

über die Auslegung der im verkehrspolitischen Konzept enthaltenen Freiräume wird das interventionistische Potential weiter gesteigert.

Die *Realisationschancen* des gesamten Programms scheinen gering: Wirkungsanalytische und finanzielle Erwägungen lassen erkennen, daß die angestrebten Ziele mit den vorgesehenen Maßnahmen nur zum Teil zu realisieren sind. Der — nichtausgewiesene — Finanzmittelbedarf dürfte Größenordnungen erreichen, der bei andauernder Inflation und angesichts der Dringlichkeit anderer innerer Reformen auf absehbare Zeit wohl kaum zu befriedigen ist.

Es bleibt also zu folgern, daß das neue »Kursbuch für die Verkehrspolitik« — um im Bilde zu bleiben — nur Richtung und Ziele der verkehrspolitischen Züge aufzeigt, von denen mangels finanzieller Schubkraft einige erst gar nicht abfahren und andere auf der Strecke hängenbleiben werden.

#### Summary

The new traffic policy issued in June 1973 assumes a diagnosis without a sufficiently secure statistical basis and aims at targets which, in part, represent neither social policy nor possess an economic character. The following spheres taken from individual planned steps have come in for critical examination: local traffic, parking fee policy, restoration of the Deutsche Bundesbahn to a healthy state and international traffic policy. It is thereby shown that lacking financial means will prevent either the achievement of all the steps or the attainment of all the aims. It appears as a whole that the programme will increase the potential of state intervention.

#### Résumé

Le nouveau programme de circulation publié en juin 1973 provient d'un diagnostic dont la base statistique n'est pas suffisamment assurée; il tend vers des buts présentant en partie un caractère plus politique social qu'économique. Les secteurs suivants des mesures particulières prévues seront soumis à la critique: trafic public à courte distance, politique des taxes de stationnement, hausseret emploi de l'impôt sur les huiles minérales, politique d'investissement, assainissement des chemins de fer allemands et politique internationale de circulation. On y constate qu'à cause du manque de base financière, on ne peut ni réaliser toutes les mesures ni atteindre les buts prévus. Le programme semble augmenter en définitif le potentiel interventioniste de l'Etat.

## Die Sättigungsgrenze der Motorisierung

VON DIPL.-VOLKSW. THILO SARRAZIN, DIPL.-VOLKSW. FRITHJOF SPREER  
UND DR. MANFRED TIETZEL, BONN

Das außerordentliche, bislang ungebrochene Wachstum der privaten Motorisierung in der Bundesrepublik und die damit verbundenen, immer dringlicher werdenden Verkehrsprobleme legen die Frage nahe, ob sich die private Motorisierung auf ein *Sättigungsniveau* zubewegt, und wo dieses anzusetzen wäre. Nur dann nämlich, wenn ein solches Sättigungsniveau vorhanden ist und eine bestimmte Höhe nicht überschreitet, ist der heute betriebene bedarfsdeckungsorientierte Straßenbau kein aussichtsloses Rennen mit der fortschreitenden Motorisierung.

Die Annahme eines Sättigungsniveaus leitet sich aus der einfachen Überlegung ab, daß die mit der Fortbewegung verbrachte Zeit nicht unbegrenzt ausdehnungsfähig ist und daß zudem jeder nur ein Motorfahrzeug zur selben Zeit benutzen kann. Entsprechend muß der Bestand an Motorfahrzeugen eine absolute, natürliche Obergrenze besitzen. Jenseits dieser Grenze würde der Bestand nur noch mit der Bevölkerung steigen, während die Motorisierungsdichte (als deren Maßzahl wir den Bestand pro 1000 Einwohner ansehen) konstant bleiben.

Selbst kurz- oder mittelfristige *Automobilprognosen* sind ohne explizite Berücksichtigung des Sättigungsphänomens praktisch unmöglich. Eine befriedigende Ableitung des Sättigungsniveaus ist jedoch bisher nicht gelungen. So kommen *Bonus* und *Schweinitz* in einem bemerkenswerten Aufsatz<sup>1)</sup> zu dem Ergebnis, das Sättigungsniveau sei zwar unbestimmt, läge aber tendenziell sehr hoch (über 500 Pkw pro 1000 Einwohner). Die bekannteste Automobil-Prognose der BRD, alle zwei Jahre neu erstellt von der *SHELL-AG*, legt seit über 10 Jahren unverändert ein Sättigungsniveau von 300 Pkw je 1000 Einwohner zugrunde. Der Erfolg der *SHELL*-Prognose scheint in der Tat für dieses Sättigungsniveau zu sprechen, bei näherer Analyse der angewandten Methodik ergeben sich jedoch schwere Bedenken<sup>2)</sup>. Ausgehend von diesen Bedenken wollen wir eine Neubestimmung des voraussichtlichen Sättigungsniveaus der Motorisierung unternehmen.

Der bei der quantitativen Analyse von Sättigungsphänomenen zumeist verwandte Funktionstyp ist die *logistische Funktion*, welche auch die Grundlage der *SHELL*-Prognose bildet. Entwickelt in der Biologie zur Untersuchung des Wachstums von Kolonien niedriger Lebewesen<sup>3)</sup>, wurde sie erstmals von *Kuznets* in der Ökonomie verwandt, um die trendmäßige Entwicklung in einzelnen Industriezweigen zu erklären, weil sie besonders gut die drei typischen Phasen der Einführung einer neuen Gütergattung beschreibt: Langsames Wachstum in der Anfangszeit, wenn die Produktionskosten hoch, die Produktart selber noch unvollkommen und unbekannt ist, sodann zunehmend schnelleres Wachstum und schließlich eine Phase erst relativ und dann absolut abnehmenden

1) Vgl. *Bonus, H.* und *Schweinitz, H. von*, Automobile und Motorisierung in der Bundesrepublik, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Band 124 (1968), S. 541 ff.

2) Vgl. *SHELL-AG*, Methodik zur Prognose des Kraftfahrzeugbestandes bis 1975, Hamburg 1961.

3) Vgl. *Tinbergen, J.*, Einführung in die Ökonometrie, Wien-Stuttgart 1952, S. 83.

Wachstums, welche die Marktsättigung einleitet<sup>4</sup>). Der einfachen logistischen Funktion liegt die Annahme zugrunde, daß der Zuwachs des Bestandes vom bereits erreichten Bestand abhängt<sup>5</sup>):

$$(1) \quad dB_t = f(B_t)$$

Es sei angenommen, daß bei einem Bestand von Null auch  $dB$  gleich Null ist; entwickelt man dann die obige Gleichung in einer *Taylor*'schen Reihe, so erhält man:

$$(2) \quad dB_t = bB_t + cB_t^2 + dB_t^3 + \dots$$

Weiterhin sei angenommen, daß zwei Gleichgewichtszustände existieren: Entweder dann, wenn der Bestand null ist oder das Sättigungsniveau erreicht ist, findet keine autonome Bestandsveränderung statt. In diesem Fall vereinfacht sich die Gleichung zu:

$$(3) \quad dB_t = bB_t + cB_t^2$$

Wenn das Sättigungsniveau erreicht ist, dann gilt:

$$(4) \quad 0 = bB_t + cB_t^2$$

Für das Sättigungsniveau ergibt sich dann:

$$(5) \quad B^* = -\frac{b}{c}$$

(5) wird in (3) eingesetzt und es ergibt sich:

$$(6) \quad dB_t = bB_t \left( \frac{B^* - B_t}{B^*} \right)$$

Durch Integration wird daraus:

$$(7) \quad B_t = \frac{B^*}{1 + e^{a - bt}}$$

Das ist die logistische Bestandsfunktion.

