



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Leserer, M.: Über Anschauungsformen zur empirischen Kausalforschung aus der Sicht des Ökonometrikers. In: Hanf, C.-H., Scheper, W.: Neuer Forschungskonzepte und -methoden in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 25, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (1989), S. 131-138.

ÜBER ANSCHAUUNGSFORMEN ZUR EMPIRISCHEN KAUSALFORSCHUNG AUS DER SICHT DES ÖKONOMETRIKERS

von

M. LESERER, Göttingen

I

Kausalität ist eine fundamentale Bewußtseinsweise menschlichen Daseins. Unser kognitives Interesse richtet sich darauf, in Beziehungsgeflechten die Struktur zu erkennen, d.h. die Ursachen von den Wirkungen zu trennen und hinter den Phänomenen die Gründe zu suchen. Kausalität bestimmt damit als Denk-Kategorie wesentlich Verhalten und Handeln des Menschen und so natürlich auch den effizienten Umgang mit knappen Mitteln – ökonomisches Verhalten also. Das ist nicht strittig. Was aber immer wieder diskutiert wird, ist die Methode, die dem Denken in Abhängigkeiten 'wissenschaftlich' zu seinem Recht verhelfen soll. Im Rahmen der empirischen Kausalforschung vertritt hier die Ökonometrie einen Standpunkt, der sich grundsätzlich auf das kontrolliert wiederholbare Experiment beruft. Ziel dieser Arbeit sei es, diesen Standpunkt, der dann zu einer Kausalbetrachtung führt, die ich hier die 'isolierende Methode' nennen möchte, kritisch zu würdigen. Dieser Beitrag liefert aber auch einen Vorschlag zur Relativierung dieses Standpunktes. Das, was ich dann die 'systematische Methode' zur Darstellung von Kausalzusammenhängen nenne, paßt, wie ich meine, besser als die isolierende Methode in die Vorstellungswelt des Ökonomen, weshalb ich dem Titel dieser Arbeit gern hinzufügte: ... aus der Sicht eines Ökonometrikers, der sich um die Ökonomisierung der Ökonometrie bemüht.

II

Ökonomische Phänomene in Maß und Zahl zu setzen, steht zweifellos ganz unter dem Diktat naturwissenschaftlichen Erkenntnisstrebens. Genauer: Die Anschauungsformen der klassischen Mechanik leiten das Bemühen der Ökonometrie, ökonomische Aussagen 'exakt' zu machen. Dabei herrscht die Überzeugung

- mechanistische Gesetze existierten auch im Bereich ökonomischen Verhaltens,
- ökonomische Daten besäßen die Informationskraft, diese Gesetze mit statistisch-inferentiellen Methoden zu hinterfragen.

Seit Beginn der Neuzeit wissen wir, daß wissenschaftliche Objektivität – was immer man auch darunter verstehen mag – von 'bloß' subjektiver Überzeugung am besten auf der Grundlage des kontrolliert wiederholbaren Experiments unterschieden werden kann. Die Wirkung einer Ursache läßt sich offenbar am leichtesten beobachten, wenn letztere eigens zu diesem Zweck gesetzt wird, und zwar so, daß etwa vorhandene weitere, aber nicht interessierende Einflüsse 'weitgehend' ausgeschaltet sind. Wie dies zu geschehen hat, weiß der Statistiker: Das Vertrauen in einen Kausalzusammenhang wächst, wenn in wiederholten Versuchen unter gleichbleibenden Bedingungen sich eine 'Linie' abzeichnet. Um diese beschreiben zu können, wendet man das sogenannte Gaußsche Ausgleichsverfahren, besser bekannt unter dem Namen 'Methode der Kleinsten Quadrate' an, ein zunächst rein deskriptives Optimierungsverfahren. Es fügt sich, daß diese Methode unter statistisch-inferentiellen Kriterien am besten arbeitet, wenn die experimentelle Versuchsreihe so angelegt ist, daß die nicht gesetzten Ursachen als Zufallsvariablen betrachtet von Versuch zu Versuch gleich streuen und nicht gemeinsam variieren. Das ist die isolierende Methode zur Bestimmung von Kausalzusammenhängen. Sie lebt von der Möglichkeit, Ursachen zu

