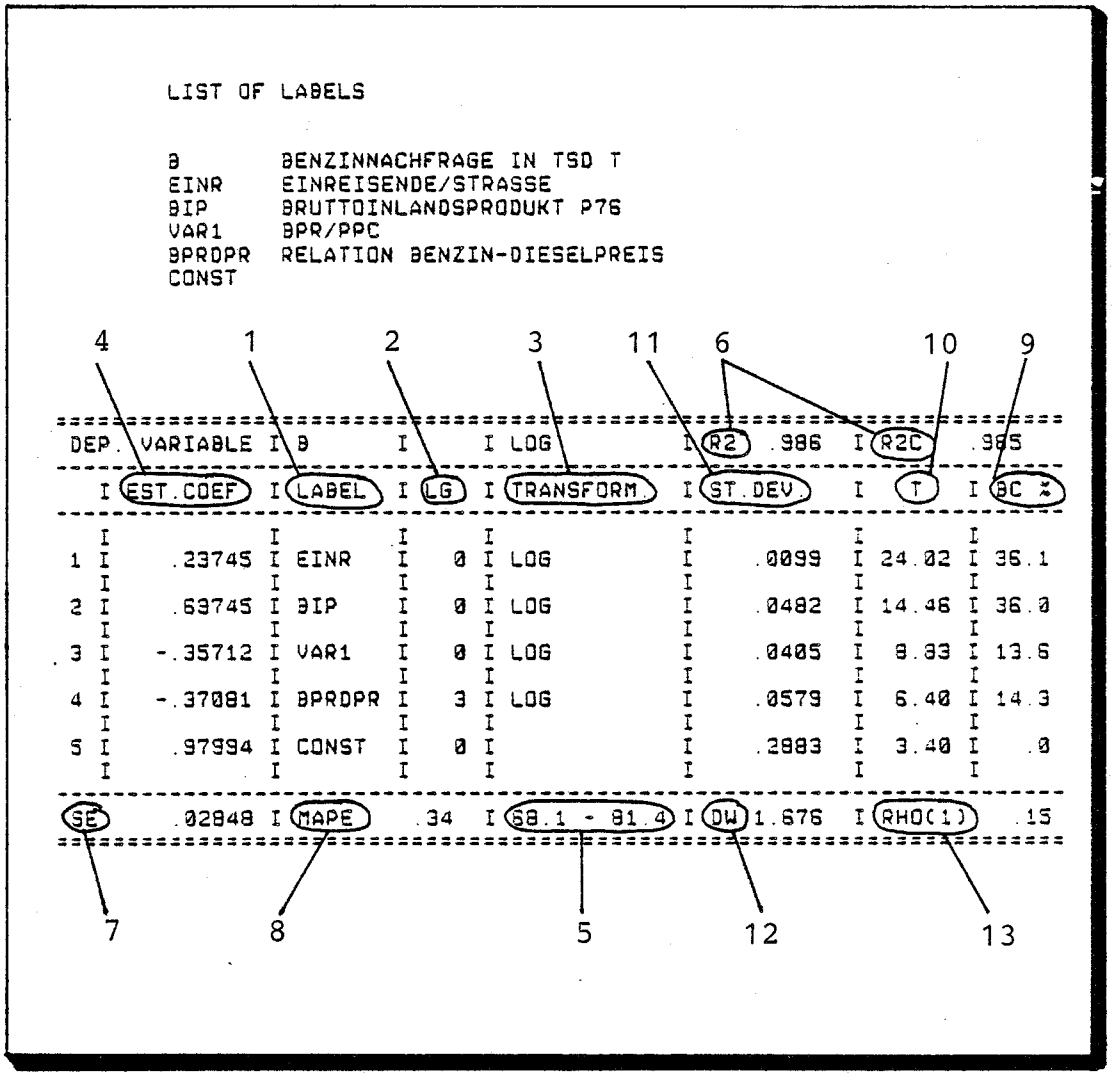


Abb.24: Kleinst-Quadrate Schäztung - österreichische Benzinnachfrage

(1) LABEL: In dieser Spalte werden die Variablennamen angeführt. Eine Erklärung der Bezeichnungen findet sich unter "LIST OF LABELS". Zeile 1 zeigt die abhängige Variable, die durch die Regression erklärt werden soll. Darunter folgen die exogenen Variablen. Die Bezeichung VAR1 bedeutet dabei, daß für die Berechnungen zwei Variable miteinander verknüpft wurden. Diese Verknüpfung wird unter LIST OF LABELS dargestellt. BPR (der nominelle Benzinpreis) wird durch PPC (Preisindex des Privaten Konsums auf der Basis 1976) dividiert. Variable 5 ist die Konstante. Im zweidimensionalen Fall ist sie als Schnittpunkt der Regressionsgeraden mit der Ordinate zu interpretieren.

(2) LG. Diese Spalte zeigt an, ob eine Variable zeitverzögert in das Modell eingeht. Im vorliegenden Fall wird die Größe BPRDPR mit einem Lag von 3 Quartalen als Variable verarbeitet.

(3) TRANSFORM: Werden Daten bei ihrer Aufnahme als Modellvariable transformiert, so ist die Art der Transformation in dieser Spalte sichtbar. Wie oben entschieden, werden für das vorliegende Modell alle Variable logarithmiert (natürlicher Logarithmus).

(4) EST.COEF.: Die Spalte der Regressionskoeffizienten. In dieser Ergebnisspalte geben die Parameter, auf Grund der logarithmischen Schätzung, die prozentuelle Veränderung der Benzinnachfrage bei einer einprozentigen Veränderung der jeweiligen Größe - immer unter der Bedingung, daß die anderen Faktoren konstant bleiben - an.

(5) 68.1-81.4: An dieser Stelle wird der Schätzzeitraum des Regressionsmodells angegeben. Das Benzinnachfragemodell wird demnach für 56 Perioden, beginnend mit dem 1.Quartal 1968, geschätzt.

(6) R2 und RC2: Der multiple und der korrigierte multiple Korelationskoeffizient werden hier angegeben. Mit der vorliegenden Schätzgleichung werden 98,6% bzw. 98.5% der gesamten Varianz der Benzinnachfrage erklärt.

(7) SE: Die Standardabweichung der Berechnungsergebnisse vom tatsächlichen Wert der endogenen Variablen. Wie in II.4.1 ausgeführt ist dieser Wert minimal, wenn RC2 maximal ist.

(8) MAPE: Mean Average Percentage Error. Diese Größe hat relativ wenig Aussagekraft, da die Addition von Über- und Unterschätzungsfehlern zu einem Fehlerausgleich führt.

(9) BC%: Diese Zahl ist der Beta-Koeffizient. Er kann als Bedeutung einer Variablen für die Gesamtgleichung interpretiert werden. Daraus ergibt sich, daß BIP und EINR jeweils 36% und die beiden Preisgrößen jeweils ca.14% Anteil an der erklärten Varianz haben. Keine Aussage macht der Wert allerdings über das Gewicht einer Variablen.

(10) T.: Hier wird das Testmaß des t-Tests ausgedruckt. Für jede Variable wird isoliert geprüft, ob ihr Einfluß auf die

Benzinnachfrage von Null verschieden ist. Bei v=T-(k+1)=52 Freiheitsgraden muß das Testmaß beim zweiseitigen t-Test den Wert 2,0069 überschreiten, um bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% noch signifikant zu sein.

(11) ST.DEV.: Diese Standardabweichung gibt an, wieweit einzelne Regressionskoeffizienten um ihre Erwartungswerte streuen.

(12) (13) DW und RHO(1): Die Teststatistik des Durbin-Watson Tests, sowie des Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung, sind für die vorliegende Gleichung ohne Aussagekraft. Da ein Quartalsmodell geschätzt wird, ist vielmehr Autokorrelation 4.Ordnung von Bedeutung.

Um die gesamte Schätzgleichung daraufhin zu testen, ob sie einen signifikanten Erklärungswert für y hat, folgt nun ein F-Test:

```
**************************************************

 F-TEST
 ------
       H0: ALL PARAMETERS ARE ZERO
       H1: AT LEAST ONE PARAMETER IS NOT ZERO

       VALUE OF THE F-STATISTIC: 533371.758
       UNDER H0: F(  5, 51)

**************************************************
```

Dazu der tabulierte Wert: v_1=k+1=5, v_2=T-(k+1)=51), α=5% F=2.397 Damit wird die Nullhypothese, daß die vier Variablen

keinen Beitrag zur Erklärung der Benzinnachfrage leisten, verworfen.

Anstatt des Durbin Watson Tests wird nun mit einem Wallis Test die Schätzgleichung auf Autokorrelation untersucht.

```
**********************************

 WALLIS TEST FOR AUTOCORRELATION
 -------------------------------

 MODEL: U=RHO*U[4]+EPS
    H0: RHO.EQ.0
    H1: RHO.NE.0

 ESTIMATED RHO: -.139

 VALUE OF WALLIS STATISTIC  2.146
 SIGNIFICANCE POINTS:  IAS-MANUAL

**********************************
```

Die Nullhypothese, daß der Autokorrelationskoeffizient gleich null ist, wird nach der Entscheidungsregel in II.4.2 nicht verworfen:

Bei "Rho ist negativ":

Wenn $W < (4-w_u)$ → lehne H_0 nicht ab.

Bei T=56 und k=4 beträgt der tabulierte Wert der Wallis Statistik w=1.312. Eine Tabelle der Wallis-Statistiken findet in (WALLIS 1972, S617f).

Daraus ergibt sich: $2.146 < 2.688$.

Mit einem Fehler 1.Art von höchstens 5% sind demnach die u_t mit den u_{t-4} unkorreliert.

Mit diesen Tests werden die Annahmen 1-6 des theoretischen Regressionsmodells als erfüllt angesehen. Im folgenden wird daher die richtige Spezifikation des Modells überprüft.

Um einen Strukturbruch erkennen zu können, werden in einem ersten Schritt die rekursiven Regressionsparameter berechnet. Aus Abbildung 25 sieht man, daß sich nach anfänglichen Turbulenzen, die sich aus der geringen Beobachtungsmenge ergeben, die Variablen BIP (A2), Realer Benzinpreis (A3) und Verhältnis Benzinpreis/Dieselpreis (a4) nach dem 3.Quartal 1974 sprunghaft ändern.

****

TABLE OF REGRESSION PARAMETERS

	A1	A2	A3	A4
- 69.1	.1993	1.0176	-2.2526	-16.1767
- 69.2	.2001	1.0027	-2.1861	-14.9441
- 69.3	.1919	1.1207	-2.9548	-25.3188
- 69.4	.1920	.9845	-1.8427	-12.3644
- 70.1	.1920	1.0048	-1.7932	-12.8550
- 70.2	.1918	1.0049	-1.8207	-12.8527
- 70.3	.1913	.9614	-1.5528	-11.0966
- 70.4	.1940	.9160	-1.2895	-8.2428
- 71.1	.1934	.9156	-1.3203	-8.3421
- 71.2	.1890	.9701	-1.6713	-10.4925
- 71.3	.1896	.9434	-1.5548	-9.5885
- 71.4	.2172	.6791	-.6956	-.2965
- 72.1	.2137	.7112	-.6740	-.1879
- 72.2	.2151	.7067	-.6818	-.2082
- 72.3	.2235	.7058	-.6646	-.2613
- 72.4	.2322	.6326	-.6791	-.2545
- 73.1	.2294	.5937	-.8396	-.2623
- 73.2	.2300	.5873	-.8934	-.2619
- 73.3	.2328	.5888	-.9048	-.2641
- 73.4	.2275	.7573	-.4858	-.3326
- 74.1	.2291	.7641	-.4204	-.3500
- 74.2	.2307	.7642	-.3913	-.3607
- 74.3	.2327	.7686	-.3702	-.3600
- 74.4	.2337	.7603	-.3789	-.3615
- 75.1	.2336	.7610	-.3807	-.3605
- 75.2	.2354	.7609	-.3608	-.3648
- 75.3	.2382	.7600	-.3512	-.3673
- 75.4	.2389	.7546	-.3530	-.3689
- 76.1	.2391	.7518	-.3410	-.3767
- 76.2	.2388	.7512	-.3441	-.3774
- 76.3	.2359	.7465	-.3568	-.3813
- 76.4	.2372	.7379	-.3597	-.3845
- 77.1	.2377	.7391	-.3632	-.3778
- 77.2	.2376	.7383	-.3638	-.3766
- 77.3	.2354	.7325	-.3648	-.3768
- 77.4	.2386	.7118	-.3629	-.3813
- 78.1	.2385	.7086	-.3625	-.3911
- 78.2	.2385	.7089	-.3627	-.3922
- 78.3	.2363	.7054	-.3586	-.3867
- 78.4	.2358	.7087	-.3594	-.3862
- 79.1	.2355	.7090	-.3602	-.3885
- 79.2	.2355	.7112	-.3603	-.3901
- 79.3	.2343	.7060	-.3623	-.3927
- 79.4	.2352	.6998	-.3623	-.3956
- 80.1	.2359	.7001	-.3648	-.3876
- 80.2	.2358	.7062	-.3685	-.3729
- 80.3	.2351	.7096	-.3715	-.3654
- 80.4	.2379	.7036	-.3783	-.3566
- 81.1	.2376	.7003	-.3734	-.3621
- 81.2	.2375	.6962	-.3574	-.3708
- 81.3	.2375	.6961	-.3572	-.3708

Abb.25: Die rekursiven Parameter des Benzinnachfragemodells

Dieser Verdacht auf Strukturbruch zum Zeitpunkt 1973.4 wird nun mit einem Chow-Test überprüft:

```
**********************************************************

 CHOW TEST FOR PARAMETERSTABILITY
 --------------------------------

 H0: ALL PARAMETERS ARE STABLE OVER:     68.1  -  81.4
 H1: AT LEAST ONE PARAMETER CHANGES AT:           73.4

       VALUE OF CHOW-STATISTIC        3.584
       UNDER H0: F(  5, 46)

**********************************************************
```

Der tabulierte F-Wert, für v_1=5, v_2=46 und α=5% beträgt 2.418. Damit liegt Wert der Chow-Statistik im Ablehnungsbereich. Das bedeutet, daß die Annahme eines homogenen Verursachungszeitraumes über die Energiekrise hinweg nicht aufrechterhalten werden kann.

Zwar wird bei einer Einschränkung des Zeitraumes die Datenmenge kleiner (von 56 auf 33 Beobachtungen je Variable), jedoch muß ein Strukturbruch vermieden werden, um brauchbare Ergebnisse zu erzielen.

Deshalb wird das Modell ab 1973.4 neu geschätzt. Im folgenden Ausdruck (vgl. Abb.26) werden vor dem Ergebnis die tatsächlichen Werte und die nun neu geschätzten, sowie die aus der

Differenz resultierenden Residuen ausgewiesen. Beim Plot der Residuen bedeutet die (gedachte) Mittellinie keine Abweichung der geschätzten von den tatsächlichen Werten. Links davon wird Unterschätzung rechts von der Mittellinie wird Überschätzung angezeigt. Aus einer solchen Abbildung können Muster, die auf Autokorrelation, Strukturbruch oder Ausreißer hindeuten, erkannt werden.

