ERWARTUNGSGRÖSSEN IN DER ÖKONOMIE -

Hypothesen und ihre empirische Überprüfung
Investition- und Preiserwartungen
Quantifizierungsmethode

Wilfrid Grätz
Adalbert Knöbl

FORSCHUNGSBERICHT Nr. 70

Juli 1972

INHALTSVERZEICHNIS

VORWORT:

Da im wirtschaftlichen Bereich zahlreiche Entscheidungen auf der Grundlage von unbekannten (gegenwärtigen oder zukünftigen) Variablen getroffen werden, spielen die Erwartungsgrößen in der ökonomischen Theorie wie auch in der Wirtschaftspolitik eine zentrale Rolle.

Das Ziel dieser Arbeit ist es, Erwartungshypothesen mit Hilfe des Bayes'schen Ansatzes abzuleiten und diese dann einer empirischen Überprüfung zu unterziehen.
Der Bayes'sche Ansatz wurde deshalb gewählt, weil die in die einzelnen Erwartungshypothesen eingehenden Annahmen besonders deutlich gezeigt werden können.[1)]

Die abgeleiteten Erwartungshypothesen werden im empirischen Teil für die Investitions- und Preiserwartungen getestet, da diese Erwartungsgrößen in der Konjunktur- und Inflationstheorie und -politik besonders wichtig sind.
Da bei der Untersuchung der Preiserwartungen die auf Grund des Konjunkturtests vorliegenden Daten nicht direkt verwendet werden konnten, mußte eine geeignete Quantifizierungsmethode entwickelt werden.

---

1) Vgl. St. T. Turnovsky, A Bayesian Approach to the Theory of Expectations, Journal of Economic Theory 1, 1969, S. 220 ff.

Während seines Aufenthaltes als Gastprofessor am Institut für Höhere Studien konnten die Autoren den theoretischen Teil dieses Forschungsberichtes mit H. Schneeweiß diskutieren und wichtige Hinweise für die entwickelte Quantitifzierungsmethode gewinnen.

I. THEORETISCHER TEIL

Bayes'scher Ansatz und Theorie der Erwartungen

A) Verwendung von a-priori Informationen zur Schätzung von Parametern.

Die klassischen Schätzverfahren gehen davon aus, daß keinerlei Kenntnisse bezüglich der unbekannten Parameter vorhanden sind. Sämtliche Kenntnisse über die unbekannten Parameter sollen aus dem Beobachtungsdaten gewonnen werden.

Aber im allgemeinen besitzt man jedoch zumindest grobe Vorstellungen über die Größenordnung der zu schätzenden Parameter.
Diese Vorstellungen können zum Beispiel aus der ökonomischen Theorie oder aus anderen allgemeinen Erfahrungen stammen.
Es ist zu erwarten, daß durch Verwendung dieser a-priori Kenntnisse die Schätzergebnisse verbessert werden.

Diese a-priori Informationen können auf verschiedener Weise zur Parameterschätzung ausgenützt werden.

Eine Möglichkeit besteht darin, die Parameter zunächst ohne Berücksichtigung der a-priori Kenntnisse nach den üblichen Verfahren zu schätzen.
Im nachhinein wird dann überprüft, ob die geschätzten Parameter sich in Übereinstimmung mit den a-priori Informationen befinden.
Ist eine Übereinstimmung nicht festzustellen, wird dies als Indiz für eine Fehlspezifikation angesehen.
Im Falle von Regressionsgleichungen wird man dann nach alternativen Regressionsbeziehungen suchen müssen.
Die a-priori Kenntnisse dienen dabei als Auswahlkriterien, um zwischen verschiedenen theoretisch möglichen Formen einer Regressionsbeziehung die geeignetste auszuwählen.

Als Beispiel sei eine lineare Regression gegeben:

(A.2) $y = X\beta + u$

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix} \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_K \end{pmatrix} \qquad X = \begin{pmatrix} x_{11} & \dots & x_{1K} \\ \vdots & & \vdots \\ x_{T1} & \dots & x_{TK} \end{pmatrix} \quad u = \begin{pmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_T \end{pmatrix}$$

Angenommen wird, daß die Voraussetzungen des klassischen linearen Regressionsmodells erfüllt sind [1].

Ist a-priori bekannt, daß der unbekannte Parameter β_i in einem bestimmten Intervall liegen muß, so kann dies durch folgende Ungleichung

(A.1) $\underline{b}_i \leq \beta_i \leq \bar{b}_i$

ausgedrückt werden.

$\underline{b}_i$ .... untere Schranke

$\bar{b}_i$ .... obere Schranke

Wird der Parametervektor mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt ($\hat{\beta}$) und ist die Ungleichung

(A.3) $\underline{b}_i \leqq \hat{\beta}_i \leqq \bar{b}_i \quad \forall i$

erfüllt, dann befindet sich die Parameterschätzung in Übereinstimmung mit der a-priori Information.

Ist die Ungleichung (A.3) auch nur für ein i verletzt, so wird man nach einer anderen Regressionsbeziehung suchen müssen.

1) Vgl. P.Schönfeld, Methoden der Ökonometrie, Band I, Berlin und Frankfurt a.M. 1969, S 51 ff.

Eine andere Möglichkeit wäre, die a-priori Informationen direkt bei der Parameterschätzung zu verwenden. Das Prinzip der kleinsten Quadrate wird in diesem Fall modifiziert.

Die Parameter der Regressionsgleichung (A.2) müssen nun unter Beachtung von Nebenbedingungen geschätzt werden, d.h.

$$\min \sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2 = \min \hat{u}'\hat{u} = \min (y-X\hat{\beta})'(y-X\hat{\beta})$$

$$\text{N.B.:} \quad \underline{b} \leq \hat{\beta} \leq \bar{b}$$

Diese Minimierungsaufgabe ist im allgemeinen nicht mit den klassischen Methoden der Differentialrechnung zu lösen. Es handelt sich hier vielmehr um ein Standardproblem des sogenannten quadratischen Programmierens.

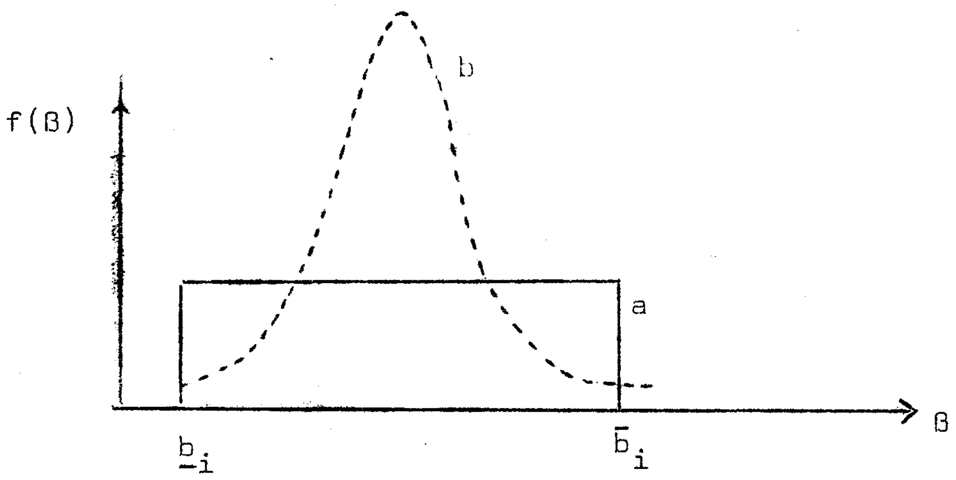
Bis jetzt wurde von der Annahme ausgegangen, daß der unbekannte Parameter innerhalb eines vorgegebenen Intervalls liegen müsse, d.h. es werden starre Grenzen angegeben, die auf keinen Fall überschritten werden dürfen. In der Realität ist es selten, daß derartige feste Grenzen angegeben werden können.

Es ist aber oft möglich, einen wesentlich engeren Bereich anzugeben, in dem der unbekannte Parameter mit großer Wahrscheinlichkeit vermutet wird.

Man kann sich demnach eine a-priori Wahrscheinlichkeitsverteilung für die unbekannten Parameter vorgegeben denken.

Es handelt sich dabei um eine subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilung.

Abb.1



a ... entspricht der Intervallbeschränkung (A.1)

b ... sei beliebige a-priori Wahrscheinlichkeitsverteilung.

Vollkommene Ungewißheit über einen Parameterwert ß ist durch eine spezielle a-priori Verteilung darstellbar. Sie hat die Form einer sogenannten diffusen Wahrscheinlichkeitsverteilung und wird durch eine überall konstante positive "Dichtefunktion" dargestellt [1].

$$f(\beta) = c > 0 \text{ für } -\infty < \beta < \infty$$

Dies ist keine echte Wahrscheinlichkeitsverteilung, kann aber durch eine Normalverteilung mit sehr großer Standardabweichung approximiert werden.

1) Vgl. H.Schneeweiß, Ökonometrie, Würzburg-Wien 1972, S. 236

B) Bayes'sche Schätzung

Gegeben sei eine a-priori Verteilung für die unbekannten Parameter. Außerdem liegen Beobachtungen über die Variable etwa in Form von Zeitreihen vor.

Das statistische Problem besteht nun darin, aus diesen Beobachtungen und der gegebenen a-priori Verteilung Rückschlüsse auf die unbekannten Parameter und damit auf die zukünftigen Werte der Variablen zu ziehen.

Das geeignete Instrument zur Lösung dieses Problems ist das Theorem von Bayes.

Bayes'sches Theorem:

$p\,(x,\theta)$ ... gemeinsame Dichtefunktion des Beobachtungsvektors x und des Parametervektors θ.

Aus der Definition der bedingten Wahrscheinlichkeit ergibt sich:

$$p\,(x,\theta) = p(x/\theta).\,p(\theta) = p(\theta/x)p(x) \Longrightarrow$$

$$p\,(\theta/x) = \frac{p(\theta)p(x/\theta)}{p(x)}$$

für $p(x) \neq 0$

und da $p(x)$ in Bezug auf θ eine Konstante darstellt, kann das Bayes'sche Theorem in abgekürzter Ausdrucksweise folgendermaßen geschrieben werden:

$$p(\theta/x) \propto p(\theta)p(x/\theta) \tag{B.1}$$

$\propto$ ...proportional

$p(\theta/x)$ ...a-posteriori Dichtefunktion des Parametervektors θ unter der Bedingung des Beobachtungsvektors x.

$p(\theta)$ ..... a-priori Dichtefunktion des Parametervektors θ.

$p(x/\theta)$ ... Likelihoodfunktion des Beobachtungsvektors x (für gegebenes x ist $p(x/e)$ eine Funktion von θ).

Einführung einer neuen Notation:

A-posteriori Dichtefunktion	$p(\theta/x)$	...	$h''(\theta/x)$
A-priori Dichtefunktion	$p(\theta)$	...	$h'(\theta)$
Likelihoodfunktion	$p(x/\theta)$	...	$h(x/\theta)$

Das Bayes'sche Theorem kann nun wie folgt dargestellt werden:

(B.2) $h''(\theta/x) \propto h'(\theta).h(x/\theta)$

$h'(\theta)$ enthält die a-priori Information,
$h(x/\theta)$ beinhaltet die Stichprobeninformation und
$h''(\theta/x)$ faßt beide Informationen zusammen.

C) Anwendung des Bayes'schen Ansatzes auf die Theorie der Erwartungen.

Wirtschaftssubjekte haben oft Entscheidungen zu treffen, in die unbestimmte gegenwärtige oder zukünftige Größen eingehen.

Diesen Entscheidungen müssen deshalb Erwartungen der relevanten Variablen zugrundeliegen. Der Bayes'sche Ansatz berücksichtigt nun die Kenntnisse des Wirtschaftssubjekts, die dieses aus den Beobachtungen und der a-priori Information erhält.

Es wird angenommen, daß das Wirtschaftssubjekt a-priori Kenntnisse besitzt und diese auf Grund neuer Informationen laufend ändert.

Im folgenden wird ein konkreter Fall behandelt:

Der Wert einer in die Entscheidung der Periode t eingehenden Variablen X_t sei unbekannt. In diese Entscheidung gehen daher Erwartungsgrößen dieser Variablen ein. Es wird angenommen, daß die Variable X_t unabhängig über die Zeit normal verteilt sei.

Die Dichtefunktion der Zufallsvariablen X_t sei:

$$h(x_t) \; ... \; N(\mu_t, \sigma_t^2)$$

In diesem Fall wird μ_t als unbekannt und σ_t^2 als bekannt vorausgesetzt[1].

Das Wirtschaftssubjekt besitzt eine subjektive Kenntnis bezüglich des Mittelwertes μ_t in der Form einer a-priori

1) Die Analyse läßt sich auch durchführen, wenn beide Parameter unbekannt sind. Vgl. H.Raiffa und R.Schlaifer, Applied Statistical Decision Theory, Boston 1961, S.43 ff.

Dichtefunktion, wobei diese ebenfalls als normal verteilt angenommen wird.

$$h'(\mu_t) \;\ldots\ldots\; N(m_t', \sigma_t'^2)$$

(C.1) $$h'(\mu_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma_t'} \exp\left[-\frac{1}{2\,\sigma_t'^2}(\mu_t - m_t')^2\right]$$

m_t' .... subjektiver Mittelwert

$\sigma_t'^2$ .... subjektive Varianz

Diese subjektive Varianz $\sigma_t'^2$ drückt dabei die Unsicherheit hinsichtlich der a-priori Kenntnis aus.

Je größer die Unsicherheit, desto größer ist $\sigma_t'^2$ und um so kleiner der Informationsgehalt der a-priori Kenntnis.

Ein Maß des Informationsgehalts läßt sich aus einem Vergleich von $\sigma_t'^2$ mit σ_t^2 ermitteln.