trennen. Gesetzte Ursachen, deren Wirkung man beobachten will, bilden zusammen mit den Koeffizienten, die deren Wirkungsweise beschreiben, den 'erklärenden' Teil einer Regressionsdarstellung. Sei $y := [y_j, j = 1, \dots, N]$ der (Spalten-)Vektor beobachteter Wirkungen von K Ursachen und ihren jeweils N Einstellungen. Diese seien zur Matrix $X := [x_{jk}, j=1, \dots, N, k=1, \dots, K]$ mit Rang K zusammengefaßt. Schließlich sei $b := [b_k, k=1, \dots, K]$ der Vektor der Regressionskoeffizienten. Dann erhält man nach dem Kleinst-Quadrate-Prinzip das niedergeschriebene Wirkungsgesetz, sprich Nomogramm, $\hat{y} := Xb$, indem man rechnet: $X'(y - \hat{y}) = X'(y - XB) = \hat{Q} \Rightarrow b = (X'X)^{-1}X'y$. Dieses Verfahren bewährt sich auch inferentiell im Regressionsmodell $y = X\beta + u$, das im Zufallsvektor $u := [u_j, j=1, \dots, N]$, dem sogenannten 'Störteil' des Modells, all jene Einflüsse summarisch aufnimmt, die im Experiment nicht unterdrückt werden können. Qua Versuchsordnung besitze u eine Varianz-Kovarianz-Matrix, die das Skalarvielfache der Einheitsmatrix ist. Der Vektor b ist dann als Schätzfunktion für den kausalitätskonstituierenden Vektor β gesehen, nach dem berühmten Satz von Gauß-Markov unter allen in y linearen Schätzfunktionen derjenige, der β mit kleinster Streuung im Mittel genau trifft. Auch ist für b der Informationszuwachs vermehrer Datenerhebung aus einer Verlängerung der Versuchsreihe insofern nützlich, als dadurch die Chance wächst, 'näher' an β heranzukommen.

Das ist die Technik, die dem naturwissenschaftlichen Exaktheitsanspruch genügt! So bestimmen Experiment, causa efficiens und Nomogramm das Kausalitätsdenken des Ökonometrikers, und zwar auch dort, wo seine Modellbildung nicht auf der Grundlage eines Experiments erfolgt. Da dies die Regel ist, beschäftigt sich die ökonometrische Theorie in der Hauptsache damit, für Daten, die nicht im Experiment erzeugt wurden, sondern im weitesten Sinne Behaltungsergebnisse aus im Prinzip einmaligen historischen Szenen sind, unter Abänderung der Gauß-Markov-Forderungen noch statistisch sinnvolle Aussagen abzuleiten. Zwei Grundlinien sind, so meine ich, dabei erkennbar: Erstens versucht man, auch bei anfallenden Daten eine Trennung zwischen erklärendem Teil und Störteil zu erreichen. Zweitens wird in wachsendem Maße Stichproben-Information durch Nichtstichproben-Information ergänzt. Weil von der Punktschätztheorie verlangt, wünscht man dabei, den erklärenden vom Störteil zumindest in der Weise zu trennen, daß die Differenz der Vektoren $b - \beta = [(X'X)/N]^{-1}X'u/N$ stochastisch gegen den Nullvektor konvergiert. Schafft dies die Matrix X nicht mehr, eben weil sie nicht mehr die Werte der kontrolliert gesetzten Ursachen enthält, so führt man eine Matrix von 'Instrumentalvariablen' Z ein, die über $b_z := (Z'X)^{-1}Z'y \Rightarrow b_z - \beta = (Z'X)^{-1}Z'u$ gerade diesen Wunsch erfüllt, weil man Z so wählt, daß gilt: $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} [(Z'u)/N] = \hat{Q}$. (Um Pathologien zu vermeiden, verlangt man doch die Existenz von $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} [(Z'X)/N]^{-1}$.) So versucht man, die bei anfallenden Daten verlorengegangene Experimentsituation nachzuempfinden. Kann man schon nicht die Ursachen setzen, so will man wenigstens die statistische Schätzung mit 'Daten' anreichern, denen nicht der Makel der Korreliertheit mit den Störgrößen anhaftet.