Das Bestimmtheitsmaß dieser Gleichung ist mit RC2=0.957 kleiner als bei der vorhergehenden Gleichung. Es wäre jedoch ein Fehlschluß, diese Tatsache als ein Argument gegen die neue Gleichung zu werten. Denn obwohl in der ersten Gleichung ein größerer %-Satz an der Gesamtvarianz erklärt werden konnte, ist dieses Ergebnis unbrauchbar: Wegen eines Strukturbruches 1973.4 entspricht die Beziehung zwischen X und y nicht der Realität.

```
LEGENDE: Y .......tatsaechliche Benzinnachfrage (log)
         YC ......berechnete Benzinnachfrage (log)
         RES .....Residuen
         RES% ....Residuen in % vom tatsaechlichen Wert
         OBS.VAL. tatsaechlicher Wert
         COM.VAL. berechneter Wert
```

PERIOD	Y	YC	OBS.VAL.	COM.VAL.	RES	RES %	RES.
73.4	6.26	6.22			.042	.677	
74.1	6.05	6.08			- 028	- .461	
74.2	6.24	6.25			- .011	- .169	
74.3	6.40	6.39			.011	179	
74.4	6.19	6.21			- .016	- .252	
75.1	6.11	6.14			- .032	- 519	
75.2	6.27	6.24			.029	.458	
75.3	6.45	6.42			.034	.529	
75.4	6.25	6.25			- .001	- .021	
76.1	6.20	6.17			.029	.468	
76.2	6.27	6.27			- .007	- .116	
76.3	6.42	6.45			- 024	- .380	
76.4	6.26	6.27			- .003	- .054	
77.1	6.18	6.21			- 027	- .444	
77.2	6.35	6.35			- .003	- .047	
77.3	6.47	6.49			- .024	- .365	
77.4	6.31	6.34			- 021	- .333	
78.1	6.27	6.25			.014	.221	
78.2	6.37	6.36			.010	.154	
78.3	6.50	6.52			- .027	- .410	
78.4	6.37	6.35			.016	.250	
79.1	6.29	6.29			.007	.107	
79.2	6.42	6.40			.025	.396	
79.3	6.51	6.52			- .016	- .249	
79.4	6.38	6.38			.001	.009	
80.1	6.30	6.33			- .025	- .397	
80.2	6.42	6.43			- .010	- .151	
80.3	6.56	6.55			.001	.016	
80.4	6.35	6.39			- .031	- .484	
81.1	6.29	6.28			.006	.101	
81.2	6.44	6.38			.059	.919	
81.3	6.52	6.51			.014	.207	
81.4	6.34	6.33			.008	.127	

LIST OF LABELS

B	BENZINNACHFRAGE IN TSD T
EINR	EINREISENDE/STRASSE
BIP	BRUTTOINLANDSPRODUKT P7S
VAR1	BPR/PPC
BPRDPR	RELATION BENZIN-DIESELPREIS
CONST	

DEP. VARIABLE B — LOG — R2 .962 — R2C .957

	EST.COEF.	LABEL	LG	TRANSFORM	ST.DEV.	T	BC %
1	.22722	EINR	0	LOG	.0127	17.95	43.6
2	.61295	BIP	0	LOG	.0652	9.40	30.6
3	-.32349	VAR1	0	LOG	.0650	4.98	13.9
4	-.30667	BPRDPR	3	LOG	0918	3.34	11 9
5	1.54171	CONST	0		.3769	4.09	.0

SE .02464 — MAPE 29 — 73.4 - 81.4 — DW 1.846 — RHO(1) .02

Abb.26: Kleinst-Quadrate Schätzung - österreichische Benzinnachfrage ab 1973.4.

Im Anschluß an das neue Ergebnis folgen Tests, um die Resultate abzusichern. Die Berechnung der Teststatistiken erfolgt dabei wiederum durch das IAS-System.

F-Test:

v_1=5, v_2=28, α=5%

Tabulierter Wert: 2.558

Die Nullhypothese, daß alle Variable gemeinsam keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Benzinnachfrage leisten, ist damit abgelehnt.

Wallis-Test:

T=33, k=4, α=5%

Geschätztes Rho: -0.169, w=1.909

Tabuliert: w =0.993,

Nach der Entscheidungsregel kann die Nullhypothese nicht abgelehnt werden, da 1.909 $<$ (4-0.993).

CUSUM-Test:

Bis auf die Variable Realer Benzinpreis (a3) bleiben die rekursiv berechneten Parameter relativ stabil. Beim eigentlichen CUSUM-Test (α=5%) kann kein Hinweis auf einen Strukturbruch gefunden werden: Die Teststatistik, die die Residuen von t=(k+1) bis t=T aufsummiert, zeigt keine Überschreitung der Grenzen. Auch ein monotones Ansteigen oder Abfallen der Teststatistik (das ist auf Grund der Kummulierung der Residuen ein Hinweis, daß dauernd über- oder unterschätzt wird) konnte nicht festgestellt werden (vgl.Abb.27). Der Zeitpunkt, in dem ein solcher Anstieg beginnt, wäre ein Ansatzpunkt für einen Chow-Test.

TABLE OF REGRESSION PARAMETERS

	A1	A2	A3	A4
- 74.4	.2722	.6858	-.7772	-.4840
- 75.1	.2668	.7572	-.7505	-.4988
- 75.2	.2911	.7066	-.8107	-.4600
- 75.3	.2563	.7234	-.7324	-.3987
- 75.4	.2718	.6791	-.7360	-.3847
- 76.1	.2735	.6316	-.7809	-.3874
- 76.2	.2735	.6327	-.7777	-.3815
- 76.3	.2593	.5761	-.7892	-.4151
- 76.4	.2524	.6238	-.7472	-.4081
- 77.1	.2543	.6339	-.6884	-.2125
- 77.2	.2514	.6533	-.6405	-.1326
- 77.3	.2393	.6317	-.5438	-.0362
- 77.4	.2420	.6131	-.5344	-.0034
- 78.1	.2420	.5870	-.5716	-.0954
- 78.2	.2424	.5858	-.5790	-.1071
- 78.3	.2351	.5814	-.5283	-.0592
- 78.4	.2317	.6025	-.5376	-.0801
- 79.1	.2316	.6020	-.5387	-.0817
- 79.2	.2325	.6065	-.5461	-.1107
- 79.3	.2314	.6007	-.5490	-.1068
- 79.4	.2296	.6148	-.5398	-.1104
- 80.1	.2302	.6163	-.5460	-.0898
- 80.2	.2294	.5993	-.4936	-.2307
- 80.3	.2300	.5993	-.4654	-.2820
- 80.4	.2309	.5967	-.4717	-.2775
- 81.1	.2293	.5866	-.4401	-.3030
- 81.2	.2270	.5979	-.3622	-.3192
- 81.3	.2286	.6058	-.3376	-.3129

REGRESSION CONSTANCY - CUSUM TEST

TIME	VALUE OF TEST STATISTIC	5%	UPPER BOUND
-75.1	-.499	0	5.375
-75.2	.429	0	5.733
-75.3	-.138	0	6.091
-75.4	-.706	0	6.450
-76.1	.135	0	6.808
-76.2	.169	0	7.166
-76.3	-1.447	0	7.525
-76.4	-.905	0	7.883
-77.1	-1.390	0	8.241
-77.2	-2.708	0	8.599
-77.3	-4.333	0	8.958
-77.4	-4.928	0	9.316
-78.1	-4.116	0	9.674
-78.2	-3.937	0	10.033
-78.3	-5.238	0	10.391
-78.4	-4.405	0	10.749
-79.1	-4.370	0	11.108
-79.2	-3.277	0	11.466
-79.3	-3.623	0	11.824
-79.4	-3.188	0	12.183
-80.1	-3.458	0	12.541
-80.2	-2.349	0	12.899
-80.3	-1.195	0	13.257
-80.4	-1.384	0	13.616
-81.1	-.235	0	13.974
-81.2	2.687	0	14.332
-81.3	3.446	0	14.691
-81.4	3.950	0	15.049

Abb.27: Die rekursiven Parameter, sowie die Testgrößen des CUSUM-Tests für die Benzinnachfragegleichung in Abb.26.

RESET-Test:
Abschließend soll nun noch die funktionale Form der Schätzgleichung überprüft werden. Dazu werden zwei neuen Variable gebildet:

03x03: Das Quadrat der berechneten Benzinnachfragewerte aus der vorliegenden Regressionsgleichung (logarithmiert).

03xx03: Die dritte Potenz der Schätzwerte der Gleichung (ebenfalls logarithmiert).

Nun folgt eine neuerliche Kleinst-Quadrate-Schätzung mit den beiden Größen als zusätzliche Variable. Dabei werden 03x03 und 03xx03 nicht logarithmiert, denn sie stellen bereits transformierte Werte dar.

Tragen die neuen Variablen nicht zur Erklärung der Benzinnachfrage bei, kann die gewählte Kurvenform beibehalten werden (vgl.II.4.3). Dazu der folgende F-Test.

H_0: 03x03=0, 03xx03=0
H_1: Mindestens eine der beiden Variablen ist ungleich 0.

Nach der Schätzung (nicht abgebildet) wird auch die benötigte Teststatistik vom IAS-System berechnet:
v_1=2, v_2=25, α=5% ; /F/=1,774
Tabulierter Wert: F=3.385 ;
Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die logarithmisch-lineare Kurvenform erscheint damit zur Modellierung der österreichischen Benzinnachfrage geeignet.

Betrachtet man noch einmal die Residuen der Schätzgleichung in Abbildung 26 so kann man feststellen, daß 1981.2 der Schätzwert relativ weit vom tatsächlichen Wert entfernt ist (5.7% Abweichung). Der Absatz 1981.2 ist mit 625 000 Tonnen auch die höchste, der in einem zweiten Quartal erreicht wurde.

Der Ausreißer im zweiten Quartal wird durch eine überhöhte Juni-Nachfrage verursacht. Diese lag um 16.4% über dem Vorjahreswert. Der genaue Grund, warum die Benzinnachfrage im Juni 1981 so außergewöhnlich stark war, konnte nicht festgestellt werden. Ein vorgezogenes Füllen der Autotanks wegen einer bevorstehenden Benzinpreiserhöhung (am 4.Juli wurden in der BRD und am 11.Juli in Österreich die Preise angehoben) dürfte nicht die Ursache gewesen sein. Die Juli-Nachfrage entwickelte sich nämlich völlig normal.

Ein eventueller Hinweis liegt darin, daß in der BRD Mittwoch der 17.Juni und Donnerstag der 18.Juni Feiertage waren. Diese Rumpfwoche dürften viele Bundesbürger zu Urlaubsfahrten in den Süden benutzt haben.

Die zusätzlichen Ferienfahrten deutscher Urlauber reichen aber wahrscheinlich nicht aus, um den Mehrverbrauch des 2.Quartals 1981 vollständig zu erklären. Da keine anderen starken Gründe gefunden werden konnten, wird ins Regressionsmodell auch keine Dummy-Variable aufgenommen, die diesen Wert neutralisieren könnte. Mit dieser Methode werden normalerweise Beobachtungen, die durch außergewöhnliche Umstände verzerrt sind, eliminiert.

Unterstellt man, daß kein Meßfehler vorliegt, so kann eine starke Abweichung des tatsächlichen Wertes von der Regressionslinie ein Hinweis auf ein unvollständiges Modell sein (vgl.II.2.4). Da nun aber eine 5.7% Abweichung nicht dramatisch ist (der Durchschnitt der Soll-Ist-Differenzen liegt bei 2.3%) und da ein solcher Ausreißer nur einmal festgestellt werden konnte, wird der Mangel als nicht entscheidend angesehen. Die Elimination der Beobachtung durch eine Dummy-Variable wäre jedenfalls nicht korrekt. Denn das Weglassen einer einzelnen Variablen kann das Berechnungsergebnis stark verändern (vgl. COOK 1979, S169f). Das Modell bleibt deshalb in der bisherigen Form bestehen.

Abschließend soll festgestellt werden, ob diese letzte Schätzgleichung die Benzinnachfrage auch für die praktische Anwendung ausreichend genau erklärt. Nur dann können die Variablen mit den dazugehörigen Koeffizienten für die Planung verwendet werden. Dazu wird in einer Ex-post Prognose die Abweichung der geschätzten von den tatsächlichen Werten ermittelt (vgl. Abb.28).

Der durchschnittliche Fehler (Wurzel aus den Abweichungsquadraten = Standardabweichung) beträgt

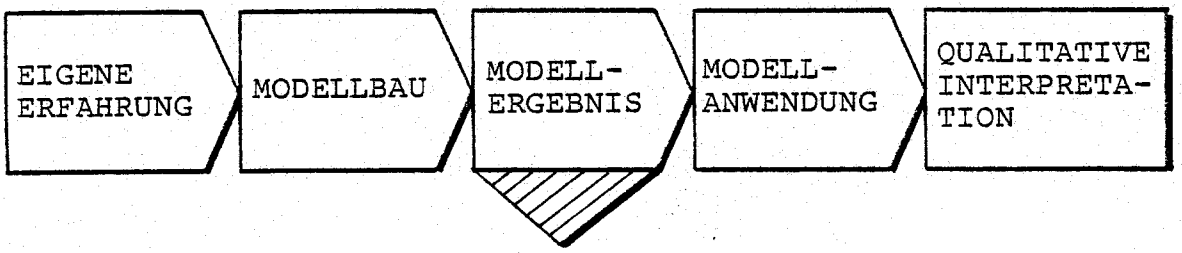
* für die absoluten Werte 13 tsd. Tonnen,
* für die relativen Werte2.3%.

Diese als gering zu bezeichnende Abweichung ergibt eine gute Grundlage für die Anwendung des Modells.

Zeit-punkt	Tatsächlicher Wert	Geschätzter Wert	Absolute Abweichung	Relative Abweichung
73.4	523.23600	501.53687	-21.69913	-4.14710
74.1	425.37400	437.42210	12.04810	2.83236
74.2	511.33700	516.75326	5.41626	1.05923
74.3	603.78800	596.89848	-6.88952	-1.14105
74.4	489.95600	497.96675	8.01075	1.63499
75.1	451.50400	466.06779	14.56379	3.22562
75.2	526.33700	511.44980	-14.88720	-2.82845
75.3	634.64200	613.34194	-21.30006	-3.35623
75.4	519.49700	520.18188	.68488	.13184
76.1	491.98600	477.90505	-14.08095	-2.86206
76.2	526.84200	530.70008	3.85808	.73230
76.3	615.81300	631.02772	15.21471	2.47067
76.4	525.33000	527.09515	1.76514	.33601
77.1	483.64900	497.09335	13.44436	2.77978
77.2	570.22900	571.93272	1.70373	.29878
77.3	643.73400	659.09492	15.36092	2.38622
77.4	552.74600	564.50265	11.75665	2.12695
78.1	527.28500	520.03851	-7.24650	-1.37430
78.2	586.80200	581.08259	-5.71941	-.97468
78.3	662.01700	679.89355	17.87655	2.70032
78.4	582.22900	573.02728	-9.20172	-1.58043
79.1	540.22400	536.60067	-3.62333	-.67071
79.2	616.76800	601.27739	-15.49061	-2.51158
79.3	669.71500	680.64671	10.93172	1.63229
79.4	588.41800	588.07811	-.33989	-.05776
80.1	546.31900	560.15382	13.83482	2.53237
80.2	611.62400	617.56078	5.93678	.97066
80.3	703.01500	702.29349	-.72151	-.10263
80.4	575.34800	593.30742	17.95942	3.12149
81.1	536.54600	533.14870	-3.39730	-.63318
81.2	625.14600	589.26733	-35.87867	-5.73925
81.3	679.31200	670.18813	-9.12386	-1.34310
81.4	566.49900	561.94781	-4.55119	-.80339

Abb.28: Ergebnisse der Ex-post Prognose 1973.4-1981.4

4. DAS ERGEBNIS



Nach der letzten Schätzgleichung ergeben sich folgende Aussagen:

Ergebnis 1: Die wichtigsten Einflußfaktoren auf die österreichische Benzinnachfrage lauten:

* Einreisende Ausländer per Straße
* Bruttoinlandsprodukt real
* Benzinpreis real (deflationiert mit dem Index des Privaten Konsums, 1976=100)
* Preisrelation Benzin/Diesel mit einer Verzögerung von 3 Quartalen.