Für das Problem eines unbekannten Mittelwertes μ_t und einer unbekannten Varianz σ_t^2 ergibt sich aus der Stichprobentheorie, daß sich die Varianz des unbekannten Mittelwertes σ_t^2 bei einer Stichprobe vom Umfang n_t' auf

$$\frac{\sigma_t^2}{n_t'} \text{ reduziert:}$$

$$\sigma_t'^2 = \frac{\sigma_t^2}{n_t'} \Longrightarrow n_t' = \frac{\sigma_t^2}{\sigma_t'^2}$$

d.h. die a-priori Kenntnisse sind einem Wert einer hypothetischen Stichprobe vom Umfang n_t' gleichzusetzen.

Das Wirtschaftssubjekt macht während der Periode t n_t unabhängige Beobachtungen der Zufallsvariablen X_t:

$$x_t = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_{n_t} \end{pmatrix}$$

dies entspricht einer Stichprobe vom Umfang n_t.

Die Likelihoodfunktion der Stichprobe lautet [1]:

(C.2) $$h(x_t/\theta_t) = h(x_t/\mu_t, \sigma_t^2) = \prod_{i=1}^{n_t} h(x_i/\mu_t, \sigma_t^2) =$$

$$= (2\pi\sigma_t^2)^{-\frac{n_t}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_t^2} \sum_{i=1}^{n_t} (x_i - \mu_t)^2\right]$$

$$m_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} x_i$$

$$s_t^2 = \frac{1}{n_t - 1} \sum_{i=1}^{n_t} (x_i - m_t)^2 \quad .$$

Für

$$\sum_{i=1}^{n_t} (x_i - \mu_t)^2 \qquad \text{folgt:}$$

$$\sum_{i=1}^{n_t} (x_i - \mu_t)^2 = \sum_{i=1}^{n_t} \left[(x_i - m_t) - (\mu_t - m_t)\right]^2$$

---

1) Vgl. A. Zellner, An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics, New York 1971, S. 13 ff.

$$= \sum_{i=1}^{n_t} (x_i - m_t)^2 - 2 \sum_{i=1}^{n_t} (x_i - m_t)(\mu_t - m_t) +$$

$$+ \sum_{i=1}^{n_t} (\mu_t - m_t)^2$$

wobei $\sum_{i=1}^{n_t} (x_i - m_t)(\mu_t - m_t) = 0$

da $\sum_{i=1}^{n_t} (x_i - m_t) = 0$

$$\sum_{i=1}^{n_t} (x_i - \mu_t)^2 = (n_t - 1)S_t^2 + n_t(\mu_t - m_t)^2$$

Schließlich erhält man für (C.2):

$$h(x_t/\mu_t, \sigma_t^2) = (2\pi\sigma_t^2)^{-\frac{n_t}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_t^2}\left[(n_t-1)S_t^2 + n_t(\mu_t - m_t)^2\right]\right]$$

(C.3) $$h(x_t/\mu_t, \sigma_t^2) \propto \exp\left[-\frac{n_t}{2\sigma_t^2}(\mu_t - m_t)^2\right]$$

(dieser Ausdruck wird als der Kern der Likelihoodfunktion bezeichnet)

Die Proportionalitätsbeziehung von (C.3) ergibt sich dadurch, daß nach Entnahme der Stichprobe μ_t die einzige Variable darstellt.

Durch Verwendung des Bayes'schen Theorem (B.2) kann nun die a-posteriori Verteilung gebildet werden.

$$h''(\theta_t/x_t) \propto h'(\theta_t) \cdot h(x_t/\theta_t)$$

$$h''(\mu_t/x_t, \sigma_t^2) \propto h'(\mu_t) \cdot h(x_t/\mu_t, \sigma_t^2)$$

$$\propto \exp\left[-\left[\frac{1}{2\sigma_t'^2}(\mu_t - m_t')^2 + \frac{n_t}{2\sigma_t^2}(\mu_t - m_t)^2\right]\right]$$

$$\frac{1}{\sigma_t'^2} = \frac{n_t'}{\sigma_t^2}$$

$$\propto \exp\left[-\left[\frac{n_t'}{2\sigma_t^2}(\mu_t - m_t')^2 + \frac{n_t}{2\sigma_t^2}(\mu_t - m_t)^2\right]\right]$$

$$\propto \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_t^2}\left[n_t'(\mu_t^2 - 2\mu_t m_t' + m_t'^2) + n_t(\mu_t^2 - 2\mu_t m_t + m_t^2)\right]\right]$$

$$\propto \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_t^2}\left[(n_t' + n_t)\mu_t^2 - 2(n_t' m_t' + n_t m_t)\mu_t\right]\right]$$

$$\text{(C.4)} \quad h''(\mu_t/x_t, \sigma_t^2) \propto \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_t^2}(n_t' + n_t)\left(\mu_t - \frac{n_t' m_t' + n_t m_t}{n_t' + n_t}\right)^2\right]$$

(C.4) entspricht einer Normalverteilung:

$$N\left(\frac{n_t' m_t' + n_t m_t}{n_t' + n_t} \; ; \; \frac{\sigma_t^2}{n_t' + n_t}\right) =$$

$$= N\left(m_t'' \; ; \; \frac{\sigma_t^2}{n_t''}\right) \; \ldots\ldots\ldots \; h''(\mu_t/x_t, \sigma_t^2)$$

Diese a-posteriori Verteilung $h''(\mu_t/x_t, \sigma_t^2)$ stellt eine Zusammenfassung der a-priori Kenntnis und der Stichprobeninformation dar, wobei m_t'' den gewichteten Mittelwert aus beiden Informationen darstellt.

Die Gewichtung erfolgt mit dem Stichprobenumfang n_t bzw. mit dem Umfang der hypothetischen a-priori Stichprobe n'_t.

$$(C.5) \quad m''_t = \frac{n'_t m'_t + n_t m_t}{n'_t + n_t} \quad \text{.... a-posteriori Mittelwert}$$

$$(C.6) \quad \sigma_t''^2 = \frac{\sigma_t^2}{n_t''} \quad \text{.... a-posteriori Varianz}$$

$$n''_t = n'_t + n_t$$

wobei n''_t ebenfalls einen hypothetischen Stichprobenumfang darstellt, der sich aus der Zusammenfassung des tatsächlichen Stichprobenumfangs n_t und des hypothetischen Stichprobenumfanges n'_t (der der a-priori Information entspricht) ergibt.

Nach Umformung von (C.5) ergibt sich die zur Interpretation besser geeignete Gleichung (C.7)

$$m''_t = \frac{(m_t' \cdot n_t' + m_t \cdot n_t)}{n_t' + n_t} \quad \frac{\frac{1}{\sigma_t^2}}{\frac{1}{\sigma_t^2}} =$$

$$= \frac{m_t' \cdot \frac{n_t'}{\sigma_t^2} + m_t \cdot \frac{n_t}{\sigma_t^2}}{\frac{n_t'}{\sigma_t^2} + \frac{n_t}{\sigma_t^2}}$$

$$\frac{n_t'}{\sigma_t^2} = \frac{1}{\sigma_t'^2}$$

$$(C.7) \quad m_t'' = \frac{m_t' \cdot \frac{1}{\sigma_t'^2} + m_t \cdot \frac{n_t}{\sigma_t^2}}{\frac{1}{\sigma_t'^2} + \frac{n_t}{\sigma_t^2}}$$

Durch Umformung der Gleichung (C.6) erhält man:

$$\text{(C.8)} \quad \frac{1}{\sigma_t''^2} = \frac{n_t''}{\sigma_t^2} = \frac{n_t'}{\sigma_t^2} + \frac{n_t}{\sigma_t^2} = \frac{1}{\sigma_t'^2} + \frac{n_t}{\sigma_t^2}$$

Der Ausdruck $\frac{1}{\sigma_t^2}$ wird auch als Präzision bezeichnet, d.h. die Präzision und die Varianz sind zueinander umgekehrt proportional.

Es stellt sich nun die Frage nach einer geeigneten a-priori Verteilung.

Falls dem Wirtschaftssubjekt als einzige Information die Variablenwerte der jeweiligen Vorperiode zur Verfügung stehen, dann wird die a-posteriori Verteilung der Periode t die a-priori Verteilung für die Periode (t+1), sodaß:

$$h''(\mu_t) = h'(\mu_{t+1})$$

daraus folgt:

$$\text{(C.9)} \quad m_t'' = m_{t+1}' = \frac{m_t' \cdot \frac{1}{\sigma_t'^2} + m_t \cdot \frac{n_t}{\sigma_t^2}}{\frac{1}{\sigma_t'^2} + \frac{n_t}{\sigma_t^2}}$$

$$\text{(C.10)} \quad \frac{1}{\sigma_t''^2} = \frac{1}{\sigma_{t+1}'^2} = \frac{1}{\sigma_t'^2} + \frac{n_t}{\sigma_t^2}$$

Aus (C.10)folgt:

$$\frac{n_t}{\sigma_t^2} = \frac{1}{\sigma_{t+1}'^2} - \frac{1}{\sigma_t'^2}$$

Dieser Ausdruck in Gleichung (C.9) eingesetzt:

$$m'_{t+1} = \frac{m'_t \cdot \frac{1}{\sigma'^2_t} + m_t \left(\frac{1}{\sigma'^2_{t+1}} - \frac{1}{\sigma'^2_t}\right)}{\frac{1}{\sigma'^2_{t+1}}} \cdot \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_{t+1}}$$

$$m'_{t+1} = m'_t \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t} + m_t - m_t \cdot \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t}$$

$$m'_{t+1} - m'_t = m'_t \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t} + m'_t - m_t \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t} + m_t$$

$$= m'_t \left(\frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t} - 1\right) - m_t \left(\frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t} - 1\right)$$

$$= \left(\frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t} - 1\right) (m'_t - m_t)$$

$$\text{(C.11)} \quad m'_{t+1} - m'_t = \left(1 - \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t}\right) (m_t - m'_t)$$

Die Gleichung (C.11) stellt eine lineare Differenzengleichung mit variablen Koeffizienten dar.

Sie kann für m'_t als Funktion aller vorher beobachteten Werte gelöst werden.

Aus der Gleichung (C.11) in der Form

$$m'_{t+1} = \left(1 - \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t}\right) (m_t - m'_t) + m'_t$$

ist ersichtlich, daß der Ausdruck

$$(1 - \frac{\sigma_{t+1}'^2}{\sigma_t'^2}) \; (m_t - m_t')$$

ein Anpassungsfaktor bezüglich des Erwartungswertes der Variablen in der Periode (t+1) darstellt.

Der Anpassungsfaktor hängt von der Differenz des beobachteten Mittelwertes m_t und des erwartenden Wertes m_t' ab.

D) Erwartungshypothesen

Die Gleichung (C.11) kann nun zur Erklärung einiger Erwartungshypothesen herangezogen werden.

(a) Extrapolative Erwartungshypothesen

(a.1) Stationäre Erwartungshypothese:

In diesem einfachsten Fall wird angenommen, daß der erwartete Mittelwert m'_{t+1} gleich dem beobachteten Mittelwert der Periode t ist.

(D.1) $$m'_{t+1} = m_t$$

Aus der Gleichung (C.11) ergibt sich:

$$\frac{1}{\sigma'^2_t} = 0 \Longleftrightarrow m'_{t+1} = m_t$$

d.h., daß die subjektive Varianz des Erwartungswertes in der Periode t unendlich ist und somit, daß das Wirtschaftssubjekt keinerlei subjektive Präzision angeben kann.

(a.2) Erwartungshypothese des Durchschnitts der vergangenen Werte:

Annahmen:

$$\sigma'^2_0 = \infty$$

d.h. das Wirtschaftssubjekt hat zum Zeitpunkt t = 0, bevor noch irgend ein Wert der Variablen beobachtet werden konnte, keine a-priori Information.

Weiters soll

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 \qquad \forall\ t \text{ sein}$$

und es gibt für jede Periode t nur einen Beobachtungswert der Variablen:

$$n_t = 1 \quad \forall\ t$$

$$\Longrightarrow m_t = X_t$$

Unter diesen Annahmen sieht die Lösung der Differenzen - gleichung (C.11) folgendermaßen aus:

Für

$t = 1$:

$$m'_1 = \left(1 - \frac{\sigma'^2_1}{\sigma'^2_o}\right)(m_0 - m'_0) + m'_0$$

$$m'_1 = (1 - 0)(x_0 - m'_0) + m'_0$$

$$m'_1 = x_0$$

$$\frac{1}{\sigma'^2_1} = \frac{1}{\sigma'^2_o} + \frac{n_o}{\sigma^2_o}$$

$$= 0 + \frac{1}{\sigma^2}$$

$$\sigma'^2_1 = \sigma^2$$

Für

$t = 2$:

$$\frac{1}{\sigma'^2_2} = \frac{1}{\sigma'^2_1} + \frac{n_1}{\sigma^2_1}$$

$$= \frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma^2} = \frac{2}{\sigma^2}$$

$$\sigma'^2_2 = \frac{\sigma^2}{2}$$

$$m'_2 = \left(1 - \frac{\sigma'^2_2}{\sigma'^2_1}\right)(m_1 - m'_1) + m'_1$$

$$m'_2 = \left(1 - \frac{\frac{\sigma^2}{2}}{\sigma^2}\right)(x_1 - x_o) + x_o$$

$$m'_2 = \frac{1}{2}(x_1 + x_o)$$

Induktionsannahme aus den Anfangsgliedern:

Gültig für t sei:

$$\sigma'^2_t = \frac{\sigma^2}{t}$$

$$m_t' = \frac{1}{t} \sum_{i=0}^{t-1} x_i$$

für t + 1 muß gelten:

$$\sigma_{t+1}'^2 = \frac{\sigma^2}{t+1}$$

$$m_{t+1}' = \frac{1}{t+1} \sum_{i=0}^{t} x_i$$

Beweis:

$$\frac{1}{\sigma_{t+1}'^2} = \frac{1}{\sigma_t'^2} + \frac{n_t}{\sigma_t^2}$$

$$= \frac{t}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma^2} = \frac{t+1}{\sigma^2}$$

$$\sigma_{t+1}'^2 = \frac{\sigma^2}{t+1}$$

$$m_{t+1}' = \left(1 - \frac{\sigma_{t+1}'^2}{\sigma_t'^2}\right)(m_t - m_t') + m_t'$$

$$= \left(1 - \frac{\frac{\sigma^2}{t+1}}{\frac{\sigma^2}{t}}\right)\left(x_t - \frac{1}{t} \sum_{i=0}^{t-1} x_i\right) + \frac{1}{t} \sum_{i=0}^{t-1} x_i =$$

$$= \left(1 - \frac{t}{t+1}\right)\left(x_t - \frac{1}{t} \sum_{i=0}^{t-1} x_i\right) + \frac{1}{t} \sum_{i=0}^{t-1} x_i =$$

$$= \frac{x_t}{t+1} + \frac{1}{t+1} \sum_{i=0}^{t-1} x_i$$

(D.2) $$m_{t+1}' = \frac{1}{t+1} \sum_{i=0}^{t} x_i$$

Dies bedeutet, daß der Erwartungswert m_{t+1}' gleich dem Durchschnitt der in den vergangenen Perioden beobachteten Werten ist.