Gegen 'Datendefizienz' ist nichts zu machen, konstatiert DHRYMES [1] im Zusammenhang mit dem Multikollinearitäts-Problem. Nach dieser Devise werden neben, aber auch in Verbindung mit der Instrumentalvariablenstrategie, die Daten der Stichprobe durch Nichtstichproben-Information ergänzt. Dies beginnt schon dann, wenn man die Homoskedastizitätsforderung aus dem Gauß-Markov-Konzept nicht mehr aufrecht erhalten kann, weil es im allgemeinen unmöglich ist, die Varianz-Kovarianz-Matrix der Störgrößen ohne zusätzliche Information aus der Stichprobe abzuschätzen, und reicht bis zur Festlegung komplizierter Lag-Strukturen und Parameterdynamiken in Variablen-Parameter-Modellen. Der Preis, der dafür zu bezahlen ist: In wachsendem Maße stützt sich das Ergebnis statistischer Inferenz nicht auf beobachtetes Datenmaterial, sondern auf 'Vor-Urteile' des Ökonometrikers. Dies ist für Deduktivisten wohl immer so, aber in der Ökonometrie ist im allgemeinen nicht sicher gestellt, daß die Hypothese in der Empirie ein Korrektiv findet.

III

Gegeben sei folgendes Entscheidungsproblem: Ein Landmaschinenhändler stehe vor dem Problem, für sein Verkaufsgebiet die Zahl der Mährescher festzulegen, die er im nächsten Wirtschaftsjahr ordern soll. Es ist unschwer zu begründen, warum hier eine Datenanalyse unter Verwendung des bekannten ökonometrischen Instrumentariums nur geringe Aussagekraft hätte. Allzu sehr weicht diese Entscheidungssituation von den Gegebenheiten des naturwissenschaftlichen Experiments ab: Die Vorstellungen vom wiederholten Beobachten unter gleichbleibenden Bedingungen sind kaum plausibel. Hier ein Nomogramm konstruieren zu wollen, das das Gesetz der Mähreschernachfrage offenbart, aus dem nun für beliebige Zeitpunkte Extrapolationen möglich sind, erscheint blasphemisch. Geht es doch hier um die ökonomische Beurteilung einer historischen Szene und um eine möglichst umfassende Beschreibung einer einmaligen Situation. Die Dokumente [5] getätigter Investitionen lassen selten die Regel mit Prognosekraft erkennen. So mag man einem Vorschlag folgen, der die mechanistische Sicht der Dinge zugunsten einer systemtheoretisch orientierten Betrachtungsweise aufgibt. Die nachfolgenden Ausführungen zeigen, daß dann eine einfache Wahrscheinlichkeitsrechnung eine zur Prognose verwendbare, komplexitätsreduzierende Situationsbeschreibung liefert, wenn man ökonomisches Wissen einsetzt, das über das Wissen aus Dokumenten hinausgeht.

Das Bild einer Entscheidungssituation sei das, wie ich es genannt habe [3], eines Entscheidungsnetzes. Es beschreibt eine ökonomische Entscheidungssituation aufgrund folgender einfache Überlegungen: Ökonomisches Handeln manifestiert sich im Realisieren geplanter Alternativen. Die Auswahl einer zu verwirklichenden Alternative ist verursacht, aber unsicher. Damit konstituieren

- 1) die Aufzeichnung möglicher, auf Entscheidungsträger bezogene Entscheidungsalternativen,
- 2) die Festlegung der unter diesen bestehenden Abhängigkeiten sowie
- 3) die Angabe der Chancen, mit denen Entscheidungsalternativen wählbar sind,