Ergebnis 2: Das Gewicht der Einflußfaktoren wurde bestimmt. Unter der Annahme, daß die anderen drei beeinflussenden Variabeln konstant bleiben, führt eine 1%ige Steigerung zu folgender Veränderung der Benzinnachfrage:

* Einreisende	+0.23%
* Bruttoinlandsprodukt	+0.61%

* Realer Benzinpreis	-0.32%
* Relation Benzin/Diesel	-0.31%

Nun sollen diesen Ergebnissen die Resultate verschiedener Studien gegenübergestellt werden:

Die Bedeutung der Ausländer für die österreichische Benzinnachfrage ist unumstritten. Puwein macht den Ausländerverbrauch von der Benzinpreisrelation BRD-Österreich abhängig und kommt zu einem zwischen 1970 und 1978 zwischen 29% und 4% schwankenden Anteil an der Nachfrage (vgl.PUWEIN 1982, S119).
In dieser Arbeit wird zur Erklärung des Ausländeranteils an der österreichischen Benzinnachfrage die Größe Einreisende Ausländer per Straße als bessere Erklärungsgröße als die Preisrelation gesehen. Dabei kommt den Transitreisenden, die beinahe unabhängig von der Preisrelation BRD/Österreich inländisches Benzin nachfragen, eine starke Bedeutung zu.

Das Bruttoinlandsprodukt als Einkommensgröße ist sowohl bei Puwein als auch bei Proske eine Erklärungvariable für die Benzinnachfrage (vgl.PUWEIN 1981, S16, vgl.PROSKE 1979). Im Unterschied zu diesen Untersuchungen wird in den hier erarbeiteten Hypothesen die psychologische Wirkung des BIP auf die Benzinnachfrage wesentlich stärker eingeschätzt als der direkte Einfluß der Einkommen.

Die Preiselastizität ist die zentrale Größe aller Benzinnachfrageanalysen. Übereinstimmend wird der reale Benzinpreis als

Einflußgröße verwendet (vgl.PUWEIN 1979, S16, PROSKE 1979, BRUNNER-NEWTON 1979).

Ein Substitutionseffekt zwischen Benzin und Diesel wird in keiner anderen empirischen Arbeit als Einflußgröße auf die Benzinnachfrage herausgearbeitet.

Der numerische Vergleich der beiden Studien von Puwein und Proske mit der vorliegenden Arbeit zeigt folgendes Ergebnis:

Elastizität / Autor	Preis	Einkommen
Puwein	25%	130%
Proske	150%	40%

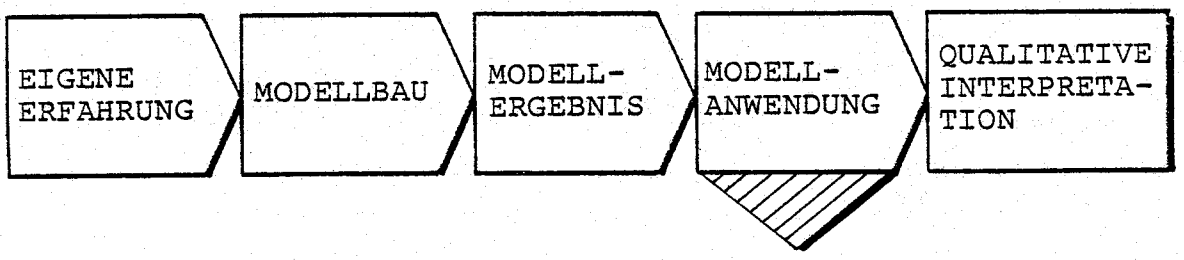
Abb.29: Vergleich der Preis- und Einkommenselastizität bei Puwein und Proske (PUWEIN 1979, S17, PROSKE 1979).

Während die Preiselastizität bei allen Untersuchungen ungefähr übereinstimmt, liegt die Einkommenselastizität der zitierten Arbeiten sehr hoch. Die hier erarbeiteten Resultate liegen

vielmehr im Bereich von 60%, was der Größenordnung amerikanischer Untersuchungen für die USA entspricht (vgl.REZA, SPIRO 1979).

Aus den Unterschieden Schlüsse ziehen zu wollen, fällt schwer, zumal die Methodik der Berechnungen in den einzelnen Arbeiten nicht genau beschrieben ist. Fest steht daß die Regressionsanalyse nur dann sinnvoll anzuwenden ist, wenn alle wichtigen Einflußgrößen modelliert werden. Das wurde in dieser Arbeit bewußt versucht. Studien, bei denen einzelne Einflüsse fehlen, deren Methodik jedoch die Regressionsanalyse ist, erzielen keine brauchbaren Ergebnisse.

5. MODELLANWENDUNG



Nach der Präsentation der Einzelergebnisse soll das neue Modell sofort für die kurz- und mittlefristige Planung angewendet werden. Dazu werden Annahmen über die zukünftige Entwicklung der Einflußfaktoren gesammelt.

Eine erste Hürde ist die Abschätzung der zukünftig Einreisenden per Strasse. Keine Institution beschäftigt sich mit der Prognose dieser Größe. Ohne die Bestimmungsgründe für die Anzahl der auf der Straße Einreisenden genau untersucht zu haben, erscheint eine nicht kausale Prognosemethodik als geeignetes Verfahren, um Annahmen über die Entwicklung dieser Größe zu erarbeiten. Mit Hilfe der exponentiellen Glättung (vgl. MAKRIDAKIS, RESCHKE, WHEELWRIGHT 1980, S61f, sowie STECKEL 1981, S44f) wurde, basierend auf dem Zeitraum 1974-1981 eine jährliche Prognose erstellt.

BENZIN EINR — EINREISENDE/STRASSE 74 87 — LAST UPD:020483/110855 0

74 - 77	106.5381	114.3279	120.0409	118.4562
78 - 81	118.7680	120.7376	121.9384	119.5466
82 - 85	117.6338	118.9278	119.5225	119.4029
86 - 87	119.4029	119.4029		

Abb.30: Entwicklung der Einreisenden per Straße in Mio. Die Werte ab 1982 sind geschätzt.

Wie schon in III.2.2 erwähnt, kann eine solche Schätzung nur ein Anfang sein. Mit der Erkenntnis, daß diese Größe ein entscheidender Indikator für die Benzinnachfrageentwicklung ist, sollten nun die Einflüsse auf die Einreisenden per Straße untersucht werden. Eventuell kann dazu ebenfalls ein ökonometrisches Modell zur Fundierung der Vorstellungen über den Verlauf dieser Planungsannahme entwickelt werden. Zur zukünftigen Entwicklung des BIP und des Preisindex gibt es einmal Vorstellungen innerhalb der Firma Mobil. Zum anderen werden auch Prognosen des Instituts für Höhere Studien und des Wirtschaftsforschungsinstituts für diese Größen erstellt. Durch die Verwendung dieser Prognosewerte im Benzinnachfragemodell werden volkswirtschaftliche Prognosen gezielt für ein spezifisches Unternehmen oder eine bestimmte Branche ausgewertet: Im Konzept der "Quantifizierten Erfahrung" wurden die für die Benzinnachfrage relevanten Faktoren erarbeitet, sodaß nur mehr ein Teil des recht umfangreichen Datenmaterials einer volkswirtschaftlichen Prognose vom Planer berücksichtigt werden muß.

Die Preise von Benzin und Diesel werden vom internationalen Rohölmarkt und von politischen Ereignissen stark beeinflußt. Dementsprechend vorsichtig werden auch die Annahmen über die Entwicklung dieser Größen getroffen. Die Annahmen über die Entwicklung, der die Benzinnachfrage beeinflussenden Größen, werden in den Abbildungen, die die Absatzprognosen zeigen, angeführt.

```
Benzinnachfrage = exp(0.22722*log(einr)+
                      0.61295*log(bip)-
                      0.32340*log(bpr/ppc)-
                      0.30667*log(bprdpr(3))+
                      1.54171)
```

Mit den entsprechenden Annahmen wird sodann eine kurzfristige (Abb.31) und eine langfristige (Abb.32) Benzinnachfrageprognose erstellt.

Zusätzlich zu diesen Prognosen wird ein Szenario errechnet: Was passiert (what if?), wenn die Annahmen für das BIP und den Preisindex direkt von der Prognose des Instituts für Höhere Studien vom Juni 1982 übernommen werden (vgl.Abb.33). Besonders interessant an diesen Annahmen ist die Erwartung eines Wirtschaftsaufschwunges 1982 und 1983 sowie einer Rezession 1985.

LABEL	I		I	1982.1	1982.2	1982.3	1982.4	1982	1983.1	1983.2	1983.3	1983.4	1983
einr													
EINR	I	EINREISENDE/STRASSE	I	21.564	28.375	46.560	21.135	117.634	21.802	28.687	47.072	21.367	118.928
	I		I	-1.6%	-1.6%	-1.6%	-1.6%	-1.6%	1.1%	1.1%	1.1%	1.1%	1.1%
bip													
BIP	I	BRUTTOINLANDSPRODUKT P76	I	191.362	204.912	216.172	222.322	834.767	196.146	210.035	221.576	227.880	855.637
	I		I	1.5%	1.5%	1.5%	1.5%	1.5%	2.5%	2.5%	2.5%	2.5%	2.5%
bpr													
BPR	I	GESAMTBENZINPREIS NOMINAL	I	10.870	11.070	11.070	11.070	11.020	11.070	11.070	11.070	11.070	11.070
	I		I	10.5%	10.5%	3.3%	-1.5%	5.4%	1.8%	.0%	.0%	.0%	.5%
ppc													
PPC	I	PREISINDEX PRIV. KONSUM 76=100	I	136.952	137.906	140.026	140.556	138.860	144.484	145.491	147.727	148.287	146.497
	I		I	6.0%	6.0%	6.0%	6.0%	6.0%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%
(bpr/ppc)													
	I	BPR/PPC	I	.079	.080	.079	.079	.079	.077	.076	.075	.075	.076
	I		I	4.2%	4.3%	-2.5%	-7.1%	-.5%	-3.5%	-5.2%	-5.2%	-5.2%	-4.8%
bprdpr													
BPRDPRI		RELATION BENZIN-DIESELPREIS	I	1.055	1.054	1.055	1.054	1.054	1.054	1.054	1.055	1.054	1.054
	I		I	2.5%	5.2%	3.2%	-3.4%	1.8%	-.1%	.0%	.0%	.0%	-.0%
b06est													
B06ESTI		SCHAETZWERTE MODELL BENZ6	I	533.343	586.226	667.675	574.257	2361.502	540.591	601.236	698.791	594.859	2435.476
	I		I	-.6%	-6.2%	-1.7%	1.4%	-1.9%	1.4%	2.6%	4.7%	3.6%	3.1%

Abb.31: Quartalsweise Benzinnachfrageprognose für 1982 und 1983, sowie die dazugehörigen Annahmen

LABEL	I		I	1982	1983	1984	1985	1986	1987
einr									
EINR	I	EINREISENDE/STRASSE	I	117.634	118.928	119.522	119.403	119.403	119.403
	I		I	-1.6%	1.1%	.5%	-.1%	.0%	.0%
bip									
BIP	I	BRUTTOINLANDSPRODUKT P76	I	834.767	855.637	877.028	898.953	921.427	944.463
	I		I	1.5%	2.5%	2.5%	2.5%	2.5%	2.5%
bpr									
BPR	I	GESAMTBENZINPREIS NOMINAL	I	11.020	11.070	11.280	11.580	11.880	12.090
	I		I	5.4%	.5%	1.9%	2.7%	2.6%	1.8%
ppc									
PPC	I	PREISINDEX PRIV. KONSUM 76=100	I	138.860	146.497	154.555	163.055	172.023	181.484
	I		I	6.0%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%
(bpr/ppc)									
	I	BPR/PPC	I	.079	.076	.073	.071	.069	.067
	I		I	-.5%	-4.8%	-3.4%	-2.7%	-2.8%	-3.5%
bprdpr									
BPRDPRI		RELATION BENZIN-DIESELPREIS	I	1.054	1.054	1.054	1.072	1.090	1.089
	I		I	1.8%	-.0%	.0%	1.7%	1.6%	-.1%
b06est									
B06ESTI		SCHAETZWERTE MODELL BENZ6	I	2361.502	2435.476	2503.381	2560.252	2609.436	2670.262
	I		I	-1.9%	3.1%	2.8%	2.3%	1.9%	2.3%

Abb.32: Langfristige Benzinnachfrageprognose 1982 bis 1987 mit den dazugehörigen Annahmen

LABEL	I		I	1982	1983	1984	1985	1986	1987
einr									
EINR	I	EINREISENDE/STRASSE	I	117.634	118.928	119.522	119.403	119.403	119.403
	I		I	-1.6%	1.1%	.5%	-.1%	.0%	.0%
bip									
BIP	I	BRUTTOINLANDSPRODUKT P76	I	839.702	864.053	888.247	890.023	919.394	946.976
	I		I	2.1%	2.9%	2.8%	.2%	3.3%	3.0%
bpr									
BPR	I	GESAMTBENZINPREIS NOMINAL	I	11.020	11.070	11.280	11.580	11.880	12.090
	I		I	5.4%	.5%	1.9%	2.7%	2.6%	1.8%
ppc									
PPC	I	PREISINDEX PRIV. KONSUM 76=100	I	138.598	145.251	151.642	159.224	167.503	176.381
	I		I	5.8%	4.8%	4.4%	5.0%	5.2%	5.3%
(bpr/ppc)									
	I	BPR/PPC	I	.080	.076	.074	.073	.071	.069
	I		I	-.4%	-4.1%	-2.4%	-2.2%	-2.5%	-3.4%
bprdpr									
BPRDPRI		RELATION BENZIN-DIESELPREIS	I	1.054	1.054	1.054	1.072	1.090	1.089
	I		I	1.8%	-.0%	.0%	1.7%	1.6%	-.1%
b06est									
B06ESTI		SCHAETZWERTE MODELL BENZ6	I	2368.601	2443.369	2507.481	2525.135	2583.557	2650.050
	I		I	-1.6%	3.2%	2.6%	.7%	2.3%	2.6%

Abb.33: Langfristige Benzinnachfrageprognose 1982 bis 1987. Die Annahmen bezüglich der volkswirtschaftlichen Größen BIP und PPC stammen aus der Juni-Prognose des IHS

Beim Auftraggeber konnte mit diesen Ergebnissen keine Zufriedenheit erreicht werden. Schon die Absatzprognose für 1982 wurde als zu hoch empfunden, die restlichen Werte als unrealistisch abgelehnt. An jährliche Zuwachsraten um 3% konnte in Zeiten der Rezession und unter dem Eindruck massiver Rohölpreiserhöhungen niemand denken. Die Fronten begannen sich erst mit dem folgenden Argumenten zu enthärten:

"Die Annahmen 1983 bis 1987 unterstellen real stark fallende Benzinpreise und ein Wirtschaftswachstum, wie es zwischen 1976 und 1979 stattfand. Damals nahm der Benzinverbrauch rasch zu. Warum soll jetzt, wenn die Annahmen eine ähnliche Umweltsituation unterstellen, das Modell einen schrumpfenden Verbrauch errechnen? Es müßten für den Prognosezeitraum gewichtige Hypothesen für eine Änderung der Einflüsse auf den Benzinverbrauch existieren, um eine anderslautende Prognose zu rechtfertigen."