(b) <u>Adaptive Erwartungshypothese</u>

$$(C.11)\quad m'_{t+1} = \left(1 - \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t}\right)(m_t - m'_t) + m'_t$$

Anpassungsrate sei Konstant $\Longrightarrow$

$$\left(1 - \frac{\sigma'^2_{t+1}}{\sigma'^2_t}\right) = K \qquad 0 \leqq K \leqq 1$$

$$m'_{t+1} = K\,(m_t - m'_t) + m'_t$$

$$= Km_t - Km'_t + m'_t$$

$$(D.3)\quad m'_{t+1} = (1-K)m'_t + Km_t$$

Die Lösung dieser Differenzengleichung mit der Anfangsbedingung σ'^2_0 ist:

$$(D.4)\quad \sigma'^2_t = (1-k)^t\ \sigma'^2_0$$

d.h. die subjektive Varianz nimmt geometrisch mit der Zahl der Perioden t ab bzw. die subjektive Präzision nimmt mit t zu.

In der Annahme, daß die Anpassunsrate der Erwartungen konstant sei, ist implizit eine Forderung an die Stichprobenpräzision

$$\frac{n_t}{\sigma^2_t} \quad \text{enthalten:}$$

Aus der Zusammenfassung der Gleichungen (C.10) und (D.4) erhält man

$$\frac{1}{\sigma'^2_{t+1}} = \frac{1}{\sigma'^2_t} + \frac{n_t}{\sigma^2_t} \quad \Longrightarrow$$

$$\frac{n_t}{\sigma_t^2} = \frac{1}{\sigma_o'^2\,(1-k)^{t+1}} - \frac{1}{\sigma_o'^2\,(1-k)^t}$$

$$= \frac{1}{\sigma_o'^2\,(1-k)^t}\left[\frac{1}{1-K} - 1\right]$$

$$\frac{n_t}{\sigma_t^2} = \frac{1}{\sigma_o'^2(1-K)^t}\left[\frac{K}{1-k}\right]$$

da $\frac{K}{1-K}$ konstant

und $\frac{1}{\sigma_o'^2\,(1-K)^t}$ mit t geometrisch zunimmt, folgt daraus, daß die Präzision der Stichprobe $\frac{n_t}{\sigma_t^2}$ geometrisch zunehmen muß.

II. EMPIRISCHER TEIL

Die mit Hilfe des Bayes'schen Ansatzes gefundenen Erwartungshypothesen werden in diesem Teil einer empirischen Überprüfung unterzogen.

Die Untersuchung wird bezüglich der Investitions- und Preiserwartungen der österreichischen Industrie durchgeführt.

Die Investitions- und Preiserwartungen wurden deshalb ausgewählt, weil diese Erwartungen sowohl für die ökonomische Theorie wie auch für die Wirtschaftspolitik von zentraler Bedeutung sind [1).

Ziel war es mit statistischen Methoden festzustellen, wie die Unternehmer ihre Erwartungen bilden.

Im Rahmen der Untersuchung der Preiserwartungen mußte ein besonderes Problem gelöst werden.

Auf Grund des Konjunkturtests des österreichischen Wirtschaftsforschungsinstituts lagen nämlich nur qualitative Befragungsergebnisse vor, sodaß es notwendig war eine geeignete Quantifizierungsmethode zu entwickeln.

Im folgenden wurden Erwartungshypothesen getestet, die sich in die Gruppe der extrapolativen und in die Gruppe der adaptiven Erwartungshypothesen unterteilen lassen.

A) Erwartungshypothesen

a) Extrapolative Erwartungshypothesen

(1) Stationäre Erwartungshypothese

---

1) Eine besonders bedeutende Rolle spielen die Investitions- und Preiserwartungen in der Konjunktur- und Inflationstheorie bzw. -politik.

(A.1) $$m'_{t+1} = m_t$$

m'_{t+1} .... Erwartungsgröße für den Zeitpunkt t+1 (gebildet im Zeitpunkt t)

m_t .... Tatsächlicher Wert zum Zeitpunkt t

Diese einfachste Hypothese behauptet, daß der Erwartungswert für den Zeitpunkt t+1 dem tatsächlichen Wert im Zeitpunkt t entspricht.

Getestet wurde

$$m'_{t+1} = \beta_1 \cdot m_t$$

Für $\beta_1 = 1$ entspricht dies der Hypothese (A.1)

(2) Extrapolative Erwartungshypothese im engeren Sinn [1)]

Diese Erwartungshypothesen stellen eine **Modif**ikation und Verfeinerung der stationären Erwartungshypothese dar.

(A.2) $$m'_{t+1} = \beta_1 m_t + \beta_2 (m_t - m_{t-1})$$

In diesem Fall wird nicht nur der letzte tatsächliche Wert berücksichtigt, sondern auch die Änderung der tatsächlichen Werte. Die Erwartungsgröße m'_{t+1} ist vom tatsächlichen Wert der vorangegangenen Periode m_t und einem Korrekturfaktor β_2

---

1) Vg. u.a.

Enthoven, A.C. & Arrow, K.J.,"A Theorem on Expectations and the Stability of Equilibrium", Econometrica, 24 April 1956, S. 591 - 605.

Ferber, R. The Railroad Shippers Forecasts, University of Illinois, Bureau of Economic and Business Research, Urbana, 1953

Metzler, L.A.,"The Nature and Stability of Inventory Cycles ", Review of Economics and Statistics, 23 (August 1941), 113 - 129 der die Erwartung bezüglich des Trends widerspiegelt, abhängig. Ist $\beta_2 > 0$, dann wird erwartet, daß sich der Trend fortsetzt. Der Trend wird extrapoliert. Ist $\beta_2 < 0$: es wird erwartet, daß sich der Trend umkehrt.

(A.3) $$m'_{t+1} = \beta_1 m_t + \beta_2 m_{t-1} + \dots + \beta_t m_{t-\tau}$$

(A.3) stellt eine weitere difikation derart dar, daß der Erwartungswert aus mehreren verzögerten tatsächlichen Werten gebildet wird (dies entspricht einem "distributed lag" Ansatz)

(3) Erwartungshypothese des Durchschnitts der vergangenen Werte

(A.4) $$m'_{t+1} = \frac{1}{t+1} \sum_{i=o}^{t} x_i = \bar{m}_t$$

Getestet wurde:

$$m'_{t+1} = \beta_1 \bar{m}_t$$

Für $\beta_1 = 1$ entspricht dies der Erwartungshypothese (A.4) Der Erwartungswert m'_{t+1} wird aus dem Durchschnitt der in der Vergangeheit beobachteten Werte gebildet.

b) Adaptive Erwartungshypothesen [1)]

(A.5) $$m'_{t+1} - m'_t = \beta_o (m_t - m'_t)$$

---

1) Vgl. u.a.
Cagan, P.D., "The Monetary Dynamics of Hyperinflation". In Milton Friedman, editor, Studies in Quantity Theory of Money, Chicago, University of Chicago Press, 1956.

Christ, C.F., "Econometric Models of Methods", New York, London, Sidney, 1966, S. 204 ff.

Friedman, "A Theory of the Consumption Function", Princeton, N.J., Princeton University Press for NBER, 1957.

Hahn, F.H., and Mathews, R.C.O., "The Theory of Growth: A Survey", Economic Journal, December 1964)

Nerlove, M., "Distributed Lags and Demand Analysis", Agriculture Handbook No. 141, Washington, USA, Government Printing Office.

Sidrawski, M., "Inflation and Economic Growth", Journal of Political Economy, December 1967.

(A.6)

$$m'_{t+1} = \beta_1 m'_t + \beta_2 m_t$$

(A.6) stellt nur eine Modifikation von (A.5) dar.

Für $\beta_1 + \beta_2 = 1$ entspricht (A.6) genau (A.5) [1].

Für $\beta_1 + \beta_2 > 1$: auch wenn in der Vorperiode der tatsächliche Wert genau den Erwartungswert entspricht, wird eine Steigerung des Erwartungswertes angenommen, d.h. es wird ein Trend berücksichtigt.

Für $\beta_1 + \beta_2 < 1$: es gilt Umgekehrtes.

B) Investitionserwartungen

Das österreichische Institut für Wirtschaftsforschung führt zweimal jährlich einen Investitionstest (siehe Seite 29) durch [2].

---

1) Eine Umformung von (A.5) ergibt

$$m'_{t+1} = (1-\beta_o)\, m'_t + \beta_o m_t \qquad 0 \leqq \beta_o \leqq 1$$

Für $(1-\beta o) = \beta_1$ und $\beta_o = \beta_2 \Rightarrow \beta_1 + \beta_2 = 1 \Rightarrow$

(A.5) entspricht (A.6)

2) Österreiches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.) Karl Aiginger; Investitionstest Frühjahr 1971.

Dabei wird eine repräsentative Stichprobe der österreichischen Unternehmungen erhoben.

Bei der <u>Frühjahrserhebung</u> werden erfragt:

Investitionen,
Beschäftigte,
Umsatz und Lager der beiden letzten Jahre sowie
Investitionspläne für das laufende Jahr.

Die Ergebnisse des vorletzten Jahres (z.B. 5.Plan 1969) werden als endgültig angesehen, jene des abgelaufenen Jahres (4. Plan 1970) als vorläufig.

Bei der Herbsterhebung werden die Investitionspläne für das laufende Jahr neuerlich erfragt (3. Plan 1971), sowie die Investitionspläne für das kommende Jahr (1. Plan 1972).

Die Investitionspläne für jedes Jahr werden fünfmal erhoben. Für das Jahr 1969 ergibt sich beispielsweise folgender Erhebungsablauf:

1.Plan	2.Plan	3.Plan	4.Plan =	—	5.Plan =
Herbst 1968	Frühjahr 1969	Herbst 1969	= vorl.Ergebn. Frühjahr 1970	Herbst 1970	= endg.Ergebn. Frühjahr 1971

Überprüft wurden die Investitionserwartungen der Industrie insgesamt. Verwendet wurden die ersten drei Pläne. Plan 1 (erhoben im Herbst) zeigt die Investitionserwartungen der Industrie insgesamt für das kommende Jahr, Plan 2 (erhoben im Frühjahr und Plan 3 (erhoben im Herbst) sind die Investitionserwartungen für das laufende Jahr.

ÖSTERREICHISCHES INSTITUT
FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG
Wien 3, Arsenal
Postanschrift: 1103 Wien, Postfach 91
Tel. 65 66 61, Kl. 51

Bitte bis zum 5. November zurücksenden!

Kenn-Nr.: ....

Alle Einzelangaben werden streng vertraulich behandelt!

INVESTITIONSTEST 1971

(Bitte Zahlen einsetzen bzw. zutreffendes Kästchen ankreuzen!)

I. Vorläufige Ergebnisse für 1971

1. Unsere **Anlageinvestitionen**[1]) werden 1971 voraussichtlich erreichen .... S

....

Sie schätzten Ihre Investitionen für 1971

im Frühjahr 1971 .... S

im Herbst 1970 .... S

2. Unsere **Investitionen** im laufenden Jahr dienten **überwiegend**

der Kapazitätserweiterung ☐
der Rationalisierung der Erzeugung ☐
sonstigen Zwecken ☐

3. Die **Kapazität** unserer Produktionsanlagen haben wir seit dem Vorjahr (Herbst 1970)

erweitert ☐
nicht verändert ☐
vermindert ☐

und zwar um rd. .... Prozent

4. Die **Ausnützung** unserer Produktionsanlagen war gegenüber dem Vorjahr (Herbst 1970)

höher ☐
gleich hoch ☐
niedriger ☐

und zwar betrug die **Ausnützung** unserer Anlagen

Anfang	bis 30	40	50	60	70	75	80	85	90	95	100%
Herbst 1970											
Herbst 1971											

(100% ist die betriebsübliche höchste Auslastung in der Endproduktion oder Fertigmontage.)