ein Entscheidungsnetz. Konkret: Obengenannter Landmaschinenhändler betreue ein Gebiet, in dem der Einfachheit halber nur vier Landwirte $LW1, \dots, LW4$ (vgl. Anhang, Schaubild 1) leben. Jeder von ihnen kann im nächsten Wirtschaftsjahr einen Mährescher kaufen (Entscheidungsalternative MDR) oder nicht kaufen (Entscheidungsalternative \overline{MDR}). Wenn er nun nichts weiter wüßte, so müßte er die Chancen, mit denen diese Alternativen gewählt werden mit 0.5 angeben (vgl. Schaubild 3). Die Prognoseleistung eines derart 'ungeordneten' Entscheidungsnetzes wäre dann gewiß zu vernachlässigen. Glücklicherweise zeigt die Erfahrung, daß Ökonomen Strukturwissen besitzen und fähig sind, kausale Muster zu erkennen. So wisse der Landmaschinenhändler etwa, daß $LW4$ erst vor zwei Jahren einen neuen MDR beschaffte und somit im nächsten Wirtschaftsjahr 'höchstwahrscheinlich' (0.9) keinen kaufen wird. Ferner wisse er, daß $LW1$ und $LW2$ für Ersatzinvestitionen Kredite (KRT) benötigen. Ob sie diese von den Banken $BK1$ und $BK2$ erhalten oder nicht (\overline{KRT}), lasse sich aufgrund einer Beurteilung der allgemeinen wirtschaftlichen Situation von $LW1$ und $LW2$ mit den angegebenen Wahrscheinlichkeiten abschätzen. Unser Landmaschinenhändler wisse auch, daß $LW3$ mit einer Brauerei (BR) in Verhandlungen über den Abschluß eines Braugerstenlieferungsvertrages (VTG) stehe. Ob dieser zustande kommt oder nicht (\overline{VTG}), könne mit den angegebenen Wahrscheinlichkeiten beurteilt werden. Jedenfalls ist der positive Ausgang dieser Verhandlungen ebenso Voraussetzung dafür, daß $LW3$ über den Kauf eines neuen MDR nachdenkt, wie die Tatsache, daß $LW1$ sich gegen einen Neukauf entscheidet, weil in diesem Falle $LW3$ hofft, sein Gerät auch auf den Flächen von $LW1$ einsetzen zu können. Anders als bei $LW2$, der aus Prestigedenken nur dann Kaufabsichten hegt, wenn $LW1$ kauft – die schon erwähnte Kreditzusage natürlich vorausgesetzt.

Dieses Wissen definiert ein Netz von Abhängigkeiten unter den Entscheidungsalternativen, definiert also die Kausalstruktur im Entscheidungsnetz – ein Wissen übrigens, das in den üblichen Regressionsanalysen kaum Aussicht hätte, berücksichtigt zu werden. Alles weitere ist Technik. Die Konstruktion eines Entscheidungsnetzes induziert ein Wahrscheinlichkeitsfeld, über dem Zufallsvariablen definiert werden. So zähle hier eine Zufallsvariable η die Anzahl der Mährescherkäufe, und die Zufallsvariablen ξ_1 , ξ_2 und ξ_3 bilden die Entscheidungsalternativen von $BK1$, $BK2$ und BR auf die ganzen Zahlen Null und Eins ab. Die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsmaßfunktion $p_{\eta\xi}$ ($\xi = (\xi_1, \xi_2, \xi_3)$) dieser Zufallsvariablen besitzt dann Prognosequalität. Sei es, daß, am das Argument y der Randverteilung von η sucht, für das diese ein Maximum besitzt, oder sei es, daß man die mittlere Reaktion von η auf Werte-Tripel von ξ_1 , ξ_2 und ξ_3 über bedingte Erwartungswerte bestimmt. Demzufolge sucht man im ersten Fall

$$\hat{y} := \arg \max_{\eta} p_{\eta} \text{ mit } p_{\eta} := \sum_{\xi} p_{\eta\xi}.$$

Im zweiten Fall wählt man

$$E_{\eta\xi} := \sum_{\eta} \eta p_{\eta\xi}, \text{ wobei } p_{\eta\xi} := p_{\eta\xi}/p_{\xi}.$$

So erfährt unser Landmaschinenhändler schließlich aus Tabelle 2 (s. Anhang), daß die Zahl der Mährescherkäufe, die unter Einbeziehung aller möglichen Einflußkonstellationen am wahrscheinlichsten ist, 0 beträgt, und daß die mittlere Mährescherkauf-Reaktion auf ausgewählte Einflußkonstellationen, etwa auf (1,0,1) den Wert 0.85 annimmt.