Der Durchbruch kam durch zwei weitere Auswertungen: Einmal hatten die Wirtschaftsforscher ihre Hoffnung auf einen Konjunkturaufschwung aufgegeben. Das Modell, mit den korrigierten Annahmen berechnet (die Septemberprognose des IHS ist nur zweijährig), zeigte deutlich niedrigere Verbrauchserwartungen (Abb.34).

LABEL				1982	1983
einr					
EINR	I	EINREISENDE/STRASSE	I	117.634	118.928
	I		I	-1.6%	1.1%
bip					
BIP	I	BRUTTOINLANDSPRODUKT P76	I	830.655	846.438
	I		I	1.0%	1.9%
bpr					
BPR	I	GESAMTBENZINPREIS NOMINAL	I	11.020	11.070
	I		I	5.4%	.5%
ppc					
PPC	I	PREISINDEX PRIV. KONSUM 76=100	I	138.467	145.390
	I		I	5.7%	5.0%
(bpr/ppc)					
	I	BPR/PPC	I	.080	.076
	I		I	-.3%	-4.3%
bprdpr					
BPRDPRI		RELATION BENZIN-DIESELPREIS	I	1.054	1.054
	I		I	1.8%	-.0%
b06est					
B06ESTI		SCHAETZWERTE MODELL BENZ6	I	2352.207	2413.464
	I		I	-2.3%	2.6%

Abb.34: Benzinnachfrageprognose 1982 und 1983. Die volkswirtschaftlichen Annahmen für BIP und PPC stammen aus der September-Prognose des IHS.

Die zweite wichtige Auswertung war die Beantwortung folgender What-if-Frage: "Wie sieht die Benzinnachfrage bei real konstant bleibendem Benzinpreis aus?" Das Ergebnis dieser Auswertungen war zum erstenmal mit den Erfahrungen der Experten in Einklang zu bringen (Abb.35).

LABEL	I		I	1982	1983	1984	1985	1986	1987
einr									
EINR	I	EINREISENDE/STRASSE	I	117.634	118.920	119.522	119.403	119.403	119.403
	I		I	-1.6%	1.1%	.5%	-.1%	.0%	.0%
bip									
BIP	I	BRUTTOINLANDSPRODUKT P76	I	834.767	855.637	877.028	898.953	921.427	944.463
	I		I	1.5%	2.5%	2.5%	2.5%	2.5%	2.5%
bpr									
BPR	I	GESAMTBENZINPREIS NOMINAL	I	11.080	11.690	12.333	13.011	13.726	14.481
	I		I	6.0%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%
ppc									
PPC	I	PREISINDEX PRIV. KONSUM 76=100	I	138.860	146.497	154.555	163.055	172.023	181.484
	I		I	6.0%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%
(bpr/ppc)									
	I	BPR/PPC	I	.080	.080	.080	.080	.080	.080
	I		I	-.0%	.0%	.0%	-.0%	.0%	.0%
bprdpr									
BPRDPRI		RELATION BENZIN-DIESELPREIS	I	1.054	1.054	1.054	1.072	1.090	1.089
	I		I	1.8%	-.0%	.0%	1.7%	1.6%	-.1%
b06est									
B06ESTI		SCHAETZWERTE MODELL BENZ6	I	2357.616	2392.592	2431.812	2465.267	2489.997	2518.449
	I		I	-2.1%	1.5%	1.6%	1.4%	1.0%	1.1%

Abb.35: Benzinnachfrageprognose wie Abb.32, jedoch mit der Annahme real konstant bleibender Benzinpreise.

Nachdem auf diese Weise wieder Vertrauen in die Brauchbarkeit des quantitativen Modells gewonnen wurde, erschien folgende Fragestellung interessant: "Wie sieht die Umwelt aus, wenn die allgemeinen Benzinnachfrageprognosen zutreffen?" Besonders die Auswirkungen auf das - inzwischen recht zweifelhafte - Bruttoinlandsproduktwachstum sollte durch diese Rückwärtsrechnung (goal seeking) untersucht werden (Abb.36).

Zur goal-seeking Fragestellung noch einige technische Anmerkungen: Einmal muß das Modell umgeformt werden. Aus der Funktion

Benzinnachfrage=f(Einreisende, BIP, Realer Benzinpreis, Relation Benzinpreis/Dieselpreis)

wird die Funktion:

BIP=f(Benzinnachfrage, Einreisende, Realer Benzinpreis, Relation Benzinpreis/Dieselpreis)

Das soll allerdings keine kausale Beziehung angeben. Die Umformung wird lediglich vorgenommen, um die Konsistenz der Planungsannahmen zu überprüfen.

Die auf keinem quantitativen Modell basierende Benzinprognose erfolgt nur jahresweise. Da das Nachfragemodell ein Quartalsmodell ist, müssen die Jahresdaten auf Quartale aufgeteilt werden. Zu diesem Zweck wird für den Zeitraum 1974.1 bis 1981.4 der durchschnittliche Anteil jedes Quartals an der Jahresnachfrage berechnet (vgl.Abb.37).

LABEL			1982	1983	1984	1985	1986	1987
einr								
EINR	I	EINREISENDE/STRASSE	117.634	118.928	119.522	119.403	119.403	119.403
	I		-1.6%	1.1%	.5%	-.1%	.0%	.0%
bpr								
BPR	I	GESAMTBENZINPREIS NOMINAL	11.080	11.690	12.333	13.011	13.726	14.481
	I		6.0%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%
ppc								
PPC	I	PREISINDEX PRIV. KONSUM 76=100	138.860	146.497	154.555	163.055	172.023	181.484
	I		6.0%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%
(bpr/ppc)								
	I	BPR/PPC	.080	.080	.080	.080	.080	.080
	I		-.0%	.0%	.0%	-.0%	.0%	.0%
bprdpr								
BPRDPR	I	RELATION BENZIN-DIESELPREIS	1.055	1.054	1.054	1.072	1.090	1.089
	I		1.8%	-.0%	-.0%	1.7%	1.6%	-.1%
b05mob								
B05MOB	I	EXPERTENSCHÄTZ.B (OHNE MODELL)	2340.000	2300.000	2300.000	2290.000	2270.000	2250.000
	I		.	-1.7%	.0%	-.4%	-.9%	-.9%
bip								
BIP	I	BRUTTOINLANDSPRODUKT P76	835.996	813.188	811.688	807.965	802.678	795.486
	I		1.6%	-2.7%	-.2%	-.5%	-.7%	-.9%

Abb.36: Die Auswirkung einer (intuitiven) Benzinnachfrageprognose auf das Bruttoinlandsprodukt

BENZIN	BENZINNACHFRAGE IN TSD.T 68.1 82.4			LAST UPD:030283/173414
68.1 - 68.4	265.5920	343.0510	413.5410	325.2720
69.1 - 69.4	285.1380	368.0950	442.6460	354.1210
70.1 - 70.4	320.2740	393.3110	485.0690	384.1750
71.1 - 71.4	346.2790	454.1130	537.5340	459.9870
72.1 - 72.4	395.9540	491.9850	626.6270	475.4330
73.1 - 73.4	466.6690	559.5910	668.9370	523.2360
74.1 - 74.4	425.3740	511.3370	603.7880	489.9560
75.1 - 75.4	451.5040	526.3370	634.6420	519.4970
76.1 - 76.4	491.9860	526.8420	615.8130	525.3300
77.1 - 77.4	483.6490	570.2290	643.7340	552.7460
78.1 - 78.4	527.2850	586.8020	662.0170	582.2290
79.1 - 79.4	540.2240	616.7680	669.7150	588.4180
80.1 - 80.4	546.3190	611.6240	703.0150	575.3480
81.1 - 81.4	536.5460	625.1460	679.3120	566.4990
Quartalsanteil an der Jahresnachfrage	22.00 %	25.15 %	28.65 %	24.20 %

Abb.37: Quartalsweise Benzinnachfrage in Prozent

Dementsprechend werden auch die Größen der intuitiven Schätzung vierteljährlich aufgeteilt. Das Ergebnis zeigt, daß die Wirtschaftsentwicklung aller kommenden Jahre unter den vorliegenden Annahmen negativer eingeschätzt wird, als die des Jahres 1982. Dabei sticht besonders der Einbruch des Jahres 1983 hervor.

Zwei Unsicherheitsquellen sind für die Interpretation der bisherigen Ergebnisse zu beachten :

* Die Annahmen: Einerseits kann die Expertenschätzung für Benzin zu niedrig sein. Andererseits ist es möglich, daß die übrigen Annahmen stark von der tatsächlichen zukünftigen Entwicklung abweichen.

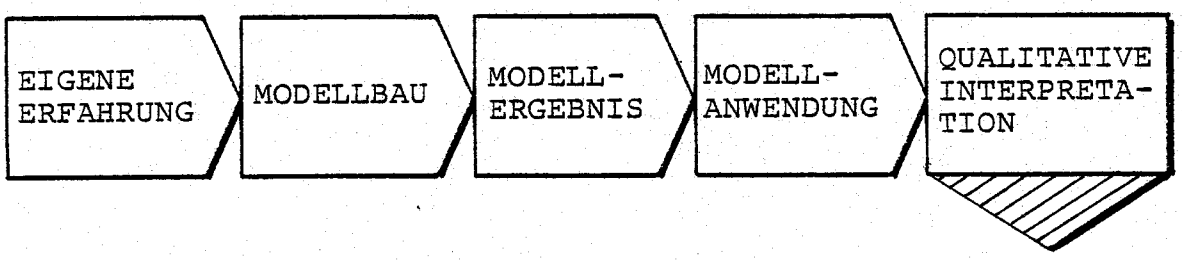
* Das Modell: Ergeben sich in zukünftigen Perioden starke Strukturänderungen, Änderungen in der Motivation der Konsumenten, so werden diese durch die Verhaltensgleichung des Modells, die auf der Vergangenheit beruht, nicht wiedergegeben.

Liegt kein greifbarer Grund für eine Umweltänderung 1983, die durch das Modell bisher nicht erfaßt wird, vor, so müssen die Annahmen, zu denen auch die Expertenschätzung der Nachfrage gehört, auf ihre Haltbarkeit geprüft werden.

Die Vorteile des formalen Planungsmodells zeigt das Anwendungsbeispiel deutlich: Das Bewußtsein, wovon die Benzinnachfrage abhängt und der Lernprozeß, der dem Planer in der Kommunikation mit dem Modell (Alternativenrechnug) ein Ge-

fühl gibt, welche Umwelt eine bestimmte Absatzprognose unterstellt. Zusätzlich ergibt sich ein Druck, bei einer Diskrepanz zwischen der intuitiven Prognose und dem Modellergebnis, die Gründe dafür zu überdenken: "Sind die Annahmen gut?" "Ist eine Umweltänderung eingetreten, die durch das Modell nicht wiedergegeben wird?"

6. QUALITATIVE INTERPRETATION



Bisher erlaubte das formale Nachfragemodell folgende Art von Fragen: "Wie könnte es in der Zukunft aussehen, wenn die Welt dann noch gleich wie heute funktioniert, wenn die Nachfragemechanismen gleich bleiben?" Im letzten Schritt des Konzeptes der "Quantifizierten Erfahrung" wird diese Einschränkung fallengelassen. Das Modell bleibt jedoch weiterhin die Basis für neue Überlegungen. Es ist jedoch wichtig, daß es einen Fixpunkt, in diesem Fall eine durch ein formales Modell errechnete Nachfragegröße gibt, die unter neuen Aspekten relativiert werden kann.

Eine die Benzinnachfrage betreffende Erwartung, die heute noch nicht in einem formalen Modell erfaßt werden kann, ist, daß die Kraftfahrzeuge insgesamt, auf Grund technischer Fortschritte, sparsamer werden. Im formalen Modell sind bisher folgende Überlegungen, die die Verbrauchseigenschaften von PKW betreffen, enthalten:

Der Bestand steigt leicht, die jährlichen Kilometerleistungen gehen zurück. Der durchschnittliche Verbrauch der öster-

reichischen PKW stagniert seit ungefähr 1977 (siehe Daten im Anhang). Auf Grund der unsicheren Daten und der offensichtlich gegenläufigen Tendenzen, wurde die Größe Spezifischer Verbrauch nicht ins Modell aufgenommen.

Argumentiert man nun, daß eine zukünftige Zunahme an PKW in Österreich (die PKW-Dichte ist im internationalen Vergleich sehr gering (vgl.INTERNATIONAL ROAD FEDERATION 1981)) durch eine entsprechende Abnahme der Jahreskilometerleistungen ausgeglichen wird (Trend zum Zweitwagen), so kann die Benzinersparnis durch den technischen Fortschitt vom errechneten Resultat abgezogen werden. Das gilt insbesondere dann, wenn die Ausländer-PKW dem gleichen technischen Fortschritt unterliegen. Diese Annahme ist insoferne plausibel, da der Großteil ausländischer PKW in Österreich aus der BRD kommt. Und dort ist das durchschnittliche Hubraumvolumen und damit das Einsparungspotential größer als in Österreich.

Rechnet man 1987 mit einem 2% geringeren Verbrauch der in Österreich Benzin nachfragenden PKW als heute, so wird dieser Prozentsatz von der mit dem Modell geschätzten Nachfrage abzuziehen sein. Je nach der Entwicklung der Einsparungen in den Jahren vorher wird vom Schätzergebnis weniger abgezogen.

Auf ähnliche Weise können Szenarios mit anderen Annahmen erstellt werden. Etwa ein Trend zur Schiene im Langstreckenverkehr und ein Trend zu Nahverkehrsmitteln kann in die Absatzschätzungen miteinbezogen werden.