Wir wollen zunächst für die Bundesrepublik und 11 vergleichbare Staaten eine *direkte* Schätzung des Sättigungsniveaus vornehmen. Hierzu formen wir (6) um und erhalten:

$$(8) \quad \frac{dB_t}{B_t} = \frac{B_{t+1} - B_t}{B_t} = b - \frac{b}{B^*} \cdot B_t$$

Der logistischen Hypothese zufolge ist also die Wachstumsrate des Bestandes direkt abhängig vom Bestand selbst. Gleichung (8) dient zur Grundlage der regressionsanalytischen Schätzung<sup>6</sup>), deren Ergebnisse in Tabelle 1 zusammengefaßt sind.

Für die Bundesrepublik ergibt sich ein Sättigungswert von 293, ein Wert, der mit dem der *SHELL*-Prognose zugrundegelegten Sättigungsniveau ungefähr übereinstimmt. Die Werte der *t*-Statistik (in Klammern unter den Regressionskoeffizienten) zeigen, daß die Regressionskoeffizienten bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit gegen Null gesichert sind. Durch die Höhe des *Durbin-Watson*-Koeffizienten (D.W.) kann Autokorrelation der Rest-

4) Vgl. *Kuznets, S.*, *Secular Movements in Productions and Prices*, Boston 1930; sowie *Siebek, J.*, Die Nachfrage nach Personenkraftwagen in der Bundesrepublik Deutschland mit einer Prognose bis zum Jahre 1970, Köln-Opladen 1963, S. 25.

5) Zur Ableitung vgl. *Bonus, H.*, Die Ausbreitung des Fernsehens in der Bundesrepublik Deutschland, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Band 123 (1967), S. 325.

6) Für die anfallenden Regressionsrechnungen wurde das von *M. R. Norman*, M.I.T., geschriebene und von *W. Davis*, Federal Reserve Board, modifizierte Auto-Econ-Regressionprogramm verwendet. Die Rechnungen wurden im Rechenzentrum an der Universität Bonn auf der IBM/370-165 der Gesellschaft für Mathematik und Datenverarbeitung durchgeführt.

Tabelle 1:

Test von Gleichung (8) für 11 westeuropäische und nordamerikanische Länder für 1954 bis 1969

	$\frac{b}{B^*}$	b	R <sup>2</sup>	D.W	B*
Belgien	-0.000348 (-1.847125)	0.141571 (6.340419)	0.138519	2.009237	407
Dänemark	-0.000905 (-3.207053)	0.226321 (6.282650)	0.382340	1.371158	250
England	-0.000706 (-3.133116)	0.177391 (5.712512)	0.370182	1.272477	251
Frankreich	-0.001550 (-3.517286)	0.349865 (4.861656)	0.431200	1.343445	225
Italien	-0.000861 (-2.682568)	0.243121 (8.791726)	0.292325	1.202525	282
Niederlande	-0.000266 (-0.934554)	0.177722 (6.951771)	-0.008512	0.945591	-
Österreich	-0.002885 (-3.190516)	0.416134 (5.221415)	0.381011	1.033671	144
Schweden	-0.001185 (-4.261147)	0.319402 (6.038799)	0.533544	1.225933	270
Schweiz	-0.000565 (-2.180831)	0.171905 (5.234407)	0.200257	2.930592	304
Kanada	-0.000437 (-1.947767)	0.146085 (2.672046)	0.157010	1.929189	334
USA	0.000014 (0.095099)	0.020964 (0.409700)	-0.070737	2.361113	-
BRD	-0.000794 (-8.872050)	0.232317 (19.577557)	0.839348	1.429610	293

schwankungen mit 5% Irrtumswahrscheinlichkeit ausgeschlossen werden. Auch das Bestimmtheitsmaß liegt relativ hoch. Mag dieses Ergebnis recht günstig scheinen, so enttäuschen die Rechenergebnisse für die 11 Vergleichsländer: Die berechneten Sättigungsniveaus sind sehr unterschiedlich und reichen von unplausibel niedrigen Werten (Österreich  $B^* = 144$ ) bis zu sehr hohen Werten (Belgien  $B^* = 407$ ), ohne daß sich diese Unterschiede hinreichend plausibel erklären ließen. Das Sättigungsniveau für Österreich liegt sogar unter dem bereits 1969 realisierten Bestandwert von 151 Pkw pro 1000 Einwohner. Gleiches gilt für Schweden und Frankreich. Für die Niederlande und die USA ließen sich überhaupt keine Sättigungsniveaus berechnen. Zwar sind die Regressionskoeffizienten durchweg gegen Null gesichert, doch die Bestimmtheitsmaße liegen sehr niedrig und Autokorrelation der Restschwankungen kann zumeist nicht ausgeschlossen werden.

Das *logistische Modell als reines Trendmodell* vermag also plausible Sättigungsniveaus für die meisten der untersuchten Länder *nicht* abzuleiten.

Da die private Motorisierung ohne Frage auch eine Resultante des steigenden materiellen Wohlstandes ist, ist die Annahme einer reinen Trendabhängigkeit der Pkw-Bestandsentwicklung recht unplausibel. Eine *Einkommensabhängigkeit* der Pkw-Bestandsentwick-

lung wäre wesentlich einleuchtender. Dieser Erkenntnis folgend, hat auch die *SHELL-AG* das Pro-Kopf-Einkommen als erklärende Variable in den logistischen Erklärungsansatz einbezogen, wobei allerdings das Einkommen zu laufenden, nicht aber zu konstanten Preisen verwandt wurde. Erstaunlicherweise jedoch wurde durch die Regressionsberechnungen der Haupteinfluß dem Trend und nicht dem Einkommen zugewiesen, ein ökonomisch unplausibles Ergebnis.

Es soll nunmehr die logistische Funktion für die BRD mit dem Einkommen ( $Y$ ) als zusätzlicher Variabler getestet werden. Als Maßgröße des Einkommens verwenden wir das reale BSP pro Kopf. Die logistische Bestandsfunktion (7) wird also erweitert zu:

$$(8) \quad B_t = \frac{B^*}{1 + e^{a - bt - cy}}$$

Zu Zwecken der Regressionsanalyse muß die Funktion linearisiert werden:

$$(9) \quad \ln \frac{B_t}{B_t^* - B_t} = -a + bt + cy$$

Das Sättigungsniveau wird bei dieser Funktionsform *nicht direkt* geschätzt, sondern muß jeweils vorgegeben werden. Die Qualität der Schätzergebnisse bei unterschiedlichen Sättigungsniveaus läßt direkte Rückschlüsse auf die Stimmigkeit des jeweils zugrundegelegten Sättigungsniveaus zu. Auf der Grundlage von (9) wurden 10 Schätzgleichungen für Sättigungsniveaus von 300–750 anhand der Entwicklung des PKW-Bestandes von 1954–1971 berechnet. Die Ergebnisse der Berechnungen sind in Tabelle 2 zusammengefaßt.