IV

Die eben skizzierte systematische Methode zur Erklärung ökonomischer Phänomene unterscheidet sich von der in Abschnitt II dargestellten isolierenden Methode durch die Art und Weise, wie sie Kausalität ins Bild bringt. Die Anschauungsform der isolierenden Methode ist der mathematische Funktionsbegriff. Er erhält für die empirische Kausalforschung seinen originären Sinn, indem man einer Ursache eine Wirkung zuordnet. Diese 'Zuordnungsvorschrift' wird denn auch im naturwissenschaftlichen Experiment tatsächlich ausgeführt. In der empirischen Kausalforschung ökonomischer Provenienz verliert aber die Anschauungsform 'funktionale Abhängigkeit' in dem Maße an Bedeutung, in dem die Zuordnung von Ursache und Wirkung nicht mehr machbar ist, so daß sie in Konkurrenz treten kann mit der Anschauungsform, die Kausalität durch bedingte Wahrscheinlichkeiten darstellt. Nicht die Zuordnungsidee bestimmt hier das Kausalitätsbild, sondern die Idee von der Bedingung, die nicht hinweggedacht werden kann, ohne daß der Erfolg entfiele, die Idee der *conditio sine qua non* also. Diese logische Kategorie ist allgemein dort sinnvoll zur Kausalitätsdarstellung verwendbar, wo Kausalzusammenhänge vermutet werden, die nicht durch Versuchsreihen nachprüfbar sind. So ist etwa die Alternative MDR von $LW3$ in der Weise bedingt, daß sie nur auf der Einschränkung von $B := \{LW1, MDR\} \cap \{BR, VTG\} \cap \{BK1, KRT\}$ möglich ist. Die dort angegebene Chance (0.5) ist die bedingte Wahrscheinlichkeit $p(\{LW3, MDR\}|B)$. Die Alternative bleibt auch bei Eintritt ihrer Bestimmungsgründe unsicher – anders als beim Funktionsbild, das grundsätzlich eine strikte Wenn-dann-Beziehung impliziert.

Die hier propagierte Vorgehensweise, nämlich die Elementarereignisse eines Entscheidungsnetzes, die aufgrund der Abhängigkeitsstruktur unter den Entscheidungsalternativen möglich sind, systematisch aufzuzeichnen und auszuwerten, bedeutet jedoch keine Resignation gegenüber dem POPPERschen Auftrag [4], stets hinter beschreibbaren Vorgängen die Regel, das Gesetz, zu suchen; denn, falls die aus Entscheidungsnetzen konstruierbaren bedingten Erwartungswerte in Abhängigkeit von den sie bedingenden Zufallsvariablen eine Funktionsform erkennen lassen, so läßt sich die hier im Rahmen der systematischen Kausalbetrachtung angewendete sogenannte Regression erster Art in eine solche zweiter Art, das ist die in der Ökonometrie gebräuchliche Form, überführen [2]. Inwieweit aber dem hier eingeführten

‘Zählsystem für Chancen’ der Nachweis eines ökonomischen Gesetzes gelingt, bestimmt in der Ökonometrie der historische Verlauf ökonomischer Szenen, nicht aber der Versuchsplan.

ANHANG

Zur numerischen Behandlung des im Abschnitt III skizzierten Entscheidungsproblems liefert Schaubild 1 in der Symbolik für Flußdiagramme das Bild des dazu passenden Entscheidungsnetzes in einer Version 1. Tabelle 1 enthält die aufgrund der Kausalstruktur möglichen Elementarereignisse und die Werte, die die ebenfalls im Abschnitt III definierten Zufallsvariablen η , ξ_1 , ξ_2 und ξ_3 dafür annehmen können. Tabelle 2, die die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsmaßfunktion dieser Zufallsvariablen enthält, liefert die Randverteilung p_{η} von η sowie die bedingten Erwartungswerte (Cond-EV) zur Abschätzung der mittleren Reaktion von η auf ξ . Schaubild 3 und Tabelle 3 zeigen eine Version 2 des gleichen Entscheidungsproblems, wo man zwar die möglichen Alternativen und die Kausalstruktur kennt, nichts aber über die Realisationschancen dieser Alternativen weiß, so daß man jeweils Gleichverteilung annehmen muß. Hier zeigt sich, daß bereits das Erkennen eines kausalen Musters Vorhersagequalität bietet: Im Vergleich zu einer Version 3, bei der man auch über Kausalbeziehungen nichts weiß, schafft die Kausalstruktur der Versionen 1 und 2 ‘Ordnung’.

Für die Erstellung und Implementierung des hierfür erforderlichen Rechenprogramms danke ich Frau L. Wohlfahrt, Herrn L. Tauscher und Herrn M. Tietze.