5. Die Zahl unserer **Beschäftigten** beträgt derzeit insgesamt .... Personen

II. Pläne für 1972

1. Für das Jahr 1972 rechnen wir mit **Anlageinvestitionen**[1]) von voraussichtlich

.... S

2. Die **Kapazität** unserer Produktionsanlagen werden wir im Jahre 1972 voraussichtlich

erweitern ☐
nicht verändern ☐
vermindern ☐

und zwar um rd. .... Prozent

3. Für 1972 erwarten wir folgende Entwicklung unseres **Beschäftigtenstandes**

steigend ☐
gleichbleibend ☐
fallend ☐

Bearbeiter des Fragebogens
(Abteilung, Zeichen oder Klappe):

....

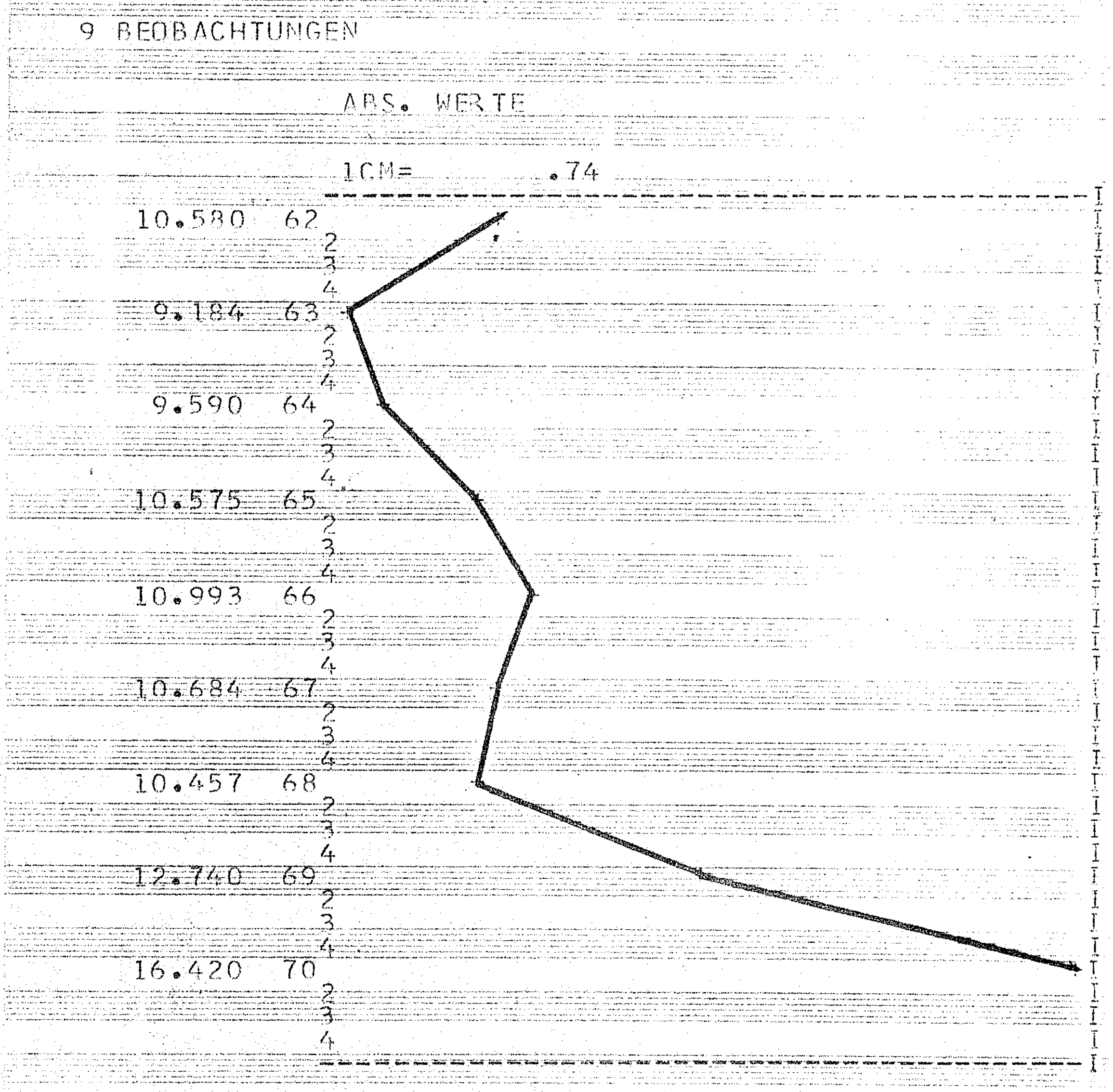
[1]) **Anlageinvestitionen:** Bruttozugänge zum Sachanlagevermögen (*ohne* Grundstückzugänge, Wohnbauten, Anzahlungen auf Anlagen; Zugänge zum immateriellen und dem Finanzanlagevermögen).

<u>Bezeichnungen der Variablen:</u>

BIIG	=	Bruttoinvestitionen der Industrie insgesamt
BIL1	=	Bruttoinvestitionen der Industrie insgesamt verzögert um ein Jahr
BIL2	=	Bruttoinvestitionen der Industrie insgesamt verzögert um zwei Jahre
BIL3	=	Bruttoinvestitionen der Industrie insgesamt verzögert um drei Jahre
P1BIIG	=	Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie insgesamt (Plan 1)
P1BIL1	=	Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie insgesamt (Plan 1), verzögert um ein Jahr
P2BIIG	=	Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie insgesamt (Plan 2)
P2BIL1	=	Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie insgesamt (Plan 2), verzögert um ein Jahr
P3BIIG	=	Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie insgesamt (Plan 3)
P3BIL1	=	Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie insgesamt (Plan 3), verzögert um ein Jahr
D1BIL1	=	BIL1-BIL2
DP1BI1	=	BIL1-P1BIL1
DP2BI1	=	BIL1-P2BIL1
DP3BI1	=	BIL1-P3BIL1
DP1	=	P1BIIG-P1BIL1
DP2	=	P2BIIG-P2BIL1
DP3	=	P3BIIG-P3BIL1
MBIIG	=	Durchschnitte aus der vergangenen tatsächlichen Bruttoinvestition der Industrie insgesamt

$$(MBIIG(t) = \frac{1}{t+1} \sum_{i=0}^{t} BIIG(i))$$

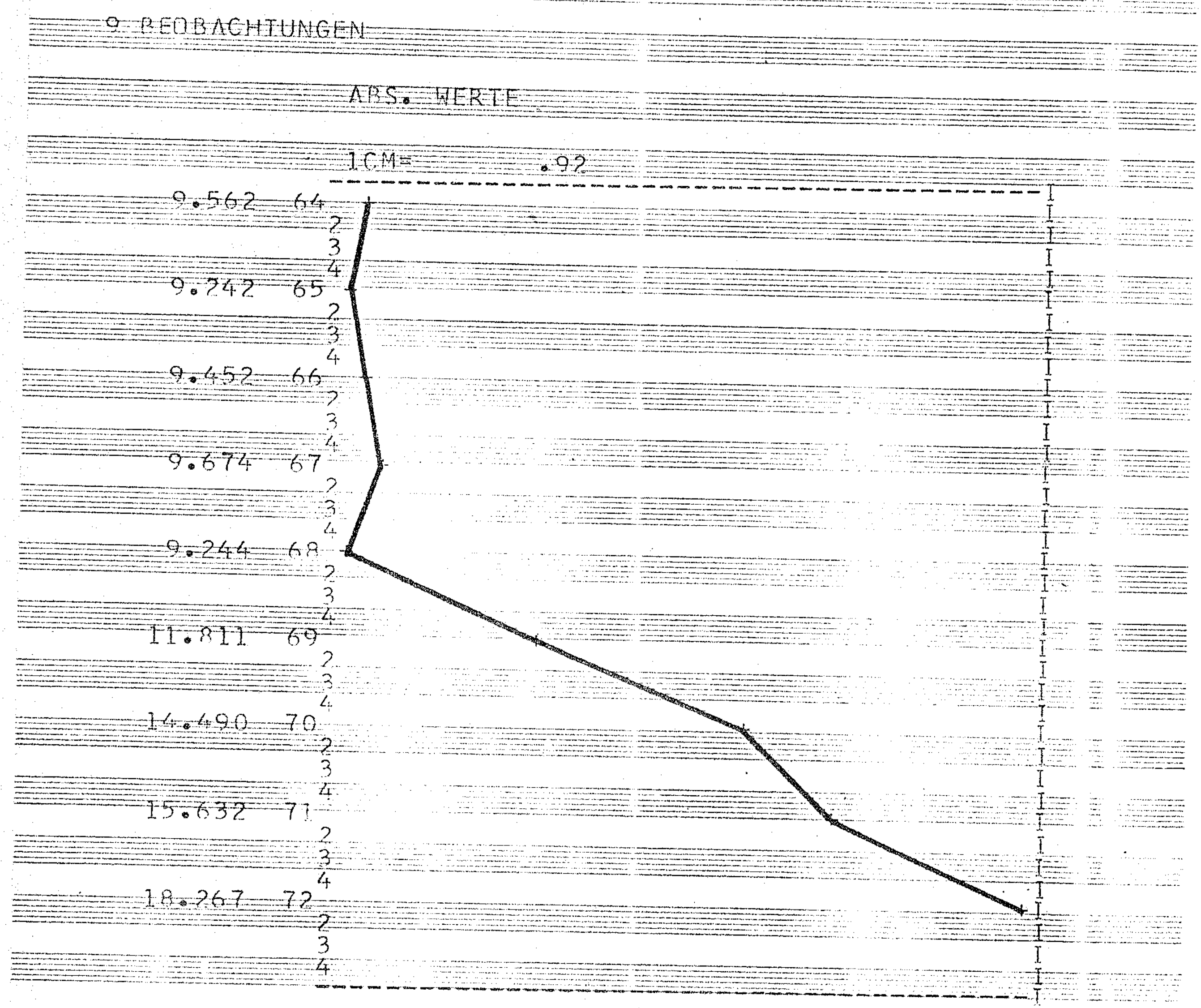
Bruttoinvestitionen der Industrie insgesamt   BIIG



MEAN 11.247 VARIANZ 4.736 ST.ABW 2.176

Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie insgesamt
(Plan 1)

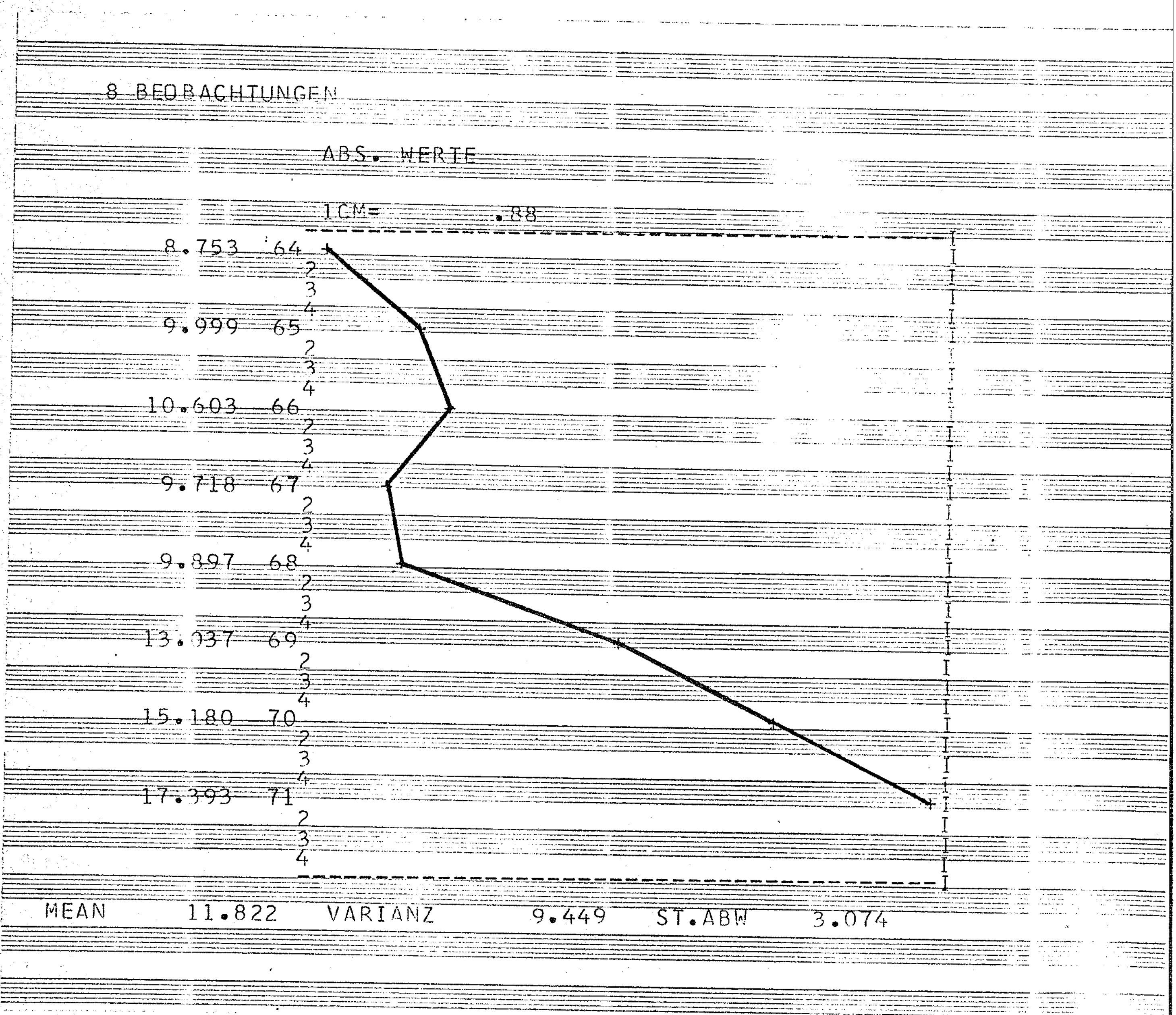
P1BIIG



MEAN = 11.930 VARIANZ = 11.463 ST.ABW 3.385

Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie insgesamt
(Plan 2)