Tabelle 2:

Test von Gleichung (9) für den Pkw-Bestand der BRD 1954–1971

B*	b	c	a	R <sup>2</sup>	D.W.
300	0.181615 (6.940028)	0.000171 (1.326061)	-3.039558 (-7.647943)	0.996758	1.015261
350	0.204788 (7.580049)	-0.000060 (-0.450069)	-2.401352 (-5.852596)	0.995658	0.391831
400	0.209687 (6.341660)	-0.000149 (-0.913578)	-2.222852 (-4.426571)	0.992541	0.276359
450	0.210061 (5.656547)	-0.000193 (-1.053061)	-2.184296 (-3.872950)	0.989667	0.251459
500	0.209122 (5.242635)	-0.000218 (-1.108034)	-2.198921 (-3.629816)	0.987229	0.242199
550	0.207930 (4.966498)	-0.000234 (-1.134049)	-2.235916 (-3.516532)	0.985171	0.236987
600	0.181552 (3.478495)	-0.000133 (-0.517530)	-2.613985 (-3.297751)	0.975319	0.545117
650	0.209427 (4.587548)	-0.000268 (-1.193305)	-2.297123 (-3.313270)	0.981185	0.256828
700	0.204144 (4.525814)	-0.000258 (-1.160527)	-2.387825 (-3.485677)	0.980863	0.230946
750	0.203172 (4.427648)	-0.000262 (-1.159673)	-2.442097 (-3.504273)	0.979731	0.229379

Erwartungsgemäß ist die Schätzfunktion bei einem Sättigungsniveau von 300 statistisch am besten abgesichert. Bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit kann Autokorrelation der Restschwankungen weder angenommen noch verworfen werden. Bei höherem Sättigungsniveau jedoch weisen die sehr niedrigen D.W. auf eine Fehlspezifikation der Schätzgleichung hin. Laut t-Statistik sind zwar die Regressionskoeffizienten des Trends in allen Gleichungen gegen Null gesichert, nicht aber die Regressionskoeffizienten des Einkommens, welche zudem – außer bei einem Sättigungsniveau von 300 – durchweg das falsche Vorzeichen besitzen. Diese unbefriedigenden Ergebnisse geben Veranlassung, eine *autoregressive Transformation 1. Ordnung* durchzuführen<sup>7)</sup>. Hierbei dürfen sich nur die Standardfehler (t-Werte) der Regressionskoeffizienten und die Autokorrelation der Restschwankungen ändern, während die Werte der Regressionskoeffizienten nur geringfügig schwanken dürfen. Sollten sich die Regressionskoeffizienten stark ändern, so kann dies als Beweis für eine Fehlspezifikation der Ausgangsgleichung gelten<sup>8)</sup>. Die Ergebnisse der Berechnungen bei autoregressiver Transformation sind in Tabelle 3 zusammengefaßt.

Tabelle 3:

Test von Gleichung (9) für den Pkw-Bestand der BRD 1954–1971  
bei autoregressiver Transformation

B*	b	c	a	R <sup>2</sup>	D.W.
300	0.210157 (7.265987)	0.000072 (0.531759)	-2.826131 (-6.526886)	0.997043	0.900033
350	0.186470 (9.034335)	0.000001 (0.007203)	-2.489953 (-8.138038)	0.998298	1.108248
400	0.152491 (6.977266)	-0.000008 (-0.102775)	-2.140323 (-6.050459)	0.998474	1.174813
450	0.128736 (5.858139)	-0.000011 (-0.159562)	-1.890417 (-5.022839)	0.998528	1.160351
500	0.114285 (5.371886)	-0.000013 (-0.195942)	-1.796645 (-4.871268)	0.998558	1.127675
550	0.104492 (5.014921)	-0.000015 (-0.229535)	-1.762175 (-4.850342)	0.998557	1.097670
600	0.137407 (3.240157)	-0.000010 (-0.050320)	-2.734356 (-4.340259)	0.987723	2.201111
650	0.095993 (3.701451)	-0.000028 (-0.351785)	-1.774667 (-3.889596)	0.997662	1.583190
700	0.087593 (4.388340)	-0.000017 (-0.274752)	-1.809390 (-5.179760)	0.998531	1.041501
750	0.084134 (4.306278)	-0.000017 (-0.284545)	-1.847016 (-5.419023)	0.998545	1.027138

7) Die autoregressive Transformation erfolgt anhand eines iterativen Schätzverfahrens, wobei angenommen ist, daß die Restschwankungen einem autoregressiven Schema 1. Ordnung folgen. Der aufgrund dieser Annahme iterativ geschätzte Autoregressionskoeffizient wird bei den Rechenergebnissen nicht gesondert aufgeführt. Vgl. dazu *Cochrane, D., Orcutt, C. H., Application of Least Squares Regressions to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms*, in: *American Statistical Association Journal* Vol. 44 (1949), S. 32–61.

8) Zur angemessenen Interpretation der Schätzergebnisse bei autoregressiver Transformation vgl. *Gollnick, H., Einführung in die Ökonometrie*, Stuttgart 1968, S. 161 f.

Zwar haben sich die D.W. bei fast allen Schätzgleichungen erhöht, aber nicht hinreichend, um Autokorrelation der Restschwankungen durchweg auszuschließen. Die relativ starke Veränderung der Regressionskoeffizienten auch bei niedrigen Sättigungsniveaus deutet auf eine Fehlspezifikation der Ausgangsgleichung hin. Die t-Werte für die Regressionskoeffizienten des Einkommens sind nunmehr extrem niedrig. Insgesamt müssen die Schätzergebnisse als *unbefriedigend* bezeichnet werden.

Wir *schließen* nun probeweise *den Trend völlig aus* und führen auf der Grundlage der folgenden Schätzgleichung einen weiteren Test durch:

$$(10) \quad \ln \frac{B_t}{B_t^* - B_t} = -a + cy$$

Auch diese Rechnung fand wieder ohne und mit autoregressiver Transformation statt (vgl. Tabellen 4 und 5). Die besten Schätzergebnisse ergaben sich wieder bei einem Sättigungsniveau von 300. Bemerkenswerterweise blieben bei diesem Sättigungsniveau die Regressionskoeffizienten auch bei autoregressiver Transformation praktisch konstant, gleichzeitig erhöhte sich der D.W. so stark, daß Autokorrelation der Restschwankungen mit 5% Irrtumswahrscheinlichkeit ausgeschlossen werden kann.

Wir stellen also fest (im Gegensatz zur SHELL-Prognose), daß *ein rein einkommensabhängiges logistisches Modell* die Entwicklung des Pkw-Bestandes in der BRD *am besten* zu erklären vermag.