Alle diese Überlegungen haben nicht das primäre Ziel "richtige" Prognosen zu erstellen. Vorrangige Bedeutung hat vielmehr, daß Entscheidungen durch die Kenntnis der Hintergründe und Zusammenhänge besser fundiert werden können. Außerdem kann ein Unternehmen, in dem Alternativen erarbeitet und geprüft wurden, auf plötzliche Umweltänderungen rasch reagieren.

7. MODELLPFLEGE

Ob die Annahmen oder das Modell eine von der tatsächlichen Entwicklung abweichende Prognose verursacht haben, kann erst im Nachhinein festgestellt werden. Liegen die historischen Daten für den ersten Prognosezeitraum vor, so kann mit einer ex-post Prognose festgestellt werden, ob die Modellergebnisse im Rahmen der Abweichungen des Berechnungszeitraumes bleiben.

Ist das Ergebnis gut, so wird das Vertrauen in ein Modell sicherlich gestärkt. Treten Abweichungen auf, so können diese einmal durch die Ergebniskorrekturen der Qualitativen Interpretation abgedeckt sein: Wird der qualitative Einfluß als bleibend angesehen, so sollten verstärkte Anstrengungen gemacht werden, Daten für die neuen Einflüsse wirtschaftlich zu erheben. Vielfach gehen in die qualitative Interpretation Größen ein, die prinzipiell als Zahlen erfaßt werden können. Dazu zählen einmal Variable, die heute noch keinen Einfluß auf die zu erklärenden Größen haben. Diese sind in einem heute erstellten Regressionsmodell noch nicht signifikant. Zum anderen kann es passieren, daß in der Qualitativen Interpretation enthaltene Einflüsse erst erhoben werden müssen. In beiden Fällen lohnt es sich, im Rahmen der Modellpflege solche Daten für die Zukunft gezielt zu sammeln. Wenn die Zeitreihe dann lang genug ist, wird die Größe mit den in dieser Arbeit beschriebenen statistischen Methoden auf ihren Einfluß auf die Benzinnachfrage untersucht. Man sammelt so gezielt Daten, um neue Einflüsse möglichst

schnell verarbeiten zu können und damit die Beziehung Umwelt - Unternehmen rasch "in den Griff" zu bekommen. Entspricht die ex-post Schätzung des ersten Prognosezeitraumes nicht den Erwartungen und sind auch auf der Ebene der Qualitativen Interpretation keine Hypothesen formuliert worden, so muß nach den Gründen für die Abweichung gesucht werden. Denn wann immer ein Modell die Vergangenheit erklärt, die Zukunft jedoch nicht mehr, muß sich die Unternehmensleitung diesen Umstand erklären können. Sonst verliert sie die Kontrolle über das Unternehmen.

Ist schließlich das Prognoseergebnis des ersten abgelaufenen Jahres analysiert, so wird das Nachfragemodell neu berechnet. Zu den bisherigen Daten kommen die Werte der letzten Periode dazu. Es ist notwendig ein formales Modell möglichst aktuell zu halten, ansonsten geht der Anspruch, die tatsächlichen Zusammenhänge, wie sie sich heute präsentieren, wiederzugeben, verloren.

Bei dieser periodischen Neuschätzung können auch neue Thesen mit den dazugehörigen Daten auf ihren Einfluß untersucht werden. Sicherlich werden zusätzlich die bisherigen beeinflussenden Variablen eine neues Gewicht bekommen. Die Richtung der Veränderung deutet dann steigenden oder fallenden Einfluß an. Die "rollende" Neuschätzung hilft auch ein wenig einen Nachteil der Regressionsanalyse zu überwinden: Die an sich starren Regressionskoeffizienten werden periodisch nachjustiert.

Da mit Stichtag 15.Feber 1983 für alle Annahmen noch die Dezemberdaten fehlen (Die Benzinpreise sind vom Nachfrageverhältnis Superbenzin zu Normalbenzin abhängig), müssen diese noch geschätzt werden. Die "Prognose" für 1982, die somit auf (beinahe) historischen und somit tatsächlichen Werten für die einzelnen Annahmen beruht, zeigt Abbildung 38.

Die Abweichung von der tatsächlichen Nachfrage, die 2390 tsd. Tonnen betrug (diese Zahl ist allerdings inoffiziell), liegt bei 0.76%. Diese Abweichung ist viel geringer als die durchschnittliche Soll-Ist-Differenz innerhalb des Berechnungszeitraumes des Modells. Das läßt den Schluß zu, daß

* das Nachfragemodell richtig spezifiziert ist. Die Anwendung eines Regressionsmodells bei neuen Daten wird als die beste Methode zur Validierung ökonometrischer Ergebnisse angesehen (vgl.SNEE 1977, 415f).

* zwischen der Nachfragestruktur 1973.4 bis 1981.4 und der von 1982 kein großer Unterschied besteht.

Wird nun der Schätzzeitraum des Modells auf 1982 ausgedehnt, ergibt sich eine neue Gleichung (Abb.39). Auf diese Weise verarbeitet, können die Einflüsse des Jahres 1982 bei den Planungsarbeiten 1983 schon mitberücksichtigt werden. Offensichtlich bewirkt das abgelaufene Jahr eine Steigerung der Elastizität des Bruttoinlandsprodukts. Gefallen ist dagegen die Reagibilität der Konsumenten auf die Preise.

LABEL			1982.1	1982.2	1982.3	1982.4	1982
einr							
EINR	I EINREISENDE/STRASSE	I	22.007	29.006	47.139	21.960	120.113
	I	I	.4%	.6%	-.4%	2.2%	.5%
bip							
BIP	I BRUTTOINLANDSPRODUKT P76	I	190.584	202.801	214.311	220.569	828.265
	I	I	1.1%	.5%	.6%	.7%	.7%
bpr							
BPR	I GESAMTBENZINPREIS NOMINAL	I	10.870	10.880	10.880	10.880	10.877
	I	I	10.5%	8.6%	1.5%	-3.2%	4.1%
ppc							
PPC	I PREISINDEX PRIV. KONSUM 76=100	I	137.100	138.000	140.000	139.363	138.616
	I	I	6.1%	6.1%	6.0%	5.1%	5.8%
(bpr/ppc)							
	I BPR/PPC	I	.079	.079	.078	.078	.078
	I	I	4.1%	2.4%	-4.2%	-7.9%	-1.7%
bprdpr							
BPRDPRI	RELATION BENZIN-DIESELPREIS	I	1.055	1.056	1.056	1.056	1.056
	I	I	2.5%	5.5%	3.4%	-3.2%	1.9%
b06est							
B06ESTI	SCHAETZWERTE MODELL BENZ6	I	534.663	508.856	669.716	578.080	2371.315
	I	I	-.4%	-5.8%	-1.4%	2.0%	-1.5%

Abb.38: Ex-post Benzinnachfrageprognose für 1982.

LIST OF LABELS

B	BENZINNACHFRAGE IN TSD T
EINR	EINREISENDE/STRASSE
BIP	BRUTTOINLANDSPRODUKT P76
VAR1	BPR/PPC
BPRDPR	RELATION BENZIN-DIESELPREIS
CONST	

DEP. VARIABLE	B		LOG	R2 .961	R2C .956	
EST.COEF.	LABEL	LG	TRANSFORM.	ST.DEV.	T	BC %
1 .22892	EINR	0	LOG	.0122	18.84	42.9
2 .65289	BIP	0	LOG	.0606	10.77	32.7
3 -.30894	VAR1	0	LOG	.0601	5.14	14.2
4 -.25835	BPRDPR	3	LOG	.0863	2.99	10.1
5 1.36029	CONST	0		.3562	3.82	.0
SE .02475	MAPE .31		73.4 - 82.4	DW 1.877	RHO(1)	.01

Abb.39: Kleinst-Quadrate Schätzung der österreichischen Benzinnachfrage, beruhend auf dem erweiterten Schätzzeitraum 1973.4 - 1982.4.

TEIL IV. DAS MODELL ALS BAUSTEIN EINES CORPORATE MODELS

"The future is a moving target."(NAYLOR 1979, S1) In einer Zeit, in der die Veränderung der Kaufkraftströme aufgrund stagnierender Wirtschaft immer schwerer vorausgesagt werden kann, eine Zeit in der der nationale und internationale Verteilungskampf immer härter wird und in der die Stabilisierungsversuche der Wirtschaft die Unsicherheit eher steigern als senken (vgl.ALBACH 1978, S702f), braucht das Management analytische Hilfsmittel, um gute Entscheidungen treffen zu können. Für die Abschätzung der zukünftigen Nachfrage wurde im Konzept der "Quantifizierten Erfahrung" ein Vorschlag zum Bau eines solchen Hilfsmittels erarbeitet.

Verbindet man ein unternehmensindividuelles Nachfragemodell mit einem Produktionsmodell, das die Kosten-Mengenbeziehung eines Unternehmens abbildet und faßt man anschließend das Zusammenspiel von Absatz und Produktion in einem Finanzmodell zusammen, so nennt man diesen Modellverbund ein CORPORATE MODEL (vgl.Abb.40).

Damit können für einen ganzen Unternehmensbereich Szenarien erstellt, What-if Fragen beantwortet und mit goal-seeking-Prozeduren die Konsistenz von Planungsannahmen geprüft werden. Das Marketingmodell erklärt, wie auch das Modell dieser Arbeit, von welchen Einflußgrößen die Nachfrage nach dem Produkt oder der Produktgruppe abhängt.

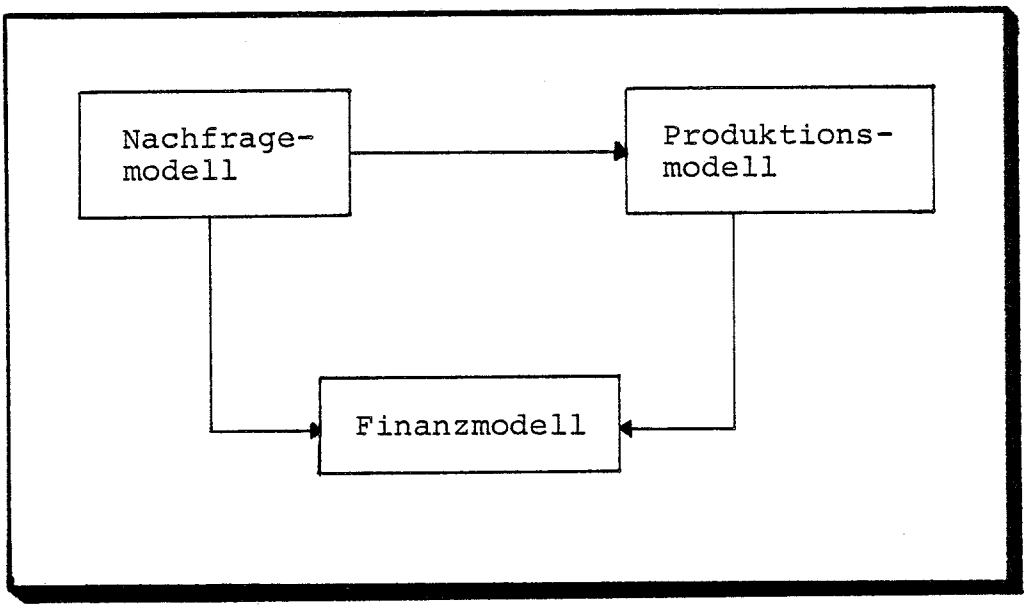


Abb.40: Schema eines Corporate Models

Die daraus folgende Marktprognose stellt das Mengengerüst für das Produktionsmodell dar. Dort wird der Produktionsprozeß - meist durch die wichtigsten Kostenarten - abgebildet.

Das Zusammenwirken des Erlöses mit den sich aus der Produktion ergebenden Kosten, zeigt dann das Finanzmodell.

Da das Management mit einem solchen Corporate Model die Entscheidungsgrundlagen und Alternativen, die zur Unternehmensführung nötig sind, selbst erarbeiten soll, muß es für diese "Kundengruppe" gebaut werden. Für die Erarbeitung des Modells durch den Modellbauer wird die Unternehmesleitung im wesentlichen zwei Fragen zu beantworten haben:

* Welche Zielgrößen sind für Sie wichtig, um das Unternehmen zu steuern?
* Von welchen Variablen (getrennt nach beeinflußbaren und unbeeinflußbaren) hängt Ihr Geschäftserfolg ab?

Das Corporate Model stellt dann mit Definitions- und Verhaltensgleichungen die Verbindungen zwischen den verursachenden Größen und dem in Kennziffern ausgedrückten Unternehmenserfolg dar.

Das Nachfragemodell ermöglicht Absatzprognosen. Beim empirischen Beispiel dieser Arbeit konnten keine herausragenden Einflußvariablen für die Bestimmung des unternehmensindividuellen Absatzes angegeben werden. Deshalb wird man hier das Resultat des Absatzmodells mit dem (erwarteten) Marktanteil multiplizieren. In welchen heuristischen Schritten man sich an eine Absatzprognose herantastet, wurde in Kapitel 5 und 6 von Teil III gezeigt.

Das Produktionsmodell stellt dann die Kosten, die die Befriedigung der Nachfrage auslöst, dar. Dabei kann einmal der Weg eingeschlagen werden, die wichtigsten Kostengrößen in Definitionsgleichungen zu verknüpfen. Dieser Weg wird in der Literatur "activity analysis approach" genannt(vgl.NAYLOR, VERNON, WERTZ 1983, S386). Eine andere Möglichkeit wäre auch, die Produktionskosten mit Hilfe von Regressionsgleichungen zu modellieren.

Alle finanziellen Bewegungen, die sich aus Absatz und Produktion ergeben, spiegeln sich im Finanzmodell wieder. Je nach

Wunsch der Unternehmensführung kann dieses Modell G+V-Rechnung, Bilanz, Kennzahlensysteme oder auch Finanzpläne enthalten.

Besonders geeignet sind solche Corporate Models, wenn mehrere getrennte Produktgruppen oder Divisionen gesteuert werden sollen. Mehrere Einzelmodelle werden dabei zu einem integrierten Planungssystem des Gesamtunternehmens verknüpft.