P2BIIG



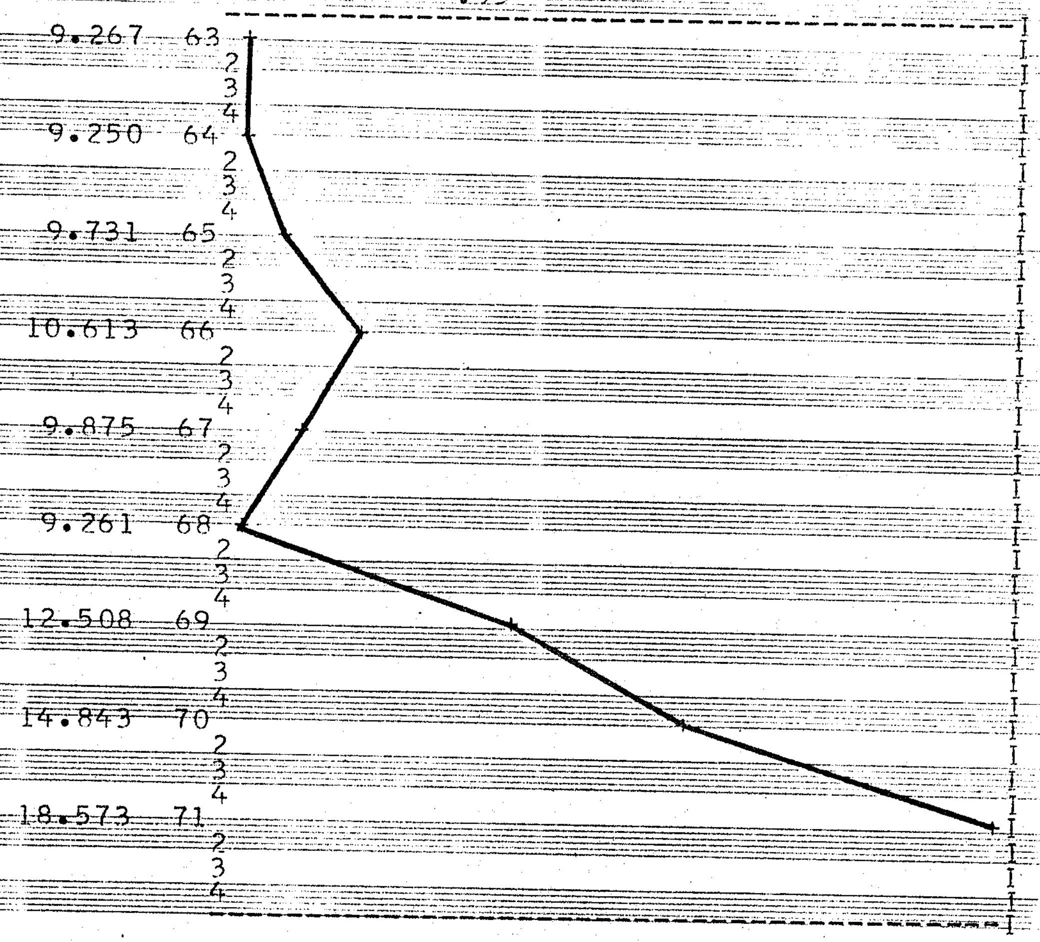
Bruttoinvestitionserwartungen der Industrie