Unbefriedigend bleibt jedoch weiterhin, daß (a) das ermittelte absolute Sättigungsniveau von 300 als zu niedrig erscheint und daß (b) beim Test von Gleichung (9) gegen jede

Tabelle 4:

Test von Gleichung (10) für den Pkw-Bestand der BRD 1954–1971

B*	c	a	R <sup>2</sup>	D.W.
300	0,001060 (36,222653)	- 5,748109 (-38,534816)	0,987200	1,172717
350	0,000942 (29,128847)	- 5,455494 (-33,076161)	0,980335	0,715346
400	0,000877 (25,385502)	- 5,350055 (-30,360503)	0,974259	0,558327
450	0,000835 (23,326800)	- 5,317083 (-29,120572)	0,969650	0,484988
500	0,000806 (22,029441)	- 5,317700 (-28,517323)	0,966088	0,442452
550	0,000784 (21,128829)	- 5,336911 (-28,220726)	0,963237	0,415407
600	0,000755 (19,765372)	- 5,321598 (-27,308740)	0,958197	0,563010
650	0,000757 (19,623028)	- 5,420453 (-27,574711)	0,957613	0,392565
700	0,000741 (19,610130)	- 5,432366 (-28,189835)	0,957559	0,372538
750	0,000732 (19,282124)	- 5,472136 (-28,265526)	0,956163	0,363641

Tabelle 5:

Test von Gleichung (10) für den Pkw-Bestand der BRD 1954–1971 bei autoregressiver Transformation

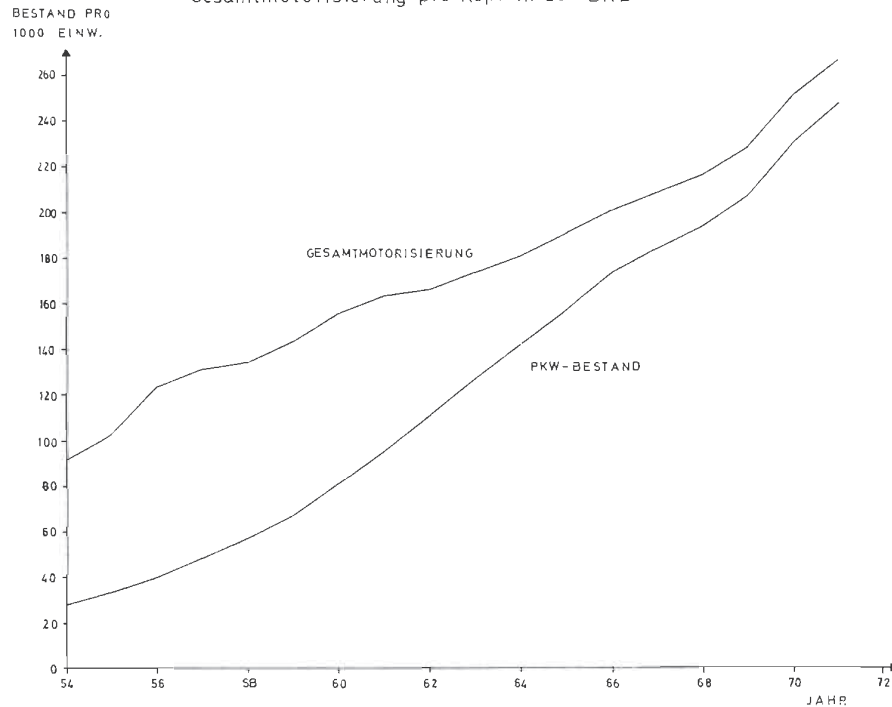
B*	c	a	R <sup>2</sup>	D.W.
300	0,001060 (21,450163)	- 5,754803 (-21,843152)	0,967584	1,510290
350	0,000093 (0,964023)	3,258514 (3,091016)	0,997356	0,842414
400	0,000065 (0,846482)	2,487385 (3,175108)	0,998034	0,942469
450	0,000053 (0,789312)	1,863679 (2,837137)	0,998262	0,972481
500	0,000044 (0,718880)	1,489442 (2,554554)	0,998414	0,987956
550	0,000041 (0,693971)	1,134467 (2,108663)	0,998461	0,975774
600	0,000095 (0,593508)	0,140378 (0,101867)	0,987075	2,493517
650	0,000022 (0,323401)	0,879843 (1,405330)	0,997687	1,473214
700	0,000029 (0,550691)	0,584796 (1,244342)	0,998561	0,976883
750	0,000027 (0,523835)	0,440296 (0,974376)	0,998601	0,976588

ökonomische Plausibilität dem Einkommen nur ein geringer und unsicherer Einfluß zugesprochen wird. *Bonus* und *Schweinitz* schlugen in ihrem bereits zitierten Aufsatz vor, als Erklärungsgröße nicht den Pkw-Bestand, sondern den *Bestand an dem Individualverkehr dienenden Motorfahrzeugen* zu verwenden, ein Verfahren, das bereits der ESSO-Prognose von 1958 zugrundelag<sup>9)</sup>. In diesem Falle wird der Pkw als Alternative zu anderen Möglichkeiten der privaten Motorisierung, Motorrad und Moped, angesehen, und steht mit diesen in einer Substitutionsbeziehung. Der Pkw wäre dann nur ein »Subgut« des »Obergutes« privates Motorfahrzeug, so daß eine isolierte Analyse der Pkw-Bestandsentwicklung im Ansatz verfehlt wäre. Der seit 1957 zu beobachtende Rückgang des Zweiradbestandes dürfte kaum dadurch zu erklären sein, daß bereits motorisierte Haushalte diesen Status wieder aufgaben. Vielmehr wird mit steigendem Lebensstandard eine individuelle Motorisierungsart durch eine andere vertauscht, etwa das Motorrad mit dem Kleinwagen, oder der Kleinwagen mit dem Mittelklassemodell.

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung des Pkw-Bestandes und der Gesamtmotorisierung pro Kopf in der BRD. In Abbildung 2 werden die Wachstumsraten des Pkw-Bestandes und der Gesamtmotorisierung einander gegenübergestellt. Der auffallende sinkende Trend der Wachstumsraten des Pkw-Bestandes ist bei der Gesamtmotorisierung nicht zu beobachten.

9) Vgl. ESSO-AG, Der Bestand an Personenkraftwagen in Westdeutschland bis 1965, in: Erdöl und Kohle, 11. Jg. (1958), S. 669 ff.

ABB.1: Die Entwicklung des PKW-Bestandes und der Gesamtmotorisierung pro Kopf in der BRD



*Bonus* und *Schweinitz* haben die von *Bonus* entwickelte Funktion mit variablem Sättigungsniveau<sup>10)</sup> zur Erklärung der Motorisierung verwandt. Grundlage hierfür ist die Überlegung, ein absolutes, von ökonomischen Einflußgrößen gänzlich unabhängiges Sättigungsniveau sei unplausibel. *Bonus* verwirft allerdings die logistische Funktion nicht gänzlich, sondern integriert sie in sein Ausbreitungsmodell. Der logistische Ansatz wird als brauchbar übernommen, soweit es um die autonome Ausbreitung des in Frage kommenden Gutes (in unserem Falle der Motorisierung) geht, d. h. die logistische Funktion erklärt die Ausbreitung, wenn das Einkommen konstant bleibt, denn in diesem Falle existiert ein absolutes Sättigungsniveau. *Bonus* nimmt an, daß mit wachsendem Einkommen das Sättigungsniveau einkommensabhängig wird.