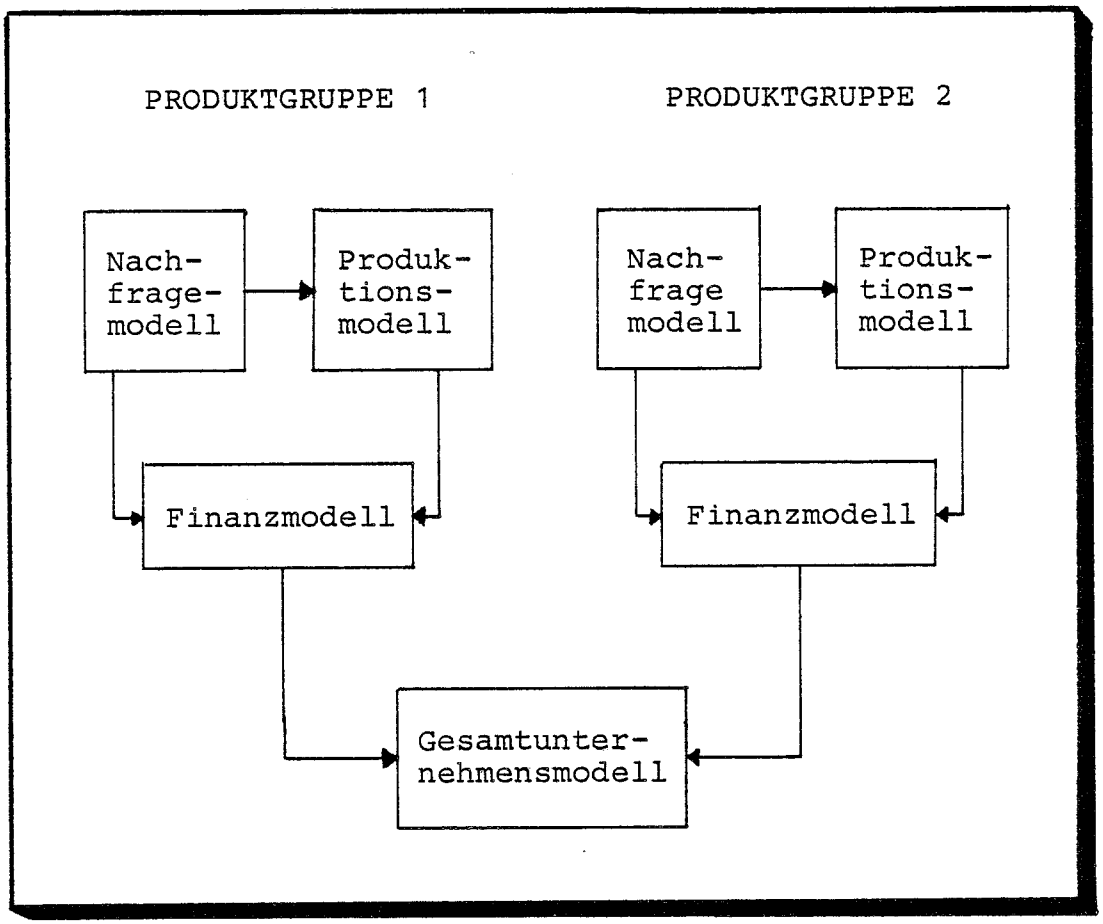


Abb.41: Corporate Model eines Mehr-Produktgruppenunternehmens (vgl.NAYLOR 1979, S18)

Für große Unternehmen ist dabei besonders die einheitliche und trotzdem flexible Planungsmöglichkeit für die verschiedenen Unternehmensteile von Vorteil. Alle Teile zusammengefaßt bilden ein Gesamtunternehmensmodell, mit dem sich die Unternehmensleitung schnell und übersichtlich informieren kann und mit dem zusätzlich die Auswirkungen wichtiger Entscheidungen simuliert werden können.

Arbeitet nun das Management mit einem Corporate Model, so wird es an den Variablen, die den Geschäftserfolg beeinflussen, drehen. Dadurch können die Auswirkungen verschiedener Entscheidungen simuliert werden, ohne sie in der Realität ausführen zu müssen. Dabei kann man sich beispielhaft folgende Fragen vorstellen:

* Bei welchem Umsatz liegt meine Gewinnschwelle?
* Was bedeuten 7,2% Lohnerhöhung für mein Betriebsergebnis?
* Um wieviel kann der Benzinpreis bei einer Rohölverbilligung von 3.20$ pro Barrel gesenkt werden?
* Wie wirkt eine 10% Abwertung des US$ auf meine Umsatzrendite?

Diese und ähnliche Fragen können in beliebig vielen Variationen berechnet werden. Und mit Hilfe einer interaktiven Planungssprache (eine Makro-Sprache, die speziell für die benützerfreundliche Arbeit mit Unternehmensmodellen konzipiert ist) ist das Management selbst in der Lage, mit dem Computer zu kommunizieren und die Antwort auf seine Fragen in Sekundenschnelle zu erhalten.

Der Vorteil eines Planungsmodells liegt nicht nur darin, daß das Management vollständige, genaue und schnelle Informationen für seine Entscheidungen erhalten kann. Ein Unternehmensplanungsmodell dient auch als Argumentationshilfe. Ein Bankdirektor muß von einem Unternehmen, das gleichzeitig mit einem Kreditansuchen einen Tilgungsplan mit allen dahinter stehenden Annahmen präsentiert, beeindruckt sein. Aber auch Aufsichtsräte, Aktionäre oder Kunden können blitzschnell und schlüssig über die Auswirkungen bestimmter Vorschläge oder Maßnahmen informiert werden.

Um ein Unternehmensmodell einzuführen, ist es sicher falsch das ganze Unternehmen in seinen Einzelheiten abbilden zu wollen. Nach einer ersten Erhebung über die Bedürfnisse des Managements ist primär ein kleines Modell, das nur die grundsätzlichen Beziehungen im Unternehmen formuliert, angebracht. Auch die Konzentration auf ein einfaches Finanzmodell ist ein guter erster Schritt. Erweiterungsvorschläge ergeben sich automatisch, wenn sowohl die Planer als auch die Unternehmensführung gelernt haben, das einfache Modell zu nützen. Damit ist auch sichergestellt, daß ein Unternehmensmodell den Wünschen der Anwender entspricht (vgl.NAYLOR 1979, S266f).

So besitzt die SCHRACK AG ein Finanzmodell, das besonders die Kostenstruktur des Unternehmens genauestens durchleuchtet. Dabei können auch verschiedene Rationalisierungsmaßnahmen simuliert werden, ein Gebiet, das in der Elektronikindustrie besondere Bedeutung hat (vgl.STENGL 1982, S29f).

Bei MÖVERNPICK liegt der Schwerpunkt eines Konzernmodells darauf, die Ergebnisse seiner 60 unabhängigen Gesellschaften in 10 verschiedenen Ländern auf Konzernebene zu konsolidieren und damit die Unternehmensführung zu erleichtern. Die Führungsprobleme eines multinationalen Unternehmens werden besonders bewußt, wenn man sich in jedem der 10 Länder unterschiedliche Inflationsraten, unterschiedliche Bewertungs- und Rechnungslegungsvorschriften und dazu noch schwankende Wechselkurse vorstellt (vgl.BOLLINGER 1982).

Als abschließendes Beispiel sei noch die NEW YORK TIMES erwähnt. Dort gibt es ein ausgebautes Unternehmensmodell (vgl. Abb.42). Dieses dient der Absatzprognose (Auflage und Werbevolumen), der jährlichen Budgeterstellung und der Erarbeitung der 5-Jahrespläne. Vor der Verabschiedung der einzelnen Pläne werden umfangreiche Sensitivitäs- und Simulationsexperimente durchgeführt. Auf der Basis erwarteter Bevölkerungsbewegungen wird mit diesem Modell sogar die Entscheidung, ob eine neue regionale Ausgabe zu produzieren ist, getroffen (vgl. FORMAN 1979, S305f).

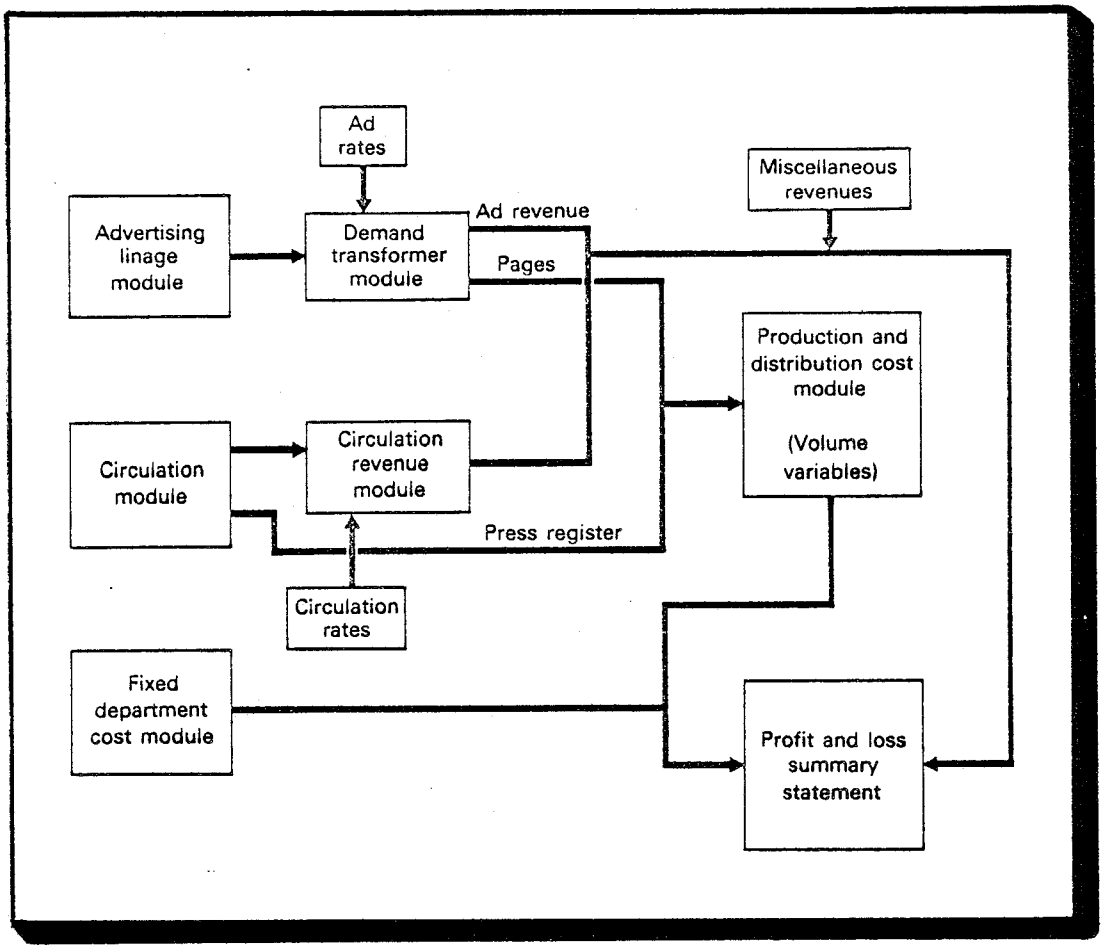


Abb.42: Schema des NEW YORK TIMES Modells.

All diese Systeme sind nicht Selbstzweck, sondern sie zeigen wirkungsvoll, wie der Computer nach der Zeit der Optimierungseuphorie das Management bei seinen Entscheidungen sinnvoll unterstützen kann. Und ohne Führungskräfte, die sich die Informationsverarbeitungsmöglichkeiten der EDV zunutze machen, werden es unsere Unternehmen im harten Wettbewerb immer schwerer haben, zu überleben.

LITERATURVERZEICHNIS

1. MONOGRAPHIEN

AITCHISON, John: Choice against Chance, Reading (Mass.) 1970.

ASSENMACHER, Walter: Einführung in die Ökonometrie, München, Wien 1980.

BAMBERG, Günther, SCHITTKO, Ulrich K.: Einführung in die Ökonometrie, Stuttgart, New York 1979.

BARNETT, Vic: Comparative Statistical Inference, London, New York 1975.

BERGER, James: Statistical Decision Theory, Foundations, Concepts and Methods, New York, Heidelberg, Berlin 1980.

BOX, George E.P., JENKINS, Gwilyn M.: Time Series Analysis in Forecasting and Control, San Francisco et al. 1970.

BREALY, Richard, MYERS, Stewart: Principles of Corporate Finance, New York et al. 1981.

BRUNNER-NEWTON, I.: Grundlagen eines Energiesparkonzepts für den PKW-Verkehr in Österrreich und Nutzen-Kostenuntersuchung einzelner Energiesparmaßnahmen, Düsseldorf 1979.

zitiert nach: PUWEIN, Wilfried: Der Einfluß des Benzinpreises auf den Personenverkehr, in: WIFO Monatsberichte Nr.1, Wien 1981.

BRUSE, Helmut: Der Absatzbereich von Unternehmen -Theorie, Methoden, empirische Untersuchung, Bonner Betriebswirtwirtschaftliche Studien Nr.8, Bonn 1980.

DRAPER, N.R., SMITH, H.: Applied Regression Analysis, 3. Aufl. New York, London, Sydney 1967.

DHRYMES, Phoebus J.: Introductory Econometrics, New York, Heidelberg, Berlin 1978.

FORMAN, Leonard: The New York Times Newspaper Planning Model, in: NAYLOR, Thomas H.: Corporate Planning Models, New York et al. 1979.

FRIEDRICHSMEIER, Helmut: Managementinformationen aus der öffentlichen Statistik, Wien 1981.

GOLLNICK, H.: Einführung in die Ökonometrie, Stuttgart 1968.

JENKINS, Gwilyn M.: Practical Experiences with Modelling and Forecasting Time-Series, in: ANDERSON, O.D.(Hrsg.): Forecasting, Amsterdam et al. 1979.

JOHNSTON, J.: Econometric Methods, 2.Aufl., New York et al. 1972.

JUDGE, Georg G., GRIFFITH, William E., HILL, Carter R., LEE, Tsoung-Chao: The Theory and Practice of Econometrics, New York et al. 1980.

KRÄMER, Walter: Eine Rehabilitation der Gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Methode als Schätzverfahren der Ökonometrie, Frankfurt 1980.

MADDALA, G.S.: Econometrics, New York et al. 1977.

MARINELL, Gerhard: Multivariate Verfahren, Eine Einführung für Studierende und Praktiker, München, Wien 1977.

MAKRIDAKIS, Spyros, RESCHKE, Hasso, WHEELWRIGHT, Steven: Prognosetechniken für den Manager, Wiesbaden 1980.

MORGENSTERN, Oskar: Spieltheorie und Wirtschaftswissenschaft, 2.Aufl., München 1966.

NAYLOR, Thomas H.: Corporate Planning Models, Reading (Mass.) 1979.

NAYLOR, Thomas H., VERNON, John M., WERTZ, Kenneth M.: Managerial Economics, Corporate Economics and Strategy, New York et al. 1983.

PETERS, Thomas J., WATERMAN, Robert H.: In Search of Excellence, Lessons from America's Best-Run Companies, New York et al. 1982.

PINDYKE, Robert S., RUBINFELD, Daniel L.: Econometric Models and Forecasts, 2.Aufl., New York et al. 1981.

RAIFFA, Howard, SCHLAIFER, Robert.: Applied Statistical Decision Theory, Boston 1961.

SCHACH, Siegfried, SCHÄFER, Thomas: Regressions- und Varianzanalyse, Eine Einführung, Berlin, Heidelberg, New York 1978.

SCHNEEWEISS, Hans: Ökonometrie, 1.Aufl., Würzburg, Wien 1971.

SCHNEIDER, Dieter: Investition und Finanzierung, 5.Aufl., Wiesbaden 1980.

SCHÖNFELD, Peter: Methoden der Ökonometrie, Band 1, Berlin, Frankfurt 1969.