insgesamt P3BIIG

9 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .95



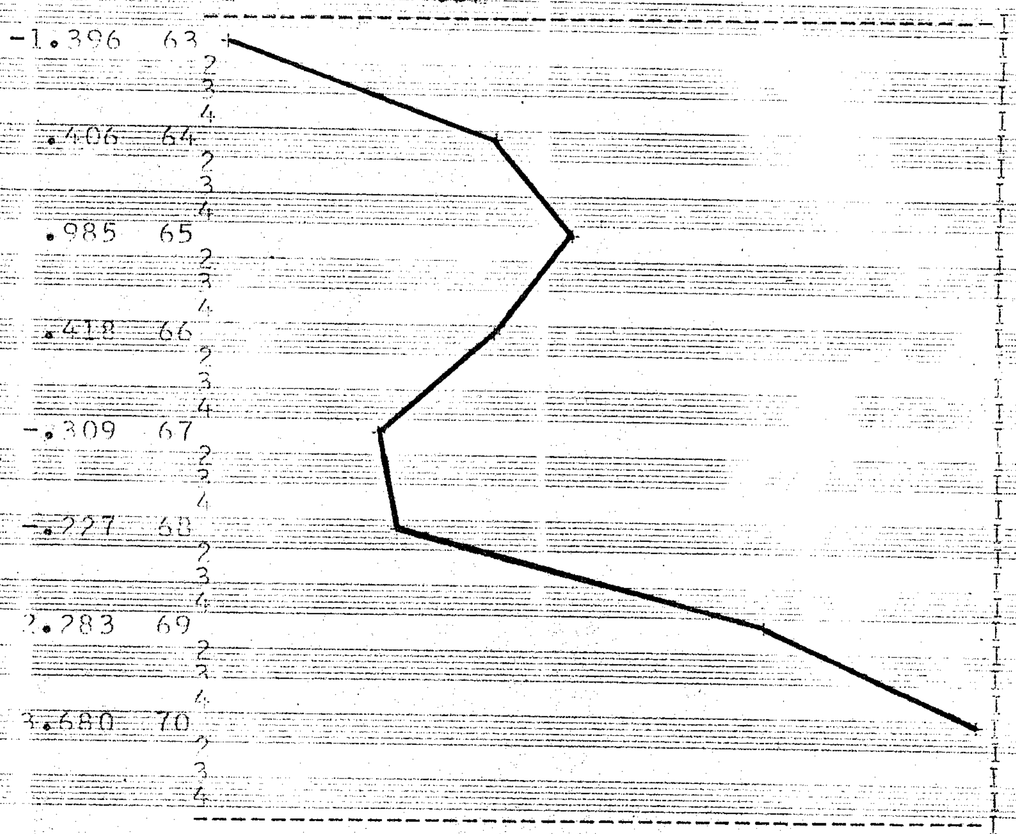
MEAN 11.546 VARIANZ 10.477 ST.ABW 3.236

D1BIL1 = BIL1 - BIL2

8 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .52



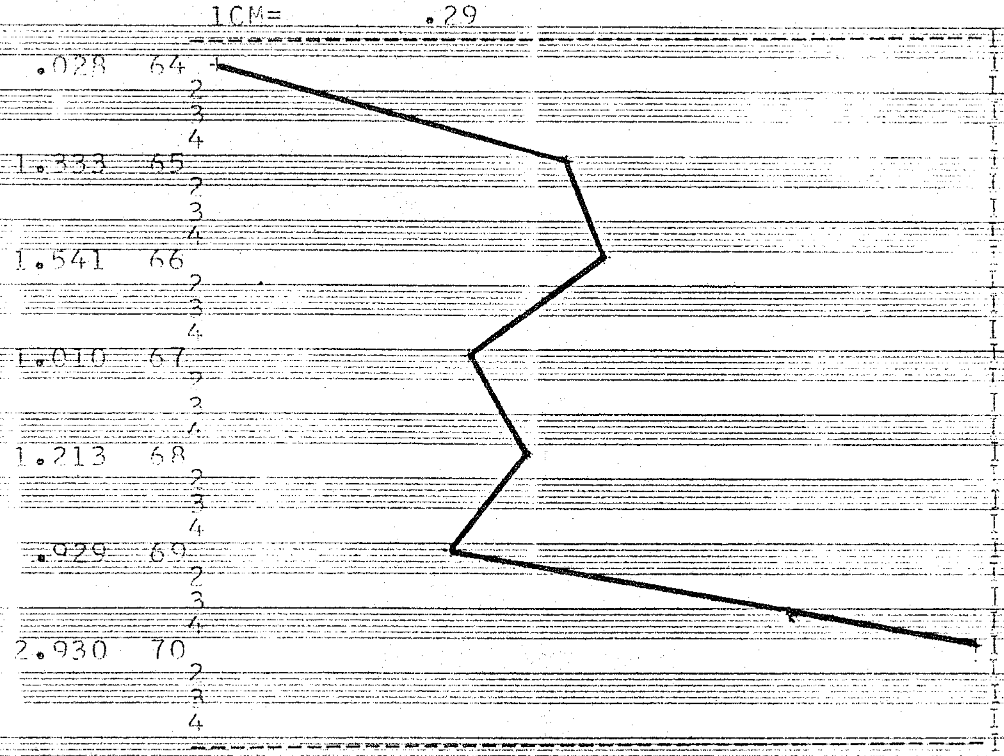
MEAN .730 VARIANZ 2.556 ST.ABW 1.598

DP1BI1 = BIL1 - P1BIL1

7 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .29



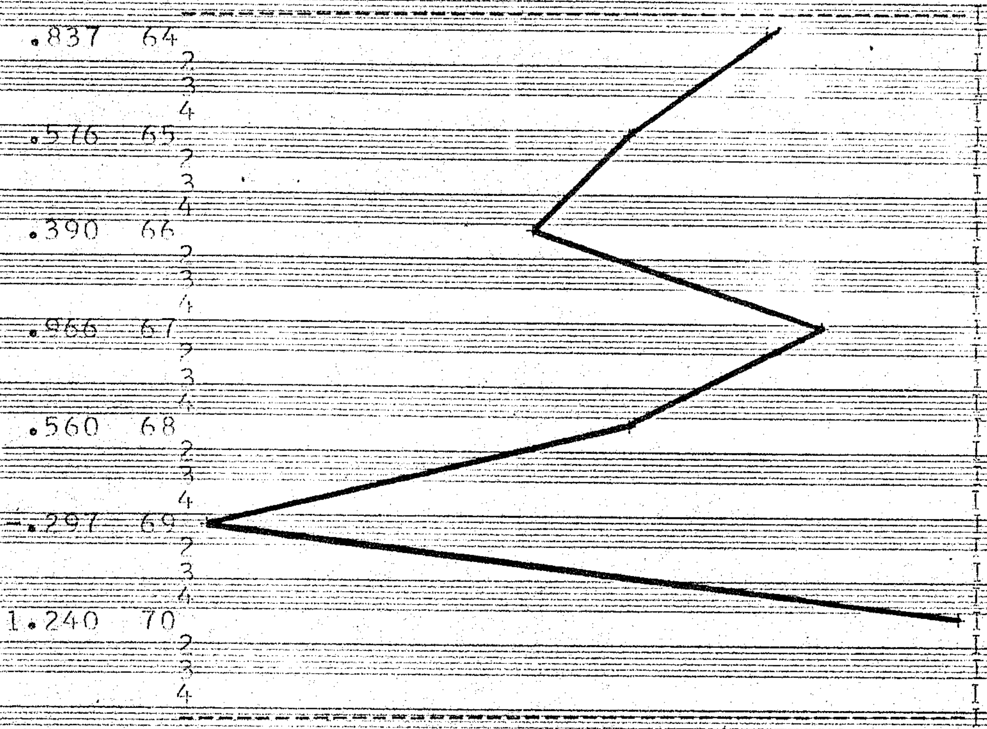
MEAN 1.283 VARIANZ .760 ST.ABW .871

DP2BI1 = BIL1 - P2BIL1

7 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .15

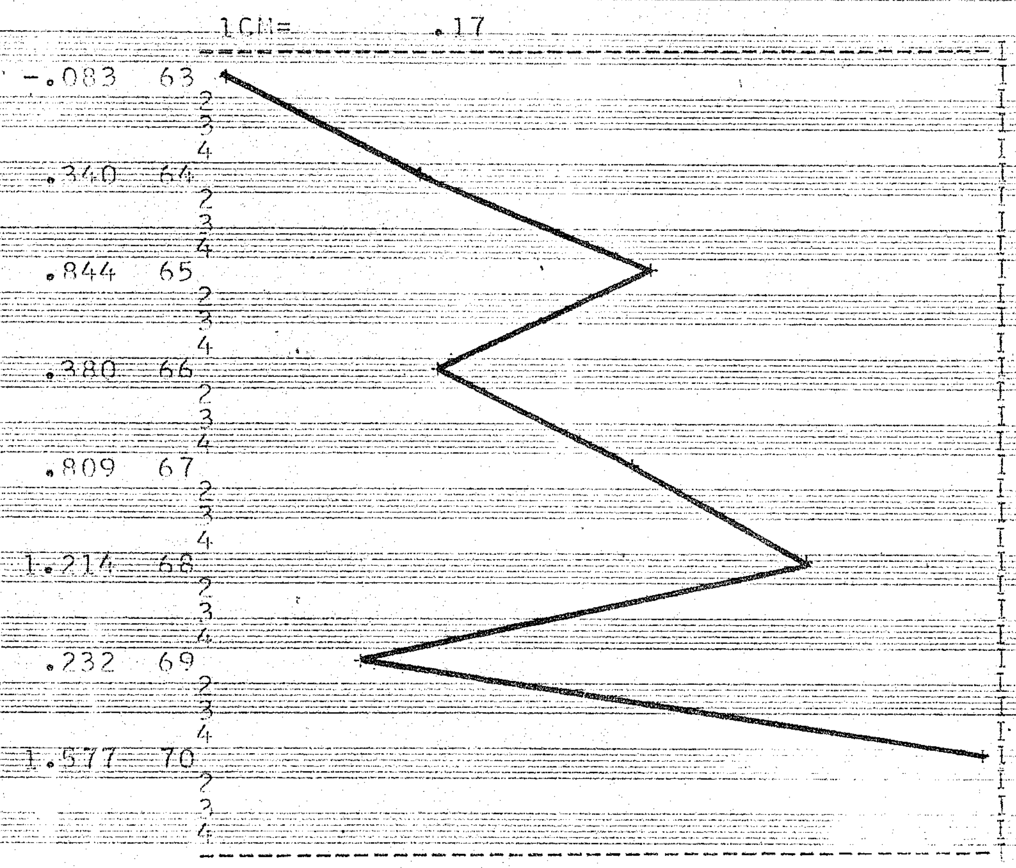


MEAN .610 VARIANZ .241 ST.ABW .491

DP3BI1 = BIL1 - P3BIL1

8 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE



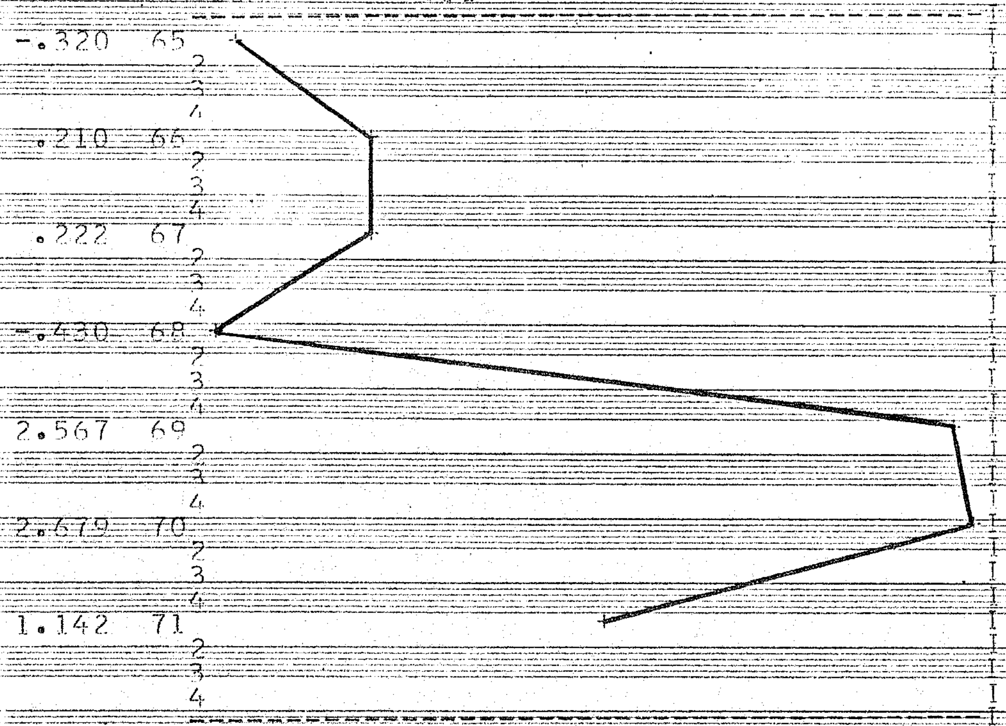
MEAN .664 VARIANZ .302 ST.ABW .550

DP1 = P1BIIG - P1BIL1

7 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .31



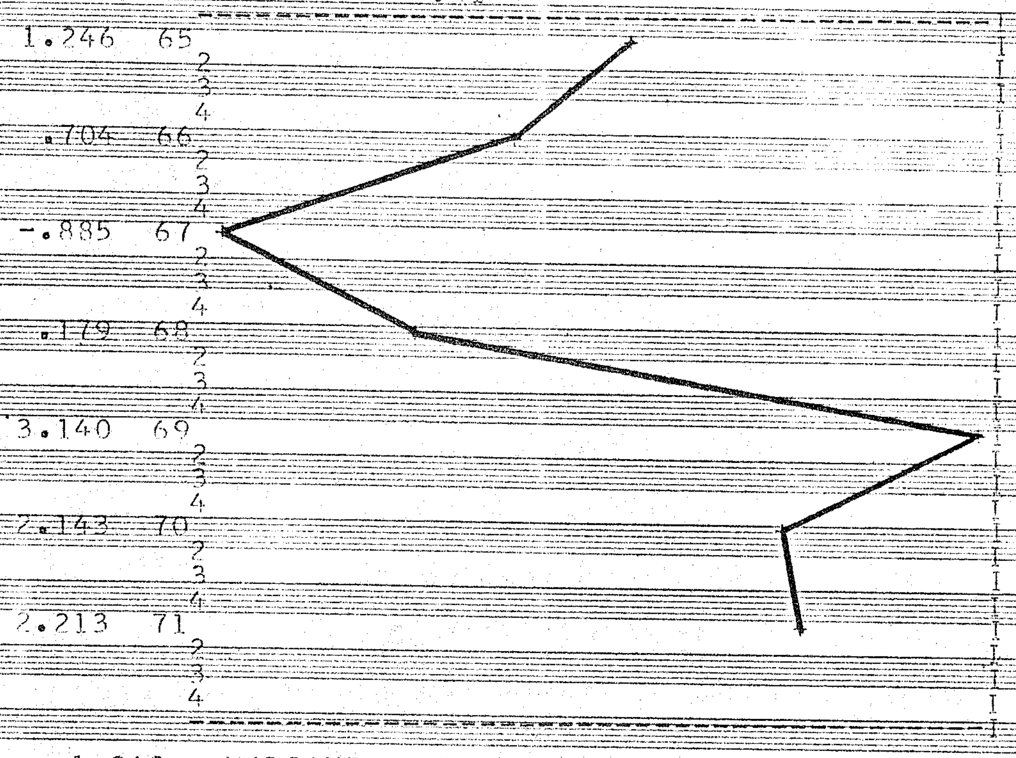
MEAN .867 VARIANZ 1.697 ST.ABW 1.303

DP2 = P2BIIG - P2BIL1

7 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .41

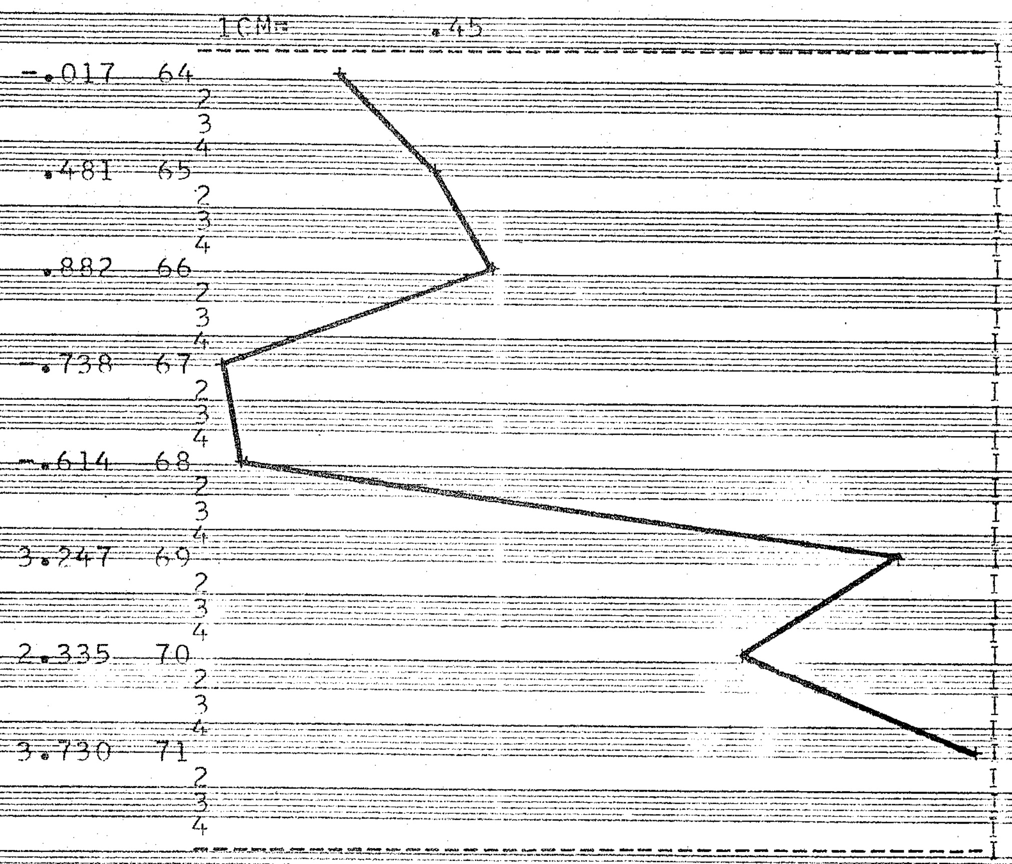


MEAN 1.248 VARIANZ 1.883 ST.ABW 1.372

DP3 = P3BIIG - P3BIL1

8 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE



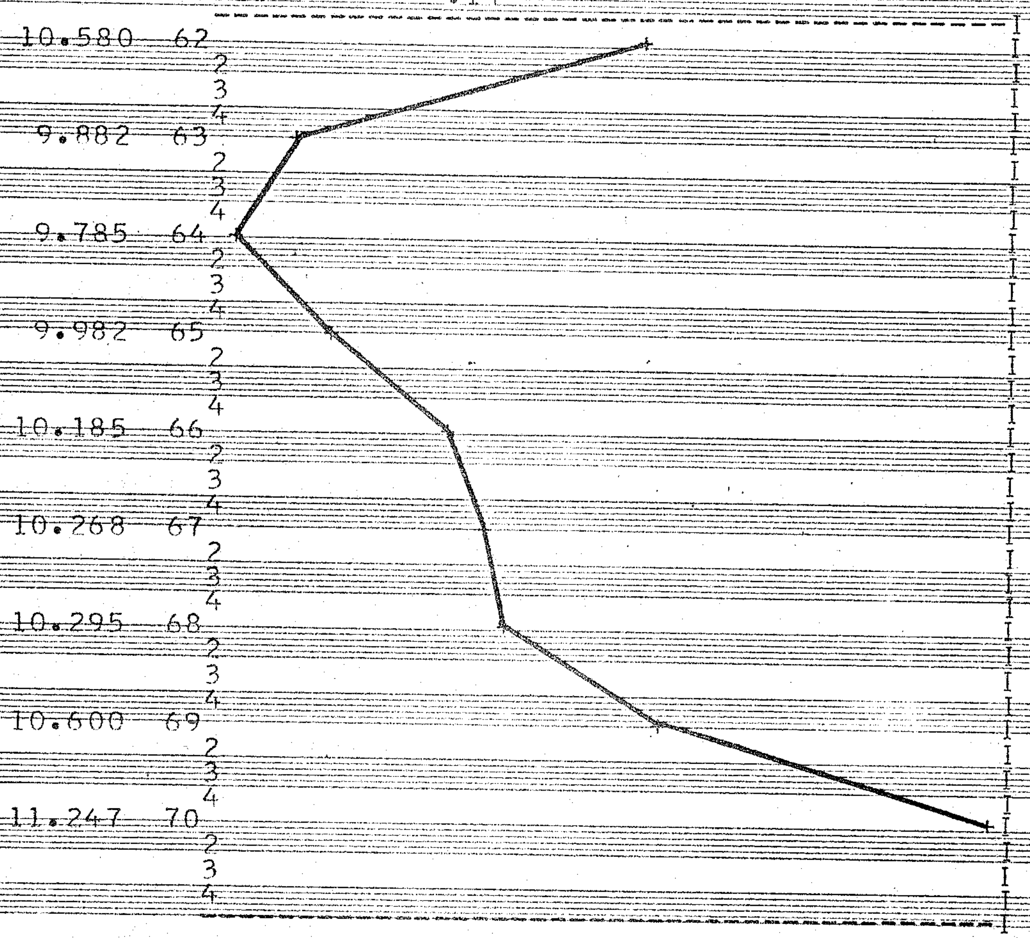
MEAN 1.163 VARIANZ 3.002 ST.ABW 1.732

Durchschnitte aus den vergangenen tatsächlichen Brutto-investitionen der Industrie insgesamt MBIIG