Wie bereits abgeleitet, gilt bei der logistischen Funktion für die Bestandsveränderung:

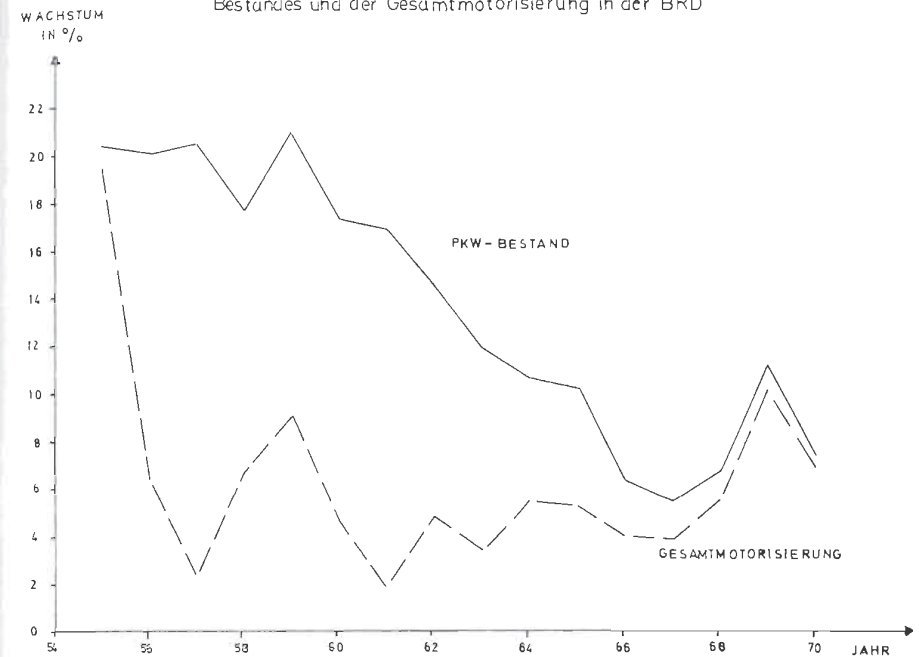
$$(6) \quad dB = bB \frac{B^* - B}{B^*}$$

Bei einkommensabhängigem Sättigungsniveau wird daraus:

$$(11) \quad dB = bB \frac{B^*(Y) - B}{B^*(Y)}$$

10) Vgl. dazu *Bonus, H.*, Die Entwicklung des Fernsehens . . . a.a.O.

ABB.2: Die Entwicklung der Wachstumsraten des PKW-Bestandes und der Gesamtmotorisierung in der BRD



Das variable Sättigungsniveau ist also das bei konstantem Einkommen jeweils angestrebte langfristige Bestandshalteziel. Unabhängig von diesem variablen Sättigungsniveau existiert nach *Bonus* irgendwo ein von ökonomischen Einflüssen unabhängiges absolutes Sättigungsniveau  $B^*_0$ . Die Annäherung des variablen an das absolute Sättigungsniveau ist einkommensabhängig in der Form:

$$(12) \quad B^*(Y) = \frac{B^*_0}{1 + \frac{c}{Y^\alpha}}$$

Wie schnell sich das variable dem absoluten Sättigungsniveau nähert, hängt von der Konstante  $c$  und dem (konstanten) Elastizitätsgrad  $\alpha$  ab. Dieser sollte nicht mit der Einkommenselastizität der Bestandsnachfrage verwechselt werden, welche im Ausbreitungsprozeß sinkt und schließlich, bei Erreichung des absoluten Sättigungsniveaus, Null wird. Je größer  $\alpha$ , desto stärker nähert sich bei steigendem Einkommen das variable dem absoluten Sättigungsniveau an.

Durch Einsetzen von (12) in (11) ergibt sich:

$$(13) \quad dB = bB - \frac{b}{B^*_0} b^2 (1 + cY^{-\alpha})$$

und nach Umformung:

$$(14) \quad \frac{dB}{B} = b - \frac{b}{B^*} B + \frac{b}{B^*} c Y^{-\alpha}$$

Gleichung (14) dient als Grundlage für den statistischen Test anhand der Motorisierung der BRD. Der Elastizitätsgrad muß jeweils in der Schätzfunktion vorgegeben sein. Es werden 10 verschiedene Schätzfunktionen für Elastizitätsgrade von -2.5 bis -1 durchgerechnet.

In Tabelle 6 sind die Schätzergebnisse und das aus den Regressionskoeffizienten jeweils errechnete absolute Sättigungsniveau  $B^*$  aufgeführt.

Tabelle 6:

Test von Gleichung (14) für den Pkw-Bestand einschließlich Krafträder und Mopeds in der BRD

$\alpha$	$\frac{b}{B^*}$	$\frac{b}{B^*} c$	b	R <sup>2</sup>	D.W.	B*
-2,50	-0.000510 (-0.720919)	-0.006951 (-0.206253)	0.175065 (0.760043)	0.0322826	1.231897	343
-2,00	-0.000990 (-1.657693)	-0.025024 (-1.117237)	0.413671 (1.600829)	0.109301	0.850755	417
-1,75	-0.001048 (-2.292663)	-0.028864 (-1.675273)	0.548849 (2.162592)	0.191887	0.722059	524
-1,60	-0.000873 (-2.520534)	-0.026559 (-1.827250)	0.566494 (2.335000)	0.216696	0.786523	649
-1,55	-0.000925 (-2.857423)	-0.030740 (-2.194574)	0.666625 (2.689933)	0.278196	0.678244	721
-1,50	-0.000854 (-2.981871)	-0.030831 (-2.347078)	0.692184 (2.851603)	0.303822	0.676247	811
-1,45	-0.000764 (-3.022088)	-0.030472 (-2.469450)	0.709941 (2.982998)	0.324238	0.683519	929
-1,40	-0.000650 (-2.860924)	-0.026908 (-2.458885)	0.668387 (3.006805)	0.322483	0.802555	1028
-1,25	-0.000253 (-1.370832)	-0.029189 (-3.157352)	0.782224 (3.734509)	0.433366	0.777784	3092
-1,00	0.000893 (2.355400)	-0.026719 (-3.719640)	0.826919 (4.351126)	0.512081	1.102497	-

Die Regressionskoeffizienten weisen durchweg die richtigen Vorzeichen auf, nur bei einem Elastizitätsgrad von -1 ist der Regressionskoeffizient des Bestandes positiv, welches bedeuten würde, daß der bereits vorhandene Bestand auf das Bestandswachstum eine beschleunigende Wirkung ausübt, was zu den Annahmen des Modells in Widerspruch steht. Die Regressionskoeffizienten sind allerdings laut t-Statistik teilweise nicht gegen Null gesichert. Zumeist besteht Autokorrelation der Restschwankungen. Die Sättigungsniveaus steigen mit (absolut) sinkendem Elastizitätsgrad und haben zum Teil unplausible oder gar widersinnige Werte. Wir rechnen dieselben Schätzgleichungen nunmehr mit autoregressiver Transformation durch (vgl. Tabelle 6). Die D.W. erlauben nunmehr, Autokorrelation der Restschwankungen auszuschließen. Die Regressionskoeffizienten sind

jedoch teilweise nicht gegen Null gesichert und haben sich zudem durchweg gegenüber den Schätzgleichungen ohne autoregressive Transformation stark verändert. Dies läßt auf