VARIAN, Hal R.: A Bayesian Approach to Real Estate Assessment, in: FIENBERG, Stephen E., ZELLNER, Arnold (Hrsg.): Studies in Bayesian Econometrics and Statistics, Amsterdam, Oxford 1975.

WEISBERG, Sanford: Applied Linear Regression, New York et al. 1980.

WONNACOTT, Ronald J, WONNACOTT, Thomas H.: Introductory Statistics for Business and Economics, 2.Aufl., Santa Barabara et al. 1977.

WONNACOTT, Ronald J., WONNACOTT, Thomas H.: Econometrics, New York et al. 1979.

YAMANE, Taro: Statistik, Ein einführendes Lehrbuch, Frankfurt 1976.

ZELLNER, Arnold: The Bayesian Approach and Alternatives in Econometrics I, in: FIENBERG, Stephen E., ZELLNER, Arnold (Hrsg.): Studies in Bayesian Econometrics and Statistics, Amsterdam et al. 1975.

ZSCHOCKE, Dietrich: Betriebsökonometrie, Würzburg, Wien 1974.

2. ZEITSCHRIFTENARTIKEL

ACKOFF, R.L.: The Future of Operational Research is past, in: Journal of the Operational Research Society, Vol.30, 1979.

AIGINGER, Karl: Unternehmensplanung in der österreichischen Industrie, in: WIFO-Monatsberichte, Heft 8, 1980.

ALBACH, Horst: Strategische Unternehmungsplanung bei er höhter Unsicherheit, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Heft 8, 1978.

ALBACH, Horst: Zur Prognose der Rentabilitätsentwicklung deutscher Industrieaktiengesellschaften, in: Zeitschrift für Betriebswirtschft, Heft 10, 1981.

BERK, K.N.: Forward and Backward Stepping in Variable Selec tion, in: Journal of Statistical Computation and Simulation, Vol.10, 1980.

BIERENS, H.J.: Consistent Selection of Explanatory Variables, in: Statistica Neerlandica, Vol.34, 1980.

BLACK, Fischer, SCHOLES, Myron: The Pricing of Options and Corporate Liabilities, in: Journal of Political Economy, Vol.3, 1973.

BREUTSCH, T.S., PAGAN, A.R.: A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation, in: Econometrica, Vol.47, 1979.

BROWN, R.L., DURBIN, J., EVANS, J.M.: Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationsships over Time, in: Journal of the Royal Statistical Society, Ser.B, Vol.37, 1975.

CHOW, Gregory C.: Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, in: Econometrica, Vol.28, 1960.

CHRISTOPEIT, N., HELMES, K.: Strong Consistency of Least Squares Estimators in Linear Regression Modells, in: The Annual Statistics, Vol.8, 1980.

COOK, R.D.: Influential Observations in Linear Regression, in: Journal of the American Statitistian, Vol.74, 1979.

FINDL, Peter: Die Bevölkerungsprognose des Österreichischen Statistischen Zentralamtes für Österreich 1981-2010, in: Statistische Nachrichten, Heft 10, 1981.

GEARY, T.L., LESER, C.E.V.: Significance Tests in Multiple Regression, in: Journal of the American Statitistian, Vol.63, 1968.

GOLDFELD, Stephen M., QUANDT, Richard E.: Some Tests for Homoscedasticity, in: Journal of the American Statistical Association, Vol.60, 1965.

HAHN, Dietger, KLAUSMANN, Walter: Indikatoren im Rahmen betrieblicher Frühwarnsysteme, in: IFO-Schnelldienst, Nr.35/36, 1979.

HAHN, Franz: Die Entwicklung des industriellen Cash-flow 1982, in: WIFO Moatsberichte, Heft 10, 1982.

HARVEY, Andrew C., COLLIER, Patrick: Testing for Functional Misspecification in Regression Analysis, in: Journal of Econometrics, Vol.6, 1977.

HOERL, A.E., KENNARD, R.W.: Ridge Regression: Biased Estimation for Non-Orthogonal Problems, in: Technometrics, Vol.12, 1970.

HUSAN, F.C.: A Stepwise Bayesian Procedure, in: The Annals of Statistics, Vol.7, 1979.

KLEIN, Lawrence R.: Single Equation versus System Methods of Estimating in Economics, in: Econometrica, Vol.28, 1960.

KRÄMER, Walter: Finite Sample Efficiency of Ordinary Least Sqares in the Linear Regression Model with Autocorrelated Errors, in: Journal of the American Statistical Association, Vol.75, 1980a.

KRELLE, Wilhelm, Möglichkeiten und Grenzen ökonometrischer Modelle, in: GMD-Spiegel, Nr.1, 1982.

McKAY, R.J.: Variable Selection in Multivariate Regression: an application of simultaneous procedures, in: Journal of the Royal Statistical Society, Ser.B, Vol.39, 1977.

MENGES, Günther: Ökonometrische Diskussion eines Produktionsmodells, in: Zeitschrift für Handelswissenschaftliche Forschung, Nr.10, 1958, zitiert nach: ZSCHOCKE, Dietrich: Betriebsökonometrie, Würzburg, Wien 1974, S38.

MUSIL, Karl: Neufassung der Energieprognose bis 1990, in: WIFO-Monatsberichte, Heft 10, 1980.

NATHAN, G., HOLT, D.: The Effect of Survey Design on Regression Analysis, in: Journal of the Royal Statistical Society, Ser.B, Vol.42, 1980.

PROSKE, D.: Zur Preiselastizität des Treibstoffverbrauchs, in: Finanznachrichten, Nr.37, 1979.

PUWEIN, Wilfried: Der Einfluß des Benzinpreises auf den Reiseverkehr, in: WIFO-Monatsberichte, Heft 1, 1981.

PUWEIN, Wilfried: Verkehr 1981, in: WIFO-Monatsberichte, Heft 3, 1982.

RAMSEY, James B.: Tests for Specification Error in Classical Linear Least Square Analysis, in: Journal of the Royal Statistical Society, Ser.B, Vol.31, 1969.

REZA, A., SPIRO, M.: The Demand for Passenger Car Transport Services and for Gasoline, in: Journal of Transport Economics and Policy, Sept.1979, zitiert nach: PUWEIN, Wilfried: Der Einfluß des Benzinpreises auf den Personenverkehr, in: WIFO-Monatsberichte, Heft 1, 1981.

SNEE, R.D.: Valididation of Regression Models, Methods and Examples, in: Technometrics, Vol.19, 1977.

STENGL, Sven U.: Controller Praxis im Alltag, in: Controller-Magazin, Heft 1, 1982.

THOMPSON, Mary L.: Selection of Variables in Multiple Regression I: Review and Evaluation, in: International Statistical Review, Vol.46, 1978.

THURSBY, Jerry G., SCHMIDT, Peter: Some Properties of Tests for Specification Error in a Linear Regression Model, in: Journal of the American Statistical Association, Vol.72, 1977.

THURY, G.: Treffsicherheit und Qualität von Instituts-prognosen, in: Beilage 88 zu den WIFO-Monatsberichten, Heft 10, 1970.

TOBIN, N.R., RAPLEY, K., Teather, W: The Changing Role of OR, in: Journal of the Operational Research Society, Vol.31, Nr.4, 1980.

TURETSCHEK, Karl: Energieausstoß- und Einsatz der österreichischen Volkswirtschaft im Jahre 1979, in: Statistische Nachrichten, Nr.7, Wien 1981.

WALLIS, Kenneth F.: Testing for Fourth Order Autokorrelation in Quaterly Regression Equations, in: Econometrica, Vol.40, 1972.

WATERMAN, Robert H., PETERS, Thomas J., PHILLIPS, Julien R.: Structure is not Organisation, in: Business Horizons, June 1982.

WINKLER, R.L.: The Assessment of Prior Distributions in Bayesian Analysis, in: Journal of the American Statistical Association, Vol.62, 1967.

Yu, P.M.V., BOULLION, T.L., WATKINS, T.A.: The Use of Prior Information in Linear Regression, in: Communications in Statistics in Theory and Models, A7, 1978.

3. SONSTIGE QUELLEN

ARAL AG (Hrsg.): Verkehrstaschenbuch 1982/83, Bochum 1982.

BOLLINGER, W.: Das Konzernrechnungswesen, insbesondere die Konsolidierung mit der Planungssprache EPS/FCS als Hilfsmittel für die Unternehmensführung der Mövenpick Unternehmungen, Unterlagen zum Referat am Seminar: Unterstützung der Betriebswirtschaftlichen Planung durch Time-Sharing und Planungssprachen, BIFOA, Köln am 3.Juni 1982.

BUNDESMINISTERIUM FÜR HANDEL, GEWERBE UND INDUSTRIE (Hrsg): Energiebericht der Bundesregierung 1981, Wien 1981.

CHRISTL, Josef, MAURER, Johann, MUNDUCH, Gerhard, NEUSSER, Klaus, PICHLMANN, Karl, SCHMORANZ, Ingo: Prognose der österreichischen Wirtschaft 1982/87, Jahresmodell LIMA/82B, IHS-Institutsarbeit Nr.170, Wien 1982.

FACHVERBAND DER ERDÖLINDUSTRIE ÖSTERREICHS (Hrsg.): IMES V, Industrie-, Markt- und Energiestudie, Wien 1978.

JÖCHLINGER, Alfred: Auto und Energie, in: ÖAMTC (Hrsg): Auto und Wirtschaft, Eine ÖAMTC-Studie, Wien 1982.

HAVLIK, Petr: Tests for Aurocorrelation and Modell Specification in Least Square Regression Models, Jahresarbeit am Institut für Höhere Studien, Wien 1982.

HAVLIK, Petr, MAURER, Johann, KRÄMER, Walter, SONNBERGER, Harald: Testing for Autokorrelation and Model Specification within the IAS-System, Forschungsbericht des Instituts für Höhere Studien, Wien, in Vorbereitung.

INTERNATIONAL ROAD FEDERATION (Hrsg.): Welt-Straßen Statistik, Genf, Washington 1981.

KRAMER, Helmut: Situation und Entwicklungstendenzen der österreichischen Industrie zu Beginn der achziger Jahre, in: KRAMER, Helmut (Hrsg.): Perspektiven der österreichischen Industrie, Studie des österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe der Bundeswirtschaftskammer Nr.47, Wien 1982.

KRÄMER, Walter: Ökonometrie, Vorlesung am Institut für Höhere Studien, Wien, Wintersemester 1982/83.

KREDITSCHUTZVERBAND VON 1870 (Hrsg.): Bericht zur Insolvenzstatistik 1982, Presseaussendung, Wien 1983.

MARINELL, Gerhard: Statistik II, Skriptum des Instiuts für Statistik an der Universität Innsbruck, Innsbruck 1982.

MARINELL, Gerhard: Statistische Entscheidungsmodelle, Skriptum des Instituts für Statistik an der Universität Innsbruck, Innsbruck 1983 (in Vorbereitung).

MAURER, Johann: Tests for Model Specification, in: HAVLIK, Petr KRÄMER, Walter, MAURER, Johann, SONNBERGER, Harald: Tests for Aurocorrelation and Model Specification within the IAS SYSTEM, IHS-Forschungsbericht 1983 (in Vorbereitung).

MUSIL, Karl: Die Energiesituation Österreichs, Die Aussichten für 1982, Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Handel, Gewerbe und Industrie, Wien 1982.

ÖSTERREICHISCHER ARBEITERKAMMERTAG (Hrsg.): Wirtschafts- und Sozialstatistisches Taschenbuch 1981, Wien 1982.

ÖSTERREICHISCHE NATIONALBANK (Hrsg.): Mitteilungen des Direktoriums der Österreichischen Nationalbank, Heft 1, Wien 1983.

o.V.: Unterlagen des Pressegesprächs bei Bundesminister Staribacher über den Energieverbrauch Österreichs, Wien, am 22.3.1982.

PLASSER, Klaus, SONNBERGER, Harald, RODLER, Kurt, PHILLIPP, Wilfried: On writing a "comprehensive", "interactive", "portable", "data base oriented" and "reliable" program system for econometric modelling and corporate plannung (interim report), IHS-Forschungsbericht Nr.169, Wien 1982.

PUWEIN, Wilfried: Auto und Reiseverkehr, in:ÖAMTC (Hrsg.): Auto und Wirtschaft, Eine ÖAMTC-Studie, Wien 1982.

SHELL AG DEUTSCHLAND (Hrsg.): Aufschwung nach der Talfahrt, Aktuelle Wirtschaftsanalysen Nr.13, 1981.

SCHULMEISTER, Stephan: Reiseverkehr und Konjunktur, Beschreibung, Analyse und Prognose der kurzfristigen Entwicklung der touristischen Nachfrage, Wien 1977.

STECKEL, Rudolf: Die exponentielle Glättung als Prognosetechnik in der kurzfristigen Absatzplanung, unveröffentlichte Diplomarbeit, Innsbruck 1982.

TEUFELSBAUER, Werner: Das Informationsangebot der öffentlichen Statistik Österreichs. in: FRIEDRICHSMEIER, Helmut, STEJSTAL, Wilhelm, TEUFELSBAUER, Werner, HOFER, Bruno: Gesamtwirtschaftliche Daten im Dienste der Unternehmen, ÖPWZ-Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Handel, Gewerbe und Industrie, Wien 1979.