9 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .14



MEAN 10.313 VARIANZ .202 ST.ABW .449

Schätzergebnisse

a) Extrapolative Erwartungshypothesen

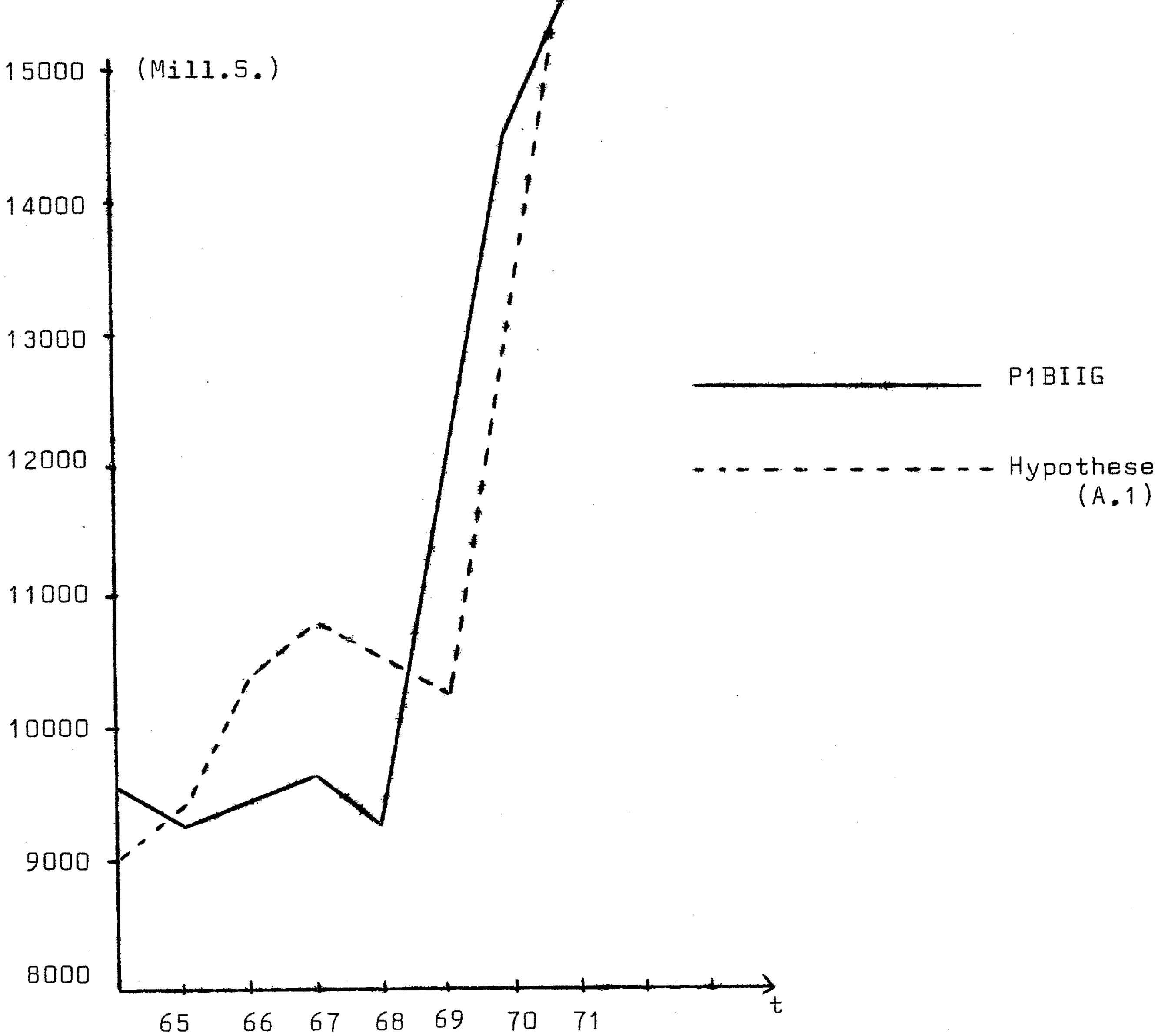
(1) Stationäre Erwartungshypothesen

(A.1) $m'_{t+1} = m_t$

Plan 1: P1BIIG = β_1BIL1

(B.1) P1BIIG = 0.982 BIL1
3. [1)]

$R^2 = 0.773$ [2)]
DW = 1.44 [3)]

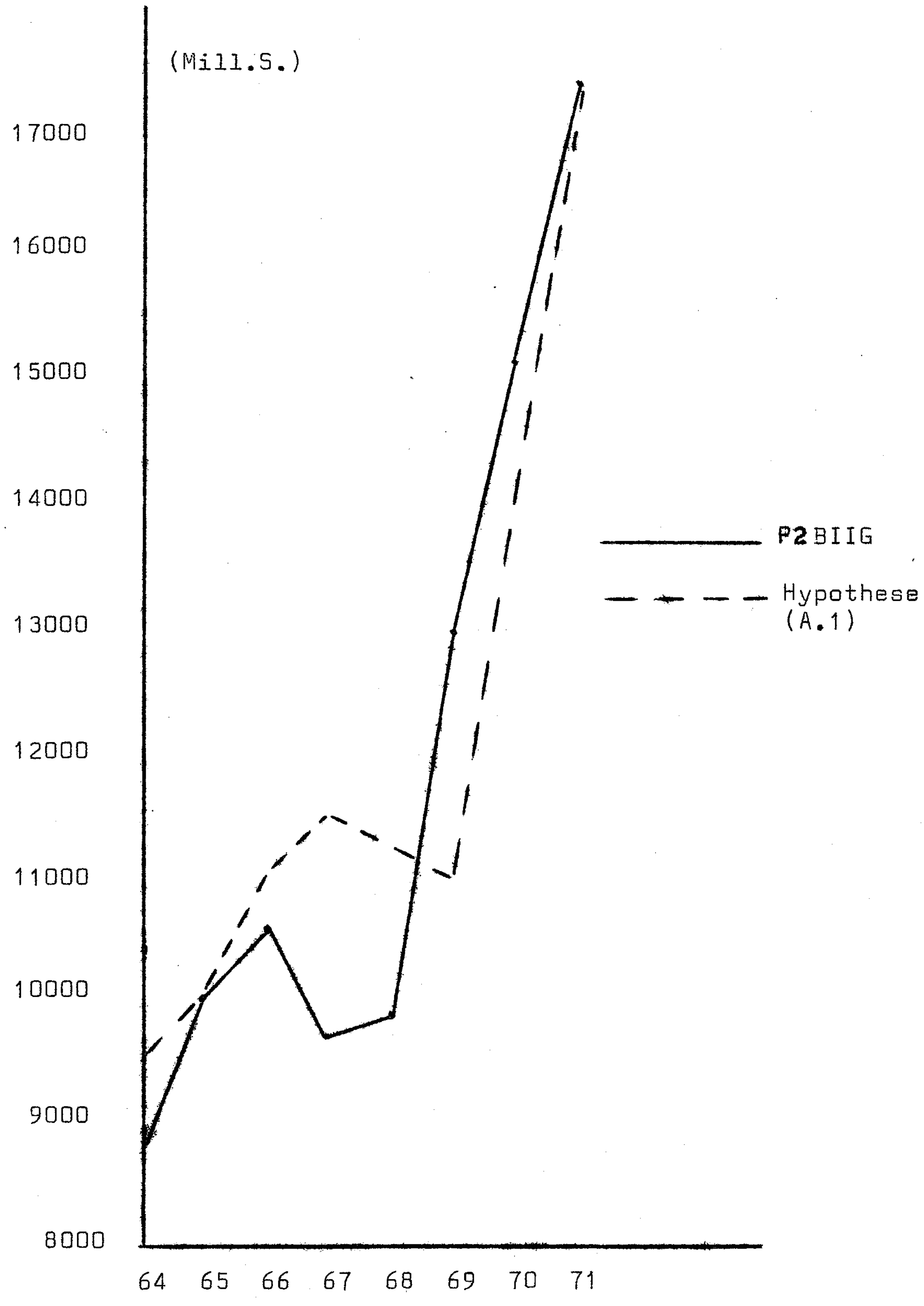


1) Standardabweichung in % der Koeffizienten
2) Durbin-Watson d-Statistik
3) Multiples Bestimmtheismaß

Plan 2: P2BIIG = β_1BIL1

(B.2) P2BIIG = 1.048 BIL1 $\quad R^2 = 0.806$

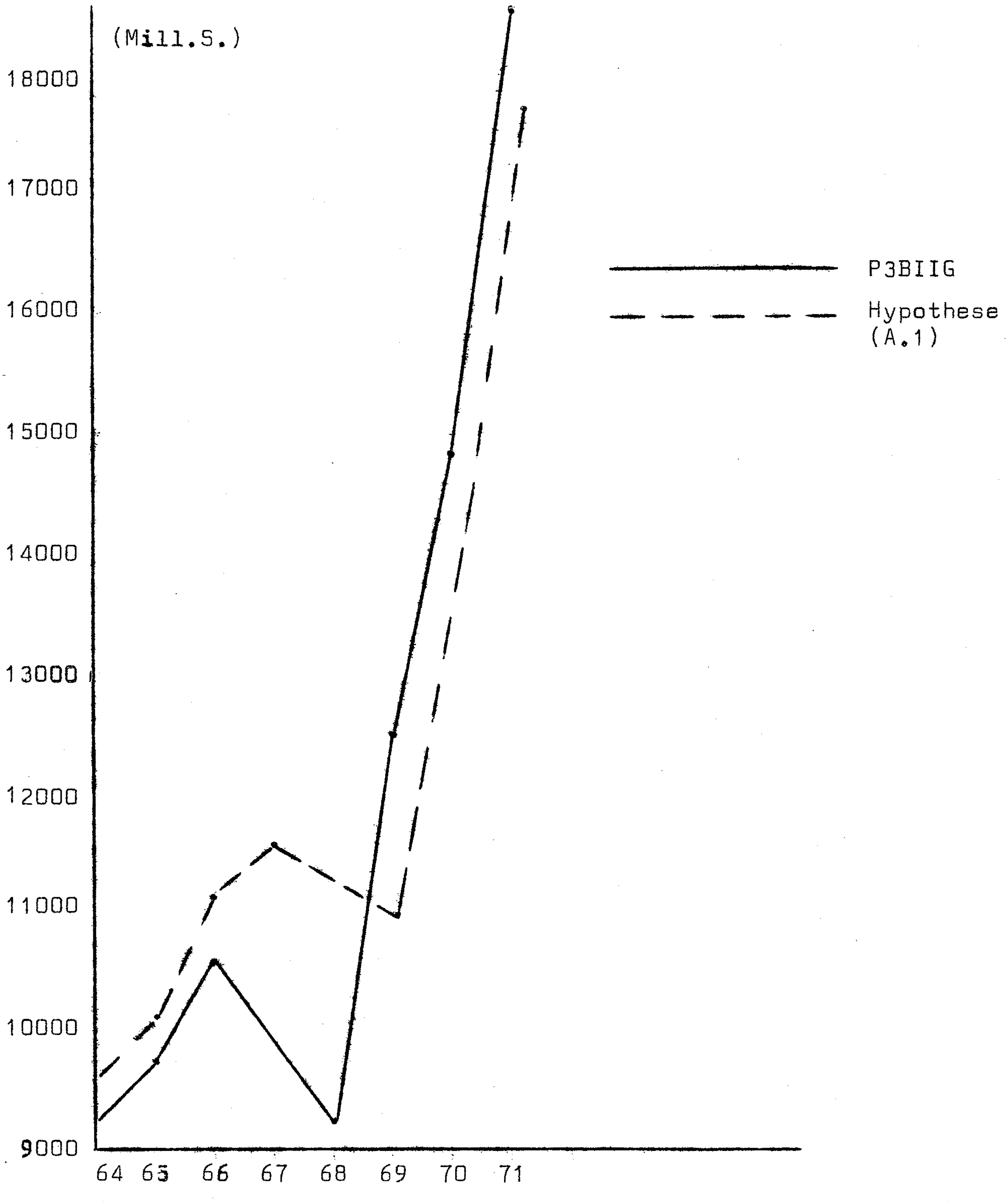
4. $\quad$ DW = 1.25



Plan 3: P3BIIG = B_1BIL1

(B.3) P3BIIG = 1.054BIL1 $\quad R^2 = 0.871$

4. DW = 1.02



Ergebnis:

Die Regressionskoeffizienten für die einzelnen Pläne liegen alle um 1. Das entspricht genau der stationären Erwartungshypothese (A.1)

Die Regressionsgleichungen (B.1), (B.2) und (B.3) können auch als statistisch gesichert angesehen werden, da die Koeffizienten sehr signifikant und die Korrelationskoeffizienten hinreichend hoch sind.

Es zeigt sich, daß die Unternehmer bei der Bildung ihrer Investitionserwartungen einfach die tatsächlichen Investitionen der vergangenen Periode fortschreiben.

(2) Extrapolative Erwartungshypothesen im e.S.

(A.2) $m'_{t+1} = \beta_1 m_t + \beta_2 (m_t - m_{t-1})$

Plan 1: $P1BIIG = \beta_1 BIL1 + \beta_2\ D1BIL1$

(B.4) $\underset{5.}{P1BIIG = 0.980BIL1} + \underset{999.}{0.029D1BIL1}$

$R^2 = 0.773$
DW = 1.46

Plan 2: $P2BIIG = \beta_1 BIL1 + \beta_2 D1BIL1$

(B.5) $\underset{5.}{P2BIIG = 1.021BIL1} + \underset{115.}{0.321D1BIL1}$

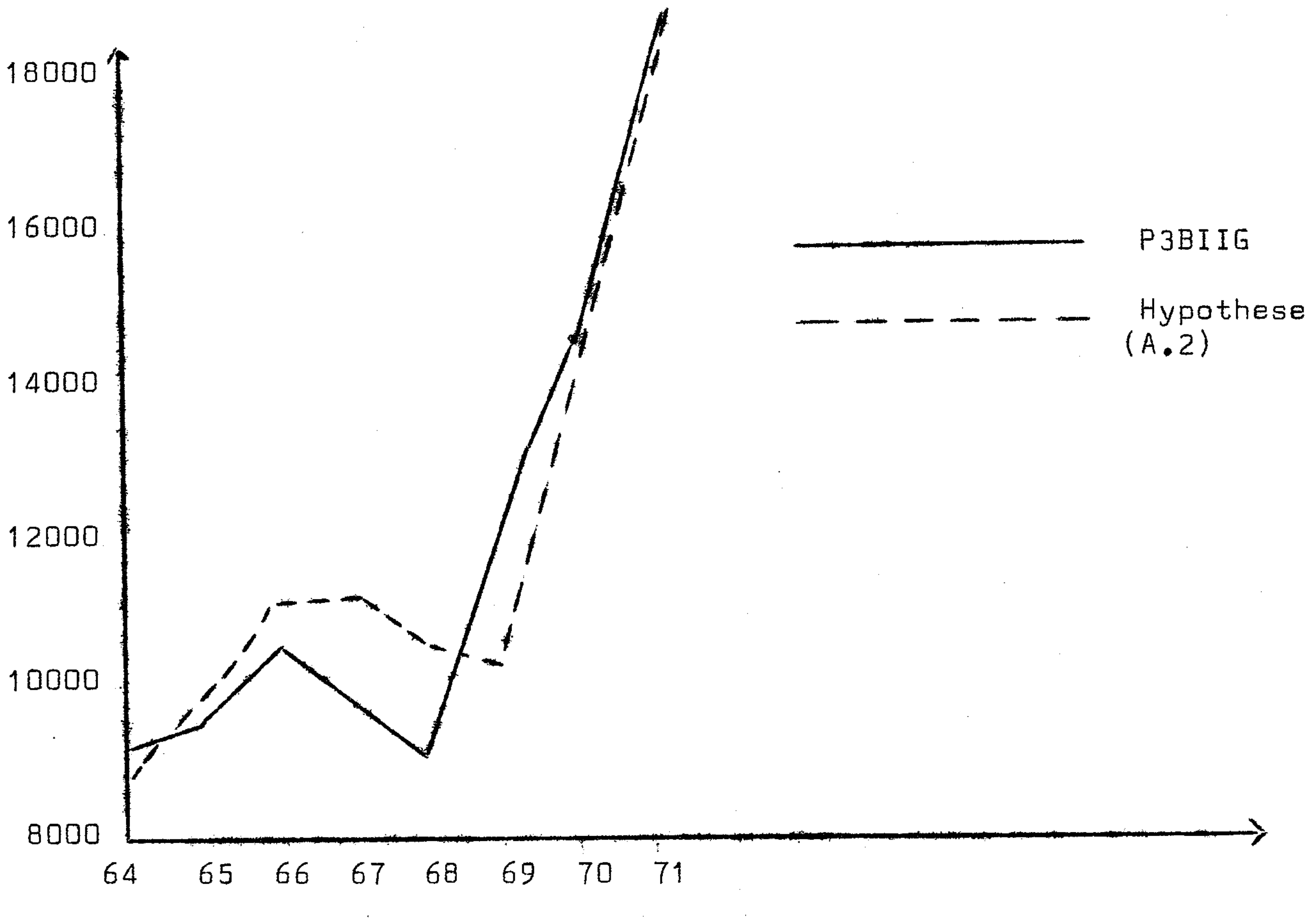
$R^2 = 0.817$
DW = 1.51

Keine graphische Darstellung, da β_2 in (B.4) und (B.5) insignifikant ist.