Tabelle 7:

Test von Gleichung (14) für den Pkw-Bestand einschließlich Krafträder und Mopeds in der BRD bei autoregressiver Transformation

$\alpha$	$\frac{b}{B^*}$	$\frac{b}{B^*} c$	b	R <sup>2</sup>	D.W.	B*
-2,50	-0.001612 (-3.070377)	-0.132087 (-6.120632)	0.730422 (5.292642)	0.698939	1.478088	453
-2,00	-0.001446 (-2.637350)	-0.077034 (-5.913339)	0.834305 (5.321107)	0.680837	1.518916	576
-1,75	-0.001207 (-2.191619)	-0.058526 (-5.651009)	0.870940 (5.221975)	0.660235	1.545361	722
-1,60	-0.000769 (-1.628462)	-0.038733 (-3.948032)	0.702307 (4.069997)	0.511104	2.019833	913
-1,55	-0.000949 (-1.779717)	-0.048758 (-5.411612)	0.922414 (5.197441)	0.642807	1.542794	971
-1,50	-0.000853 (-1.631016)	-0.046307 (-5.362167)	0.927062 (5.194264)	0.640036	1.543230	1087
-1,45	-0.000739 (-1.436343)	-0.044132 (-5.294870)	0.931747 (5.169545)	0.635419	1.530415	1260
-1,40	-0.000691 (-1.383813)	-0.038414 (-4.446549)	0.885734 (4.521956)	0.558513	1.539029	1281
-1,25	-0.000165 (-0.391002)	-0.034777 (-4.827494)	0.896327 (4.971433)	0.611956	1.588067	5432
-1,00	0.000920 (2.163810)	-0.027580 (-3.990041)	0.852623 (4.359162)	0.557973	1.500385	-

eine *Fehlspezifikation* der zugrundeliegenden Schätzgleichungen schließen. Diese Vermutung wird bestärkt durch die nach wie vor unplausible Höhe der meisten errechneten Sättigungsniveaus  $B^*$ .

Aufgrund der Testergebnisse läßt sich also feststellen, daß Gleichung (14) die Entwicklung des Pkw-Bestandes und der individuellen Gesamtmotorisierung nicht angemessen erklärt.

Dieses Ergebnis ist erstaunlich, weil die in Gleichung (11) formulierte Hypothese eines einkommensabhängigen Sättigungsniveaus durchaus plausibel ist. *Bonus* und *Schweinitz* erhielten 1968 beim Test der Funktion auch wesentlich besser abgesicherte Schätzergebnisse. Beim Test der Funktion anhand der Gesamtmotorisierung waren die Schätzergebnisse sogar ausgesprochen gut.

Den Rechnungen von *Bonus* lag die Zeit von 1954–1967 zugrunde, während unsere Berechnungen den Zeitraum von 1954–1971 zur Basis haben. Die Bestandsentwicklung in diesen 4 Jahren ist also offensichtlich für die unterschiedliche Qualität der Rechenergebnisse verantwortlich.

Dies zeigt sich deutlich beim Vergleich der tatsächlichen mit den geschätzten Werten: Die Abbildungen 3 und 4 zeigen die Entwicklung der Wachstumsraten der Gesamtmotorisie-

ABB. 3: Die Wachstumsraten der Gesamtmotorisierung; Reale und geschätzte Werte (Gleichung (14) bei  $\alpha = -1,55$ )

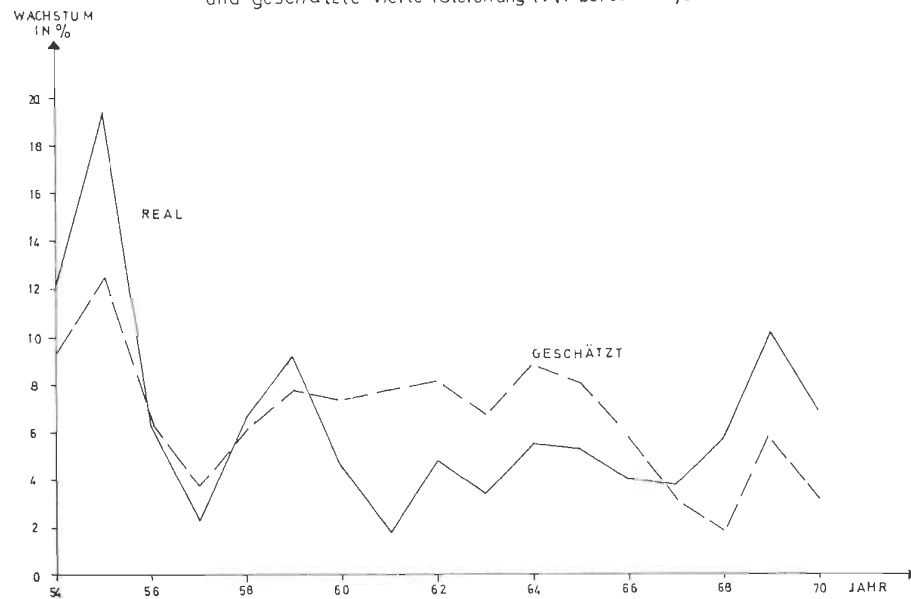
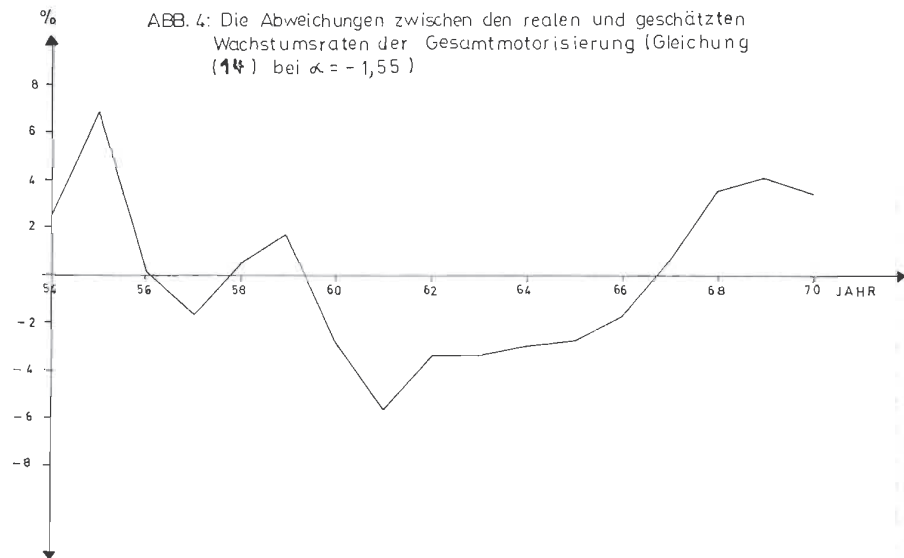


ABB. 4: Die Abweichungen zwischen den realen und geschätzten Wachstumsraten der Gesamtmotorisierung (Gleichung (14) bei  $\alpha = -1,55$ )



rung im Beobachtungszeitraum und die von uns aufgrund der relativ besten Schätzfunktion ( $\alpha = -1,55$ ) geschätzten Werte sowie die prozentualen Abweichungen der tatsächlichen von den geschätzten Werten.