DIE ZAHLEN DES EMPIRISCHEN BEISPIELS

BENZIN B — BENZINNACHFRAGE IN TSD T — LAST UPD:021583/111816

68.1	82.4			
68.1 - 68.4	265.5920	343.0510	413.5410	325.2720
69.1 - 69.4	285.1380	368.0950	442.6460	354.1210
70.1 - 70.4	320.2740	393.3110	485.0690	384.1750
71.1 - 71.4	346.2790	454.1130	537.5340	459.9870
72.1 - 72.4	395.9540	491.9850	626.6270	475.4330
73.1 - 73.4	466.6690	559.5910	668.9370	523.2360
74.1 - 74.4	425.3740	511.3370	603.7880	489.9560
75.1 - 75.4	451.5040	526.3370	634.6420	519.4970
76.1 - 76.4	491.9860	526.8420	615.8130	525.3300
77.1 - 77.4	483.6490	570.2290	643.7340	552.7460
78.1 - 78.4	527.2850	586.8020	662.0170	582.2290
79.1 - 79.4	540.2240	616.7680	669.7150	588.4180
80.1 - 80.4	546.3190	611.6240	703.0150	575.3480
81.1 - 81.4	536.5460	625.1460	679.3120	566.4990
82.1 - 82.4	513.5870	602.2100	682.3080	591.4850

BENZIN PKW — PKW UND COMBI (WIFO-DPSBYM) — LAST UPD:060182/151628

68	81			
68 - 71	1056290.0000	1124183.0000	1196584.0000	1325162.0000
72 - 75	1460163.0000	1540749.0000	1635926.0000	1720722.0000
76 - 79	1828050.0000	1965250.0000	2040268.0000	2138678.0000
80 - 81	2246950.0000	2308607.0000		

BENZIN LITER — VERBRAUCH IN L/100 KM — LAST UPD:060282/095151

68	81			
68 - 71	8.4000	8.6000	8.9000	9.2000
72 - 75	9.3000	9.5000	9.5000	9.6000
76 - 79	9.9000	10.1000	10.3000	10.4000
80 - 81	10.4000	10.3000		

BENZIN KM — FAHRLEISTUNG JE PKW U JAHR — LAST UPD:060282/094940

	68	81		
68 - 71	15000.0000	15000.0000	15000.0000	15200.0000
72 - 75	15300.0000	15500.0000	14100.0000	14000.0000
76 - 79	13200.0000	12700.0000	12500.0000	12100.0000
80 - 81	11600.0000	11350.0000		

BENZIN BEV — BEVOELKERUNG INSGESAMT — LAST UPD:060182/141221

	68	81		
68 - 71	7359505.0000	7393448.0000	7426397.0000	7459042.0000
72 - 75	7494739.0000	7525181.0000	7533046.0000	7519889.0000
76 - 79	7512995.0000	7518342.0000	7508417.0000	7503314.0000
80 - 81	7505151.0000	7555338.0000		

BENZIN FBEV — FAHRFAEHIGE BEVOELKERUNG 18-65 — LAST UPD:061182/090617

	68	80		
68 - 71	4278776.0000	4263842.0000	4256388.0000	4257915.0000
72 - 75	4272577.0000	4289435.0000	4295008.0000	4289826.0000
76 - 79	4298492.0000	4322396.0000	4339137.0000	4367389.0000
80 - 80	4412556.0000			

BENZIN EINR — EINREISENDE/STRASSE IN MIO. — LAST UPD:021583/112340 0

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	7.5654	14.7804	27.0519	7.9689
69.1 - 69.4	7.3655	15.5402	31.2450	10.1253
70.1 - 70.4	10.6947	16.5062	34.8812	11.6011
71.1 - 71.4	10.4100	20.3941	38.6332	13.2150
72.1 - 72.4	13.7232	22.0951	41.5987	16.0842
73.1 - 73.4	14.8383	25.4955	47.1551	16.5127
74.1 - 74.4	16.0484	26.5186	45.2512	18.7199
75.1 - 75.4	21.2500	26.9513	46.5683	19.5583
76.1 - 76.4	21.0690	30.3877	49.0696	19.5146
77.1 - 77.4	20.4907	30.1981	47.4896	20.2778
78.1 - 78.4	22.1387	28.7494	47.3489	20.5310
79.1 - 79.4	21.0797	30.6739	47.1261	21.8579
80.1 - 80.4	23.8013	30.1988	46.6869	21.2513
81.1 - 81.4	21.9151	28.8361	47.3171	21.4783

BENZIN NACHT ÜBERNACHTUNGEN AUSLÄNDER MIO. LAST UPD:031083/102628

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	6.7804	9.1544	28.6656	3.0744
69.1 - 69.4	7.6814	9.5227	30.1957	3.3554
70.1 - 70.4	9.4619	10.0543	35.6316	3.9204
71.1 - 71.4	9.3230	12.9520	41.0913	4.0396
72.1 - 72.4	10.7526	13.4114	43.2798	4.7986
73.1 - 73.4	10.2705	14.7621	41.7445	5.0198
74.1 - 74.4	10.9494	12.1221	39.5915	5.5619
75.1 - 75.4	14.0850	11.8354	40.3527	6.1045
76.1 - 76.4	13.4501	13.1606	39.0349	5.8487
77.1 - 77.4	14.5762	13.5669	36.6265	6.1522
78.1 - 78.4	18.0343	11.2866	36.9048	6.7072
79.1 - 79.4	15.6227	13.8860	38.8436	7.0422
80.1 - 80.4	16.6318	14.9900	39.0532	7.8352
81.1 - 81.4	18.3172	14.5695	38.8487	7.6796

BENZIN XST$ DEVISEN REISEVERK. MRD.ÖS LAST UPD:062282/201044

	68.1	81.4	0	
68.1 - 68.4	3.7140	4.9160	8.9820	3.0150
69.1 - 69.4	4.4280	5.0140	9.9070	4.1650
70.1 - 70.4	5.2350	6.2010	13.2230	5.1180
71.1 - 71.4	6.0740	7.5330	15.7440	6.0980
72.1 - 72.4	7.4920	9.3450	18.3850	7.5500
73.1 - 73.4	8.1460	10.4500	19.6430	7.8070
74.1 - 74.4	8.1850	9.5910	20.1580	8.1880
75.1 - 75.4	10.2340	11.0040	21.5420	9.5020
76.1 - 76.4	11.5450	12.0410	22.1720	9.8760
77.1 - 77.4	12.9770	13.2780	24.2380	10.1770
78.1 - 78.4	15.6930	14.0490	26.1440	11.7570
79.1 - 79.4	16.2640	16.2040	28.8360	13.2190
80.1 - 80.4	19.0410	17.5080	31.9870	15.8750
81.1 - 81.4	21.7830	19.6090	35.2500	16.7800

BENZIN BIP BRUTTOINLANDSPROD. REAL MRD.ÖS LAST UPD:021583/115157

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	111.8060	124.1480	135.1520	137.8010
69.1 - 69.4	116.5110	130.5510	142.8400	146.7830
70.1 - 70.4	123.6520	139.3210	151.9500	156.5490
71.1 - 71.4	131.6390	147.1040	159.6590	162.2840
72.1 - 72.4	141.1860	153.5040	165.8660	177.4290
73.1 - 73.4	148.0680	163.2360	174.6710	183.1870
74.1 - 74.4	158.8130	170.0040	181.8840	184.8500
75.1 - 75.4	157.5950	166.9560	179.4420	189.0360
76.1 - 76.4	161.5350	174.9340	189.6270	198.6510
77.1 - 77.4	170.8950	183.8760	195.2120	206.3600
78.1 - 78.4	171.3530	185.5230	197.7070	205.6820
79.1 - 79.4	180.2460	193.5920	206.3540	216.3790
80.1 - 80.4	190.7450	199.8050	212.0500	219.4660
81.1 - 81.4	188.5340	201.8840	212.9770	219.0360

BENZIN PC — PRIVATER KONSUM REAL MRD.ÖS — LAST UPD: 031083/103110

68.1 81.4

68.1 - 68.4	62.8180	69.7970	77.0680	81.1390
69.1 - 69.4	63.3040	71.0680	77.3390	86.8940
70.1 - 70.4	66.5010	72.6870	80.4200	89.6990
71.1 - 71.4	69.9790	78.8920	86.1540	95.0660
72.1 - 72.4	75.6350	81.2380	90.6930	102.5980
73.1 - 73.4	79.6970	89.2900	92.6100	107.3690
74.1 - 74.4	85.8830	91.5830	95.3840	107.1640
75.1 - 75.4	88.2790	92.5950	98.4810	112.9980
76.1 - 76.4	89.8300	98.0330	103.3650	118.9520
77.1 - 77.4	94.0850	102.7570	107.9590	128.7700
78.1 - 78.4	95.5370	102.3610	107.9060	120.7010
79.1 - 79.4	100.6280	108.1980	111.3150	125.1170
80.1 - 80.4	103.8280	108.7940	113.3090	125.4980
81.1 - 81.4	103.3050	111.3080	113.4220	126.5050

BENZIN YWGG — MASSENEINK.REAL MRD.ÖS — LAST UPD: 020183/185639 0

68.1 81.4

68.1 - 68.4	66.3471	71.9156	69.0747	79.9026
69.1 - 69.4	69.7615	76.4890	73.3125	82.6540
70.1 - 70.4	73.8249	79.4603	76.3487	85.9940
71.1 - 71.4	80.3639	86.9452	83.4468	94.9213
72.1 - 72.4	85.3121	92.6954	89.6138	101.1067
73.1 - 73.4	92.2237	101.2245	97.6700	110.7901
74.1 - 74.4	99.7139	107.4971	101.7332	114.5587
75.1 - 75.4	102.5381	112.3957	107.1987	119.1282
76.1 - 76.4	107.4542	117.7811	110.9585	125.7200
77.1 - 77.4	112.7874	125.3510	115.3013	131.3378
78.1 - 78.4	120.2387	131.7288	121.4350	137.0519
79.1 - 79.4	123.0450	135.7655	124.6413	140.5623
80.1 - 80.4	125.9617	136.8883	125.6818	141.2540
81.1 - 81.4	127.1130	138.9470	125.6245	140.9276

BENZIN DISP — DISPONIBLES EINK. NOM. MRD.ÖS — LAST UPD: 031083/103450

68 81

68 - 71	259.6140	281.8410	314.7530	354.2830
72 - 75	395.2050	444.6080	510.7260	570.2890
76 - 79	638.3300	704.3070	767.7520	834.6690
80 - 81	903.5900	968.6000		

BENZIN PPC PREISINDEX PRIV. KONSUM 76=100 LAST UPD:021583/142240

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	60.5000	61.6000	61.6000	61.6000
69.1 - 69.4	62.9000	63.8000	64.0000	63.3000
70.1 - 70.4	65.1000	66.7000	67.1000	66.4000
71.1 - 71.4	68.7000	69.4000	70.5000	69.9000
72.1 - 72.4	72.1000	74.2000	75.1000	75.0000
73.1 - 73.4	76.9000	78.4000	79.4000	81.0000
74.1 - 74.4	83.9000	86.3000	87.7000	89.5000
75.1 - 75.4	91.8000	93.5000	94.6000	95.2000
76.1 - 76.4	98.2000	99.6000	101.2000	100.7000
77.1 - 77.4	104.4000	105.4000	106.2000	105.4000
78.1 - 78.4	108.9000	109.9000	110.8000	109.9000
79.1 - 79.4	113.3000	114.3000	115.7000	115.6000
80.1 - 80.4	120.1000	121.8000	123.2000	123.6000
81.1 - 81.4	129.2000	130.1000	132.1000	132.6000

BENZIN BPR GESAMTBENZINPREIS NOMINAL LAST UPD:021583/115556

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	3.6690	3.6660	3.6770	3.6820
69.1 - 69.4	3.6910	3.6820	3.6980	3.6990
70.1 - 70.4	3.7210	3.7060	3.7110	3.7150
71.1 - 71.4	3.7160	3.7210	3.7310	3.7290
72.1 - 72.4	3.9370	3.9360	3.9510	3.9520
73.1 - 73.4	3.9500	3.9720	4.0430	4.8680
74.1 - 74.4	5.7250	6.2620	6.2720	6.2740
75.1 - 75.4	6.2790	6.2810	6.2870	6.2860
76.1 - 76.4	6.4200	7.0780	7.0810	7.0810
77.1 - 77.4	6.9770	6.8850	6.8880	6.8390
78.1 - 78.4	6.8960	6.8940	6.8970	6.9010
79.1 - 79.4	6.9160	7.3100	7.6920	7.6860
80.1 - 80.4	8.0390	8.6780	8.9730	9.2160
81.1 - 81.4	9.8410	10.0170	10.7140	11.2400

BENZIN DPR NOMINALER DIESELPREIS LAST UPD:021583/102533

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	2.5000	2.5000	2.5000	2.5000
69.1 - 69.4	2.5000	2.5000	2.5000	2.5000
70.1 - 70.4	2.5000	2.5000	2.5000	2.5000
71.1 - 71.4	3.2000	3.2000	3.2000	3.2000
72.1 - 72.4	3.2000	3.2000	3.2000	3.2000
73.1 - 73.4	3.2000	3.2000	3.6000	4.0170
74.1 - 74.4	4.7700	5.1300	5.1000	5.2660
75.1 - 75.4	5.2420	5.1000	5.1000	5.2650
76.1 - 76.4	5.4240	6.1000	6.1000	6.1000
77.1 - 77.4	6.1000	6.1000	6.1000	6.1000
78.1 - 78.4	6.1000	6.1000	6.1000	6.1000
79.1 - 79.4	6.1000	6.6930	7.9000	7.9000
80.1 - 80.4	8.1750	8.4340	8.7000	8.9410
81.1 - 81.4	9.5600	10.0000	10.4850	10.3000

BENZIN BPRDPR RELATION BENZIN-DIESELPREIS LAST UPD:021583/112548

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	1.4676	1.4664	1.4708	1.4728
69.1 - 69.4	1.4764	1.4728	1.4792	1.4796
70.1 - 70.4	1.4884	1.4824	1.4844	1.4860
71.1 - 71.4	1.1612	1.1628	1.1659	1.1653
72.1 - 72.4	1.2303	1.2300	1.2347	1.2350
73.1 - 73.4	1.2344	1.2412	1.1231	1.2118
74.1 - 74.4	1.2002	1.2207	1.2298	1.1914
75.1 - 75.4	1.1978	1.2316	1.2327	1.1939
76.1 - 76.4	1.1836	1.1603	1.1608	1.1608
77.1 - 77.4	1.1438	1.1287	1.1292	1.1211
78.1 - 78.4	1.1305	1.1302	1.1307	1.1313
79.1 - 79.4	1.1338	1.0922	.9737	.9729
80.1 - 80.4	.9834	1.0289	1.0314	1.0308
81.1 - 81.4	1.0294	1.0017	1.0218	1.0913

BENZIN BPRDM NORMALBENZINPREIS BRD IN ÖS LAST UPD:062282/194618

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	3.8918	3.8953	3.9207	3.7567
69.1 - 69.4	3.3790	3.3887	3.3976	3.6954
70.1 - 70.4	3.8564	3.9314	4.0038	4.0429
71.1 - 71.4	4.1051	4.1234	4.0364	4.0647
72.1 - 72.4	4.1754	4.3888	4.3646	4.3569
73.1 - 73.4	4.4617	4.5349	5.1435	5.3083
74.1 - 74.4	6.1248	6.2478	5.8363	5.6988
75.1 - 75.4	5.6067	5.6346	5.6860	5.8534
76.1 - 76.4	6.1452	6.3665	6.4578	6.2404
77.1 - 77.4	6.0900	6.0978	6.0699	6.1265
78.1 - 78.4	6.3309	6.3962	6.4172	6.5009
79.1 - 79.4	6.6371	6.9745	7.5077	7.5829
80.1 - 80.4	8.2708	8.3089	8.2922	8.3613
81.1 - 81.4	9.0055	9.8655	10.4361	10.0693

BENZIN OEZUD NORMALBENZINPREISREL. Ö-D LAST UPD:060982/160421

	68.1	81.4		
68.1 - 68.4	.8736	.8729	.8672	.9050
69.1 - 69.4	1.0062	1.0033	1.0007	.9201
70.1 - 70.4	.8817	.8648	.8492	.8410
71.1 - 71.4	.8282	.8246	.8423	.8365
72.1 - 72.4	.8622	.8203	.8248	.8263
73.1 - 73.4	.8069	.8157	.7582	.8327
74.1 - 74.4	.8588	.9283	.9938	1.0178
75.1 - 75.4	1.0345	1.0294	1.0200	.9909
76.1 - 76.4	.9653	1.0367	1.0220	1.0576
77.1 - 77.4	1.0837	1.0824	1.0873	1.0773
78.1 - 78.4	1.0425	1.0319	1.0285	1.0152
79.1 - 79.4	.9944	.9747	.9590	.9495
80.1 - 80.4	.8992	.9965	1.0251	1.0449
81.1 - 81.4	1.0389	.9832	.9831	1.0825