Schaubild 1: Entscheidungsnetz – Version 1

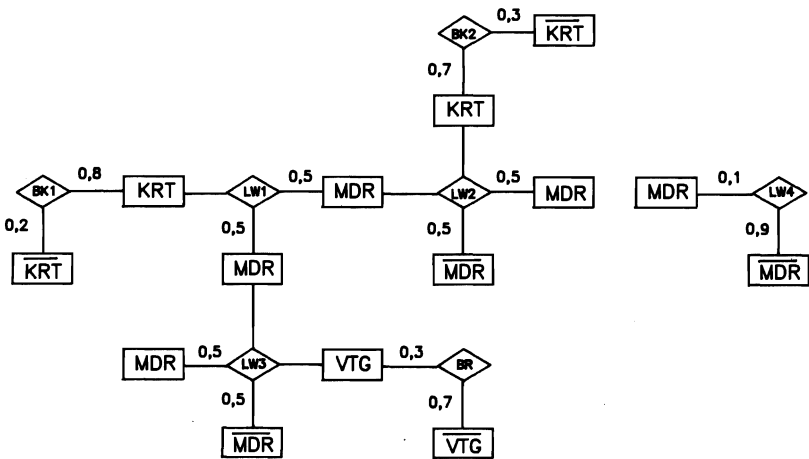


Tabelle 1: Realisationschancen möglicher Alternativenkombinationen und die Werte der für sie definierten Zufallsvariablen – Version 1

GROUP	PROBABILITY	ETA	KS11	KS12	KS13
1	.03780000	.0	.0	.0	.0
2	.00420000	1.0	.0	.0	.0
3	.07560000	.0	1.0	.0	.0
4	.00840000	1.0	1.0	.0	.0
5	.07560000	1.0	1.0	.0	.0
6	.00840000	2.0	1.0	.0	.0
7	.08820000	.0	.0	1.0	.0
8	.00980000	1.0	.0	1.0	.0
9	.17640000	.0	1.0	1.0	.0
10	.01960000	1.0	1.0	1.0	.0
11	.08820000	1.0	1.0	1.0	.0
12	.00980000	2.0	1.0	1.0	.0
13	.08820000	2.0	1.0	1.0	.0
14	.00980000	3.0	1.0	1.0	.0
15	.01620000	.0	.0	.0	1.0
16	.00180000	1.0	.0	.0	1.0
17	.01620000	.0	1.0	.0	1.0
18	.00180000	1.0	1.0	.0	1.0
19	.01620000	1.0	1.0	.0	1.0
20	.00180000	2.0	1.0	.0	1.0
21	.03240000	1.0	1.0	.0	1.0
22	.00360000	2.0	1.0	.0	1.0
23	.03780000	.0	.0	1.0	1.0
24	.00420000	1.0	.0	1.0	1.0
25	.03780000	.0	1.0	1.0	1.0
26	.00420000	1.0	1.0	1.0	1.0
27	.03780000	1.0	1.0	1.0	1.0
28	.00420000	2.0	1.0	1.0	1.0
29	.03780000	1.0	1.0	1.0	1.0
30	.00420000	2.0	1.0	1.0	1.0
31	.03780000	2.0	1.0	1.0	1.0
32	.00420000	3.0	1.0	1.0	1.0

Tabelle 2: Gemeinsame Wahrscheinlichkeitsmaßfunktion der Zufallsvariablen η , ξ_1 , ξ_2 und ξ_3

			ETA	.000	1.000	2.000	3.000		
KS11	KS12	KS13					RowSum	CondEV	
.000	.000	.000	.038	.004	.000	.000	.042	.100	
1.000	.000	.000	.076	.084	.008	.000	.168	.600	
.000	1.000	.000	.088	.010	.000	.000	.098	.100	
1.000	1.000	.000	.176	.108	.098	.010	.392	.850	
.000	.000	1.000	.016	.002	.000	.000	.018	.100	
1.000	.000	1.000	.016	.050	.005	.000	.072	.850	
.000	1.000	1.000	.038	.004	.000	.000	.042	.100	
1.000	1.000	1.000	.038	.080	.046	.004	.168	1.100	
			.486	.342	.158	.014	1.000		