Der *Bonus-Ansatz* erscheint zur Ermittlung einer Sättigungsgrenze der Motorisierung *untauglich*. Wir wollen nunmehr die logistische Funktion anhand der Gesamtmotorisierung der BRD testen, wobei die Gleichungen (9) und (10) wieder die Grundlage des Testes bilden. Sämtliche Rechnungen wurden wiederum für Sättigungsniveaus von 300–750 ohne und mit autoregressiver Transformation durchgeführt.

Die Ergebnisse sind in den Tabellen 8–11 zusammengefaßt. Auffallend ist, daß nunmehr dem Einkommen der gegenüber dem Trend eindeutig stärkere Einfluß zugewiesen wird, was sich in der Höhe der Regressionskoeffizienten und auch in ihrer statistischen Absicherung zeigt. Die wiederum durchgeführte autoregressive Transformation ergibt jedoch starke Schwankungen in den Regressionskoeffizienten, so daß Gleichung (9) zur Erklärung der Motorisierung nicht geeignet erscheint.

Gleichung (10) hingegen liefert recht zufriedenstellende Schätzergebnisse. Bei autoregressiver Transformation kann Autokorrelation der Restschwankungen durchweg ausgeschlossen werden. Die Regressionskoeffizienten sind bei autoregressiver Transformation für Sättigungsniveaus von 350, 450, 500 und 550 relativ stabil. Die Qualität der Schätzergebnisse ist auch sonst für diese Sättigungswerte relativ gleich. Dies läßt den Schluß zu, daß das Sättigungsniveau höher liegt, als etwa in der SHELL-Prognose angenommen. Eine scharfe Eingrenzung des Sättigungsniveaus ist jedoch nicht möglich.

Tabelle 8:

Test von Gleichung (9) für den Pkw-Bestand einschließlich Krafträder und Mopeds der BRD 1954–1971

B*	b	c	a	R <sup>2</sup>	D.W
300	-0.058663 (-0.937632)	0.000982 (3.186099)	-3.968174 (-4.176232)	0.958076	1.141344
350	-0.000994 (-0.030309)	0.000551 (3.410594)	-2.751773 (-5.525927)	0.980918	1.244312
400	-0.144125 (-0.105530)	0.001405 (0.208854)	-5.153860 (-0.248482)	0.073206	2.098249
450	0.021558 (0.907488)	0.000331 (2.831682)	-2.346172 (-6.503002)	0.984318	1.081656
500	0.024824 (1.087087)	0.000288 (2.561670)	-2.332542 (-6.725911)	0.983537	0.992260
550	0.026688 (1.193656)	0.000259 (2.355754)	-2.352458 (-6.928102)	0.992614	0.924711
600	0.027809 (1.257808)	0.000239 (2.196019)	-2.388559 (-7.113507)	0.981652	0.872527
650	0.028499 (1.300800)	0.000224 (2.077509)	-2.432683 (-7.311211)	0.980836	0.833133
700	0.029006 (1.330983)	0.000212 (1.979374)	-2.479790 (-7.492568)	0.980054	0.804020
750	0.029185 (1.345520)	0.000204 (1.909825)	-2.531065 (-7.683455)	0.979336	0.781543

Tabelle 9:

Test von Gleichung (9) für den Pkw-Bestand einschließlich Krafträder und Mopeds für die BRD 1954–1971 bei autoregressiver Transformation

B*	b	c	a	R <sup>2</sup>	D. W.
300	0.263972 (2.460903)	0.000200 (0.761328)	-5.028076 (-2.191431)	0.970696	0.780732
350	0.091945 (2.136145)	0.000188 (1.143401)	-1.843192 (-2.805111)	0.981241	1.153303
400	0.013390 (0.009784)	0.000583 (0.085821)	-2.513399 (-0.119329)	-0.094674	2.008426
450	0.042906 (1.848662)	0.000213 (1.884557)	-1.940185 (-5.492907)	0.987291	1.520724
500	0.042366 (2.042249)	0.000185 (1.832895)	-1.967250 (-6.228989)	0.888329	1.622859
550	0.042067 (2.192201)	0.000165 (1.766674)	-2.008822 (-6.877011)	0.988936	1.696769
600	0.041688 (2.298641)	0.000151 (1.706598)	-2.059170 (-7.460690)	0.989302	1.752111
650	0.041271 (2.379930)	0.000140 (1.659781)	-2.113925 (-8.012079)	0.989575	1.791417
700	0.040860 (2.437725)	0.000132 (1.618562)	-2.170084 (-8.511001)	0.989734	1.828290
750	0.040372 (2.471835)	0.000126 (1.588613)	-2.227771 (-8.968696)	0.989822	1.858977

Tabelle 10:

Test von Gleichung (10) für den Pkw-Bestand einschließlich Krafträder und Mopeds der BRD 1954–1971

B*	c	a	R <sup>2</sup>	D. W.
300	0.000695 (19.813648)	- 3.093294 (-17.299374)	0.958393	0.857163
350	0.000546 (30.565237)	- 2.736951 (-30.048971)	0.982110	1.235633
400	0.000700 (0.940150)	- 3.004429 (-0.791674)	-0.006877	2.121407
450	0.000437 (32.865553)	- 2.667684 (-39.360947)	0.984491	1.247213
500	0.000410 (31.702415)	- 2.702755 (-41.024615)	0.983350	1.161242
550	0.000390 (30.602497)	- 2.750470 (-42.323156)	0.982152	1.090206
600	0.000375 (29.631429)	- 2.803299 (-43.413686)	0.980985	1.032077
650	0.000364 (28.883923)	- 2.857710 (-44.513897)	0.980007	0.987566
700	0.000354 (28.232689)	- 2.912370 (-45.499343)	0.979092	0.953128
750	0.000347 (27.729318)	- 2.966323 (-46.506243)	0.978342	0.926044

Tabelle 11:

Test von Gleichung (10) für den Pkw-Bestand einschließlich Krafträder und Mopeds der BRD 1954–1971 bei autoregressiver Transformation

B*	c	a	R <sup>2</sup>	D. W.
300	0.000768 (7.983828)	-3.449822 (-6.404726)	0.962450	1.232508
350	0.000545 (19.378444)	- 2.721889 (-18.305290)	0.979988	1.465826
400	0.000649 (0.821392)	-2.715283 (-0.664522)	-0.021702	2.005736
450	0.000423 (23.440661)	- 2.585939 (-27.166165)	0.985631	1.853993
500	0.000392 (22.257299)	- 2.602343 (-27.890368)	0.986059	1.952950
550	0.000370 (21.123014)	- 2.634751 (-28.310526)	0.986230	2.020241
600	0.000353 (20.117234)	- 2.674329 (-28.611472)	0.986294	2.066123
650	0.000339 (19.286132)	- 2.717642 (-28.908473)	0.986355	2.099665
700	0.000328 (18.629588)	- 2.763063 (-29.269076)	0.986358	2.126845
750	0.000319 (18.044783)	- 2.809152 (-29.569387)	0.986356	2.149507

Zur weiteren Klärung soll die logistische Funktion anhand der Gesamtmotorisierung in den einzelnen Bundesländern getestet werden. Die jeweils besten Schätzfunktionen sind in Tabelle 11 zusammengefaßt. Auffallend ist die unterschiedliche Qualität der Schätzergebnisse, welche von ausgezeichnet (Schleswig-Holstein) bis unbefriedigend (Rheinland-Pfalz) reicht. Die Länderschätzungen unterstützen die Annahme, daß das Sättigungsniveau der Motorisierung zwar höher liegt als zumeist angenommen, aber in seiner Höhe nicht genau bestimmbar ist.

Für die Überlegenheit eines Schätzansatzes auf der Grundlage der Gesamtmotorisierung spricht neben der deutlich besseren Qualität der Schätzergebnisse die Tatsache, daß die hierbei eindeutig ermittelte Einkommensabhängigkeit der individuellen Motorisierung ökonomisch plausibler ist als die zumeist zugrundegelegte Trendbestimmtheit.

Folgende Resultate unserer Analyse können wir abschließend festhalten:

- (1) Die Entwicklung der privaten Motorisierung ist nicht, wie bisher zumeist unterstellt, trendabhängig, sondern abhängig von der Entwicklung des Realeinkommens.
- (2) Es ist verfehlt, eine isolierte Analyse des Pkw-Bestandes vorzunehmen. Das Wachstum des Pkw-Bestandes ist nur ein (wichtiger) Teilaspekt des Prozesses der privaten Motorisierung.
- (3) Der SHELL-Prognose liegt eine zu niedrige Sättigungsgrenze zugrunde. Zwar kann das Sättigungsniveau nicht exakt vorherbestimmt werden. Unsere Berechnungen



zeigen aber, daß das von SHELL angenommene Sättigungsniveau der privaten Motorisierung von 300 Pkw je 1000 Einwohner allenfalls eine Untergrenze der künftigen Entwicklung darstellt.

Tabelle 12:

Die besten Schätzgleichungen für den Pkw-Bestand einschließlich Krafträder und Mopeds in den Bundesländern

Land	B*	c	a	R <sup>2</sup>	D. W.
Schleswig-Holstein	350	0.000698 (38.030247)	- 3.116003 (-39.751913)	0.988374	1.834641
Hamburg	300	0.000493 (37.864055)	- 3.991951 (-35.435392)	0.988273	2.237880
Niedersachsen	350	0.000571 (21.018835)	- 2.515313 (-20.770080)	0.962865	1.741810
Bremen	300	0.000817 (24.792006)	- 5.214017 (-24.575757)	0.973043	1.689255
Nordrhein-Westfalen	300	0.000753 (24.878211)	- 3.879754 (-23.383896)	0.973225	2.044260
Hessen	400	0.000393 (24.670639)	- 2.154042 (-25.637414)	0.972786	1.073036
Rheinland-Pfalz	300	0.000642 (21.668488)	- 2.278163 (-18.008467)	0.966986	0.957618
Saarland	300	0.000825 (19.219935)	- 3.583974 (-18.715903)	0.949097	1.544866
Bayern	450	0.000350 (19.997122)	- 1.718426 (-20.708875)	0.959123	1.125948
Baden-Württemberg	450	0.000368 (19.713552)	- 2.215036 (-22.611603)	0.957986	1.194712

### Summary

The best-known motor-car prognosis in the Federal Republic of Germany that has been conducted by Shell is based on a degree of saturation of 300 cars per 1000 inhabitants. It must be doubted whether this assumption is correct if the total degree of motorization is taken into account instead of the number of passenger cars registered. It will be seen that (1) the development of motorization is depending on the income (as contrasted with the dependance on the trend according to the Shell prognosis) and (2) the degree of saturation is most probably greater than 300, although it cannot be exactly calculated.

### Résumé

Le pronostic automobile le plus connu de la RFA, le pronostic Shell, prend pour base un niveau de saturation de 300 voitures de voyageurs par 1000 habitants. Le bien-fondé de cette supposition est douteux quand on utilise les caractéristiques de la motorisation totale à la place de celles de l'effectif des voitures de voyageurs. Il en ressort que (1) l'évolution de la motorisation dépend en grande partie du revenu (contrairement à la dépendance des tendances dans le pronostic Shell) et que (2) la mesure de saturation s'élève à plus de 300 mais ne se laisse établir que difficilement avec exactitude.

## Verkehrsentwicklung und Energieversorgung

VON DR.-ING. ALBERT GRUNEWALD, BONN

Die Kommission der Europäischen Gemeinschaften stellt mit einer vom Bundestag veröffentlichten Dokumentation vom 13. 10. 1972 die Energiepolitik zur Debatte, und zwar bezüglich der Energiearten – Erdöl, Erdgas, Kohle, Kernenergie – wie bezüglich der rationellen Verwendung. Die Kommission hält u. a. »eine Einschränkung des Kraftstoffverbrauchs von Kraftfahrzeugen durch geeignete Techniken« für notwendig.

Nach einer Untersuchung des Deutschen Institutes für Wirtschaftsforschung<sup>1)</sup> verbraucht der Verkehr in der BRD an Mineralölprodukten (Vergaser- und Dieselmotoren, Kerosin ohne Heizöl):

1970	36 Mio. t	} 26% vom Gesamtverbrauch Erdöl
1980	56 Mio. t	

Bei einer starken Verbrauchssteigerung des Mineralöls bleibt nach dieser Prognose der Anteil des Verkehrs am Gesamtverbrauch unverändert.

### I. Der spezifische Energieverbrauch

Nach der gleichen Studie entfallen nur 2,5% des Stromverbrauchs auf den Verkehr. Aus dieser Sicht ist es verständlich, wenn die Kommission sich nur für den Energieverbrauch der Kraftfahrzeuge interessiert. Eine Übersicht über die Möglichkeiten der Energieeinsparung ist aber nur dann zu gewinnen, wenn man den spezifischen Energieverbrauch für alle Verkehrsmittel, bezogen auf die Verkehrsleistung in Personenkilometer oder Gütertonnenkilometer, gegenüberstellt. Die folgende Tabelle 1 gibt jeweils den Durchschnittsverbrauch an – mit Ausnahme der Elektrofahrzeuge, für die der Verbrauch nach Angaben der Hersteller geschätzt ist.

Zu den Zahlenangaben der Tabelle 1 eine kurze Erläuterung:

Zu 1. Personenverkehr: Der spezifische Energieverbrauch des Diesel-Schieneverkehrs ist in der BRD und den USA gleich. Er liegt wesentlich niedriger beim Bus. Der Elektroschieneverkehr der BRD benötigt nur die Hälfte. Der spezifische Energieverbrauch des Individualverkehrs mit Pkw beträgt das Mehrfache des Massenverkehrs. Er liegt in den USA noch wesentlich höher als in der BRD als Folge der schweren Straßenfahrzeuge in den USA. Der spezifische Energieverbrauch des Flugzeugs, für den nur Angaben aus den USA vorliegen, ist der 5–10fache des erdgebundenen Massenverkehrs.

Zu 2. Güterverkehr: Die Transportleistungen der Schiene werden in der BRD hauptsächlich durch den Elektroverkehr, in den USA durch den Dieselverkehr erbracht.

<sup>1)</sup> Vgl. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Eine langfristige Projektion des Energieverbrauchs in der Bundesrepublik Deutschland, Berlin 1970.