Schaubild 2: Entscheidungsnetz – Version 2

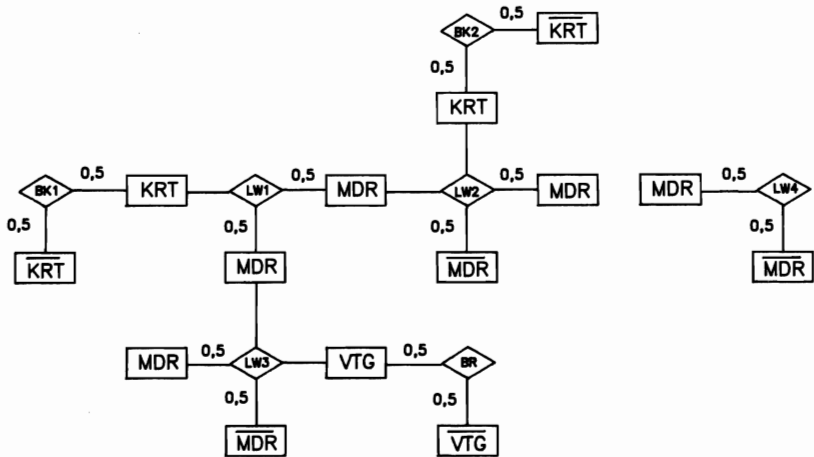


Tabelle 3: Gemeinsame Wahrscheinlichkeitsmaßfunktion der Zufallsvariablen η , ξ_1 , ξ_2 und ξ_3 – Version 2

		ETA							
		.000	1.000	2.000	3.000				
KS11	KS12	KS13					RowSum	CondEV	
.000	.000	.000	.063	.063	.000	.000	.125	.500	
1.000	.000	.000	.031	.063	.031	.000	.125	1.000	
.000	1.000	.000	.063	.063	.000	.000	.125	.500	
1.000	1.000	.000	.031	.047	.031	.016	.125	1.250	
.000	.000	1.000	.063	.063	.000	.000	.125	.500	
1.000	.000	1.000	.016	.063	.047	.000	.125	1.250	
.000	1.000	1.000	.063	.063	.000	.000	.125	.500	
1.000	1.000	1.000	.016	.047	.047	.016	.125	1.500	
			.344	.469	.156	.031	1.000		

Schaubild 3: Entscheidungsnetz – Version 3

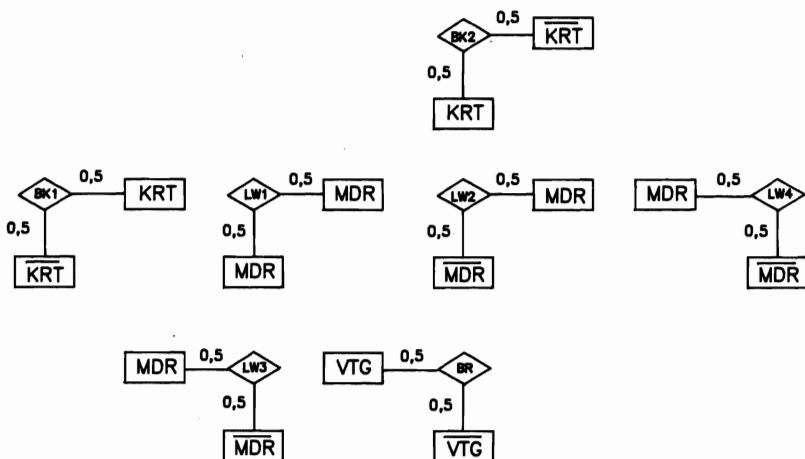


Tabelle 4: Gemeinsame Wahrscheinlichkeitsmaßfunktion der Zufallsvariablen η , ξ_1 , ξ_2 und ξ_3 – Version 3

			ETA						
			.000	1.000	2.000	3.000	4.000		
KS11	KS12	KS13						RowSum	CondEV
.000	.000	.000	.008	.031	.047	.031	.008	.125	2.000
1.000	.000	.000	.008	.031	.047	.031	.008	.125	2.000
.000	1.000	.000	.008	.031	.047	.031	.008	.125	2.000
1.000	1.000	.000	.008	.031	.047	.031	.008	.125	2.000
.000	.000	1.000	.008	.031	.047	.031	.008	.125	2.000
1.000	.000	1.000	.008	.031	.047	.031	.008	.125	2.000
.000	1.000	1.000	.008	.031	.047	.031	.008	.125	2.000
1.000	1.000	1.000	.008	.031	.047	.031	.008	.125	2.000
			.063	.250	.375	.250	.063	1.000	

- [1] DHRYMES, Phoebus J.: *Introductory Econometrics*. New York 1978.
- [2] FISZ, Marek: *Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik*. Berlin 1966.
- [3] LESERER, Michael: *Kognitive Inferenz als ökonomische Aufgabe – Einige Bemerkungen zur ökonomischen Grundsatzdiskussion "Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik"*, Bd. 201/2 (1986), S. 97-106.
- [4] POPPER, Karl R.: *Logik der Forschung*. Tübingen 1984.
- [5] WEIZSÄCKER, Carl F. von: *Aufbau der Physik*. München 1985.