Plan 3: $P3BIIG = \beta_1 BIL1 + \beta_2 D_1 BIL1$

(B.6) $P3BIIG = \underset{4.}{1.012} BIL1 + \underset{66.}{.500} D1BIL1$

$R^2 = .875$
DW = 1.59



Ergebnis:

Die Erwartungshypothese (A.2) kann nur bezüglich des Plans 3 statistisch akzeptiert werden.

Bei der Bildung der Investitionserwartungen wird neben der tatsächlichen Investitionen der vergangenen Periode auch ein Trend berücksichtigt.

Da $\beta_2 > 0$ ist, wird eine Trendfortsetzung erwartet.

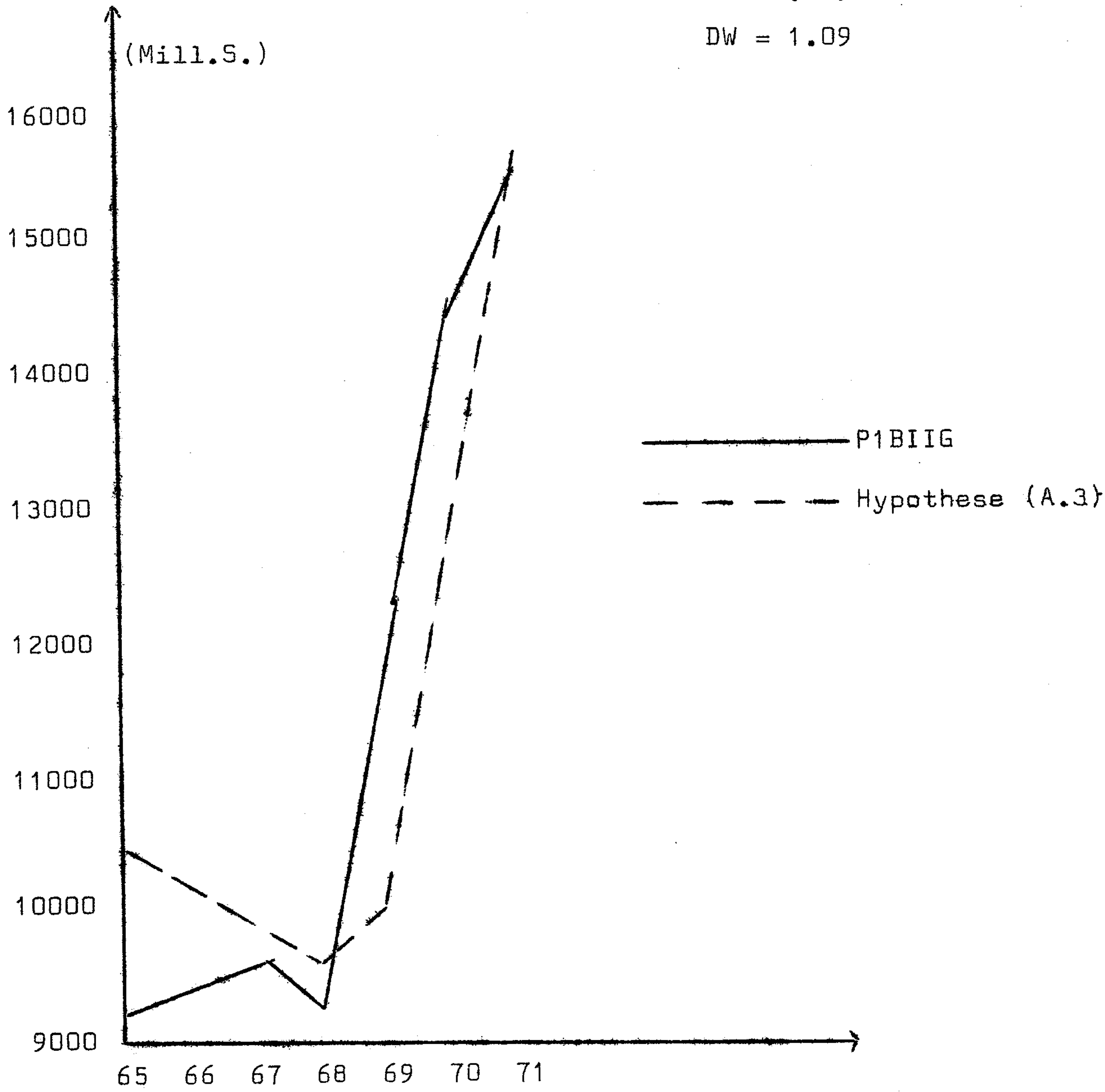
(A.3) $m'_{t+1} = \beta_1 m_t + \beta_2 m_{t-1} + \beta_3 m_{t-2}$

Plan 1: $P1BIIG = \beta_1 BIL1 + \beta_2 BIL2 + \beta_3 BIL3$

(B.7) $\underset{}{P1BIIG} = \underset{29.}{1.491BIL1} - \underset{64.}{1.357BIL2} + \underset{66.}{.819BIL3}$

$R^2 = .859$

DW = 1.09

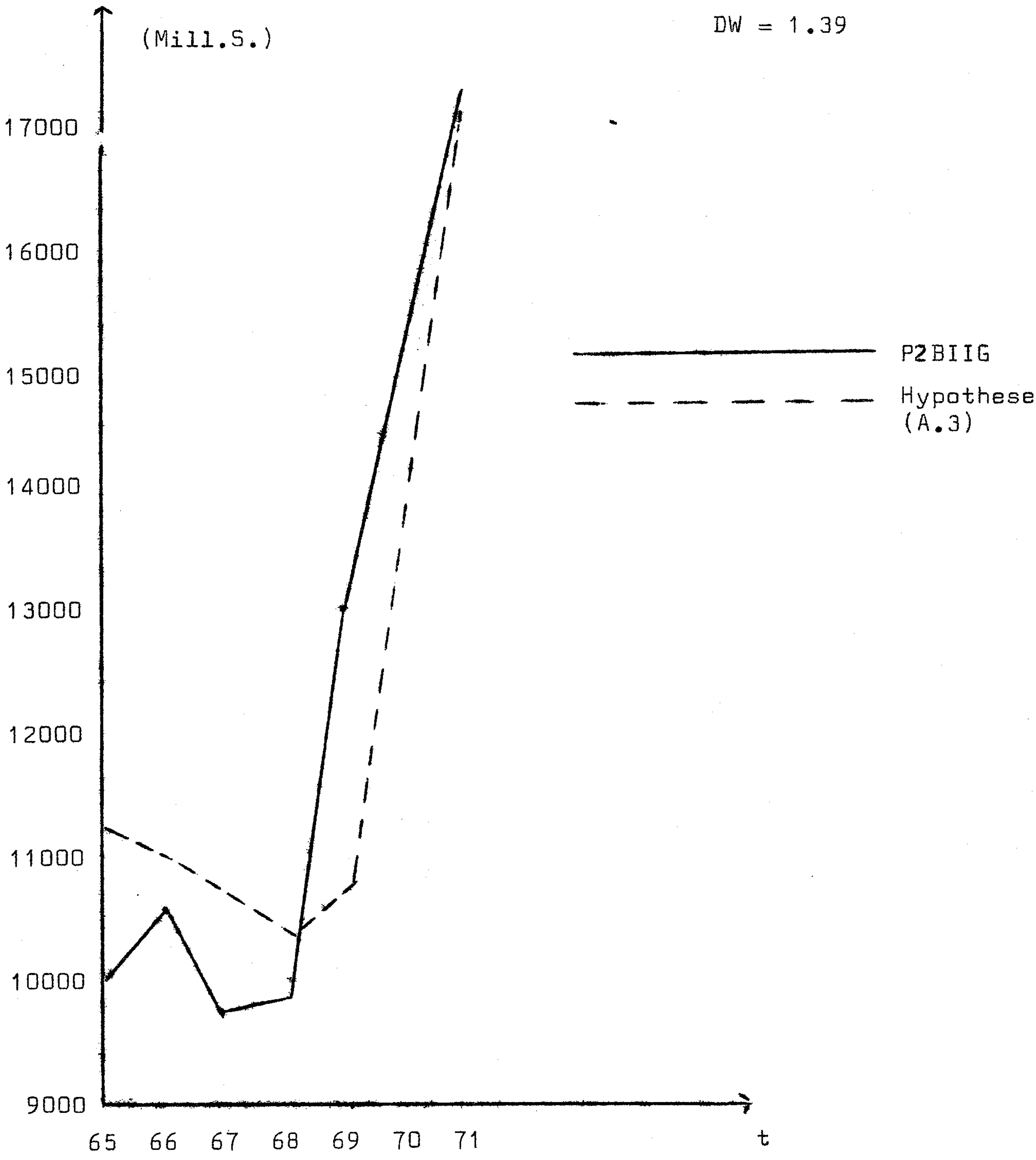


Plan 2: $P2BIIG = \beta_1 BIL1 + \beta_2 BIL2 + \beta_3 BIL3$

$$(B.8) \quad P2BIIG = \underset{29.}{1.670} BIL1 - \underset{66.}{1.497} BIL2 + \underset{72.}{0.848} BIL3$$

$R^2 = .856$

$DW = 1.39$



Plan 3: $P3BIIG = \beta_1 BIL1 + \beta_2 BIL2 + \beta_3 BIL3$

$$\text{(B.9)} \quad P3BIIG = \underset{24.}{1.895BIL1} - \underset{64.}{1.474BIL2} + \underset{103.}{0.564BIL3}$$

$$R^2 = .898$$
$$DW = 1.90$$

Keine graphische Darstellung, da β_3 in (B.9) statistisch nicht gesichert ist. (Insignifikanz von β_3)

Ergebnis:

Diese Erwartungshypothese (A.3) wird verworfen, da in den Regressionsgleichungen (B.7), (B.8) und (B.9) die Standardabweichungen des Koeffizienten verhältnismäßig groß sind.

Außerdem ist es unrealistisch anzunehmen, daß die Unternehmer ihre Investitionserwartungen auf Grund einer derartigen Gewichtung der vergangenen tatsächlichen Investitionen bilden.

(3) <u>Erwartungshypothese des Durchschnitts der vergangenen Werte:</u>

(A.4) $m'_{t+1} = \bar{m}_t$

Plan 1: P1BIIG = β_1 MBIIG1

(B.10) P1BIIG = 1.09 MBIIG1
6.

$R^2 = 0.818$
DW = 0.39

Plan 2: P2BIIG = β_1MBIIG1

(B.11) P2BIIG = 1.158 MBIIG1
7.

$R^2 = 0.829$
DW = 0.39

Plan 3: P3BIIG = β_1MBIIG1

(B.12) P3BIIG = 1.127 MBIIG1
8.

$R^2 = 0.659$
DW = 0.40

<u>Ergebnis:</u>

Bis auf die D-W Statistik können die Regressionsgleichungen (B.10), (B.11) und (B.12) statistisch akzeptiert werden.

Die Investitionserwartungen nach (A.4) werden aus dem ungewichteten Durchschnitt der vergangenen tatsächlichen Investitionen gebildet.

In den Regressionsgleichungen (B.10), (B.11) und (B.12) ist der geschätzte Koeffizient β_1 größer als 1. Dies entspricht nicht der Erwartungshypothese (A.4).

b) Adaptive Erwartungshypothesen

(A.5) $m'_{t+1} - m'_t = ß_o \, (m_t - m'_t)$

Plan 1: DP1 = $ß_1$DP1BI1

(B.13) DP1 = 0.567DP1BI1
57.

$R^2 = 0.038$
DW = 1.52

Plan 2: DP2 = $ß_1$DP2BI1

(B.14) DP2 = 1.267DP2BI1
63.

$R^2 = 0.002$
DW = 1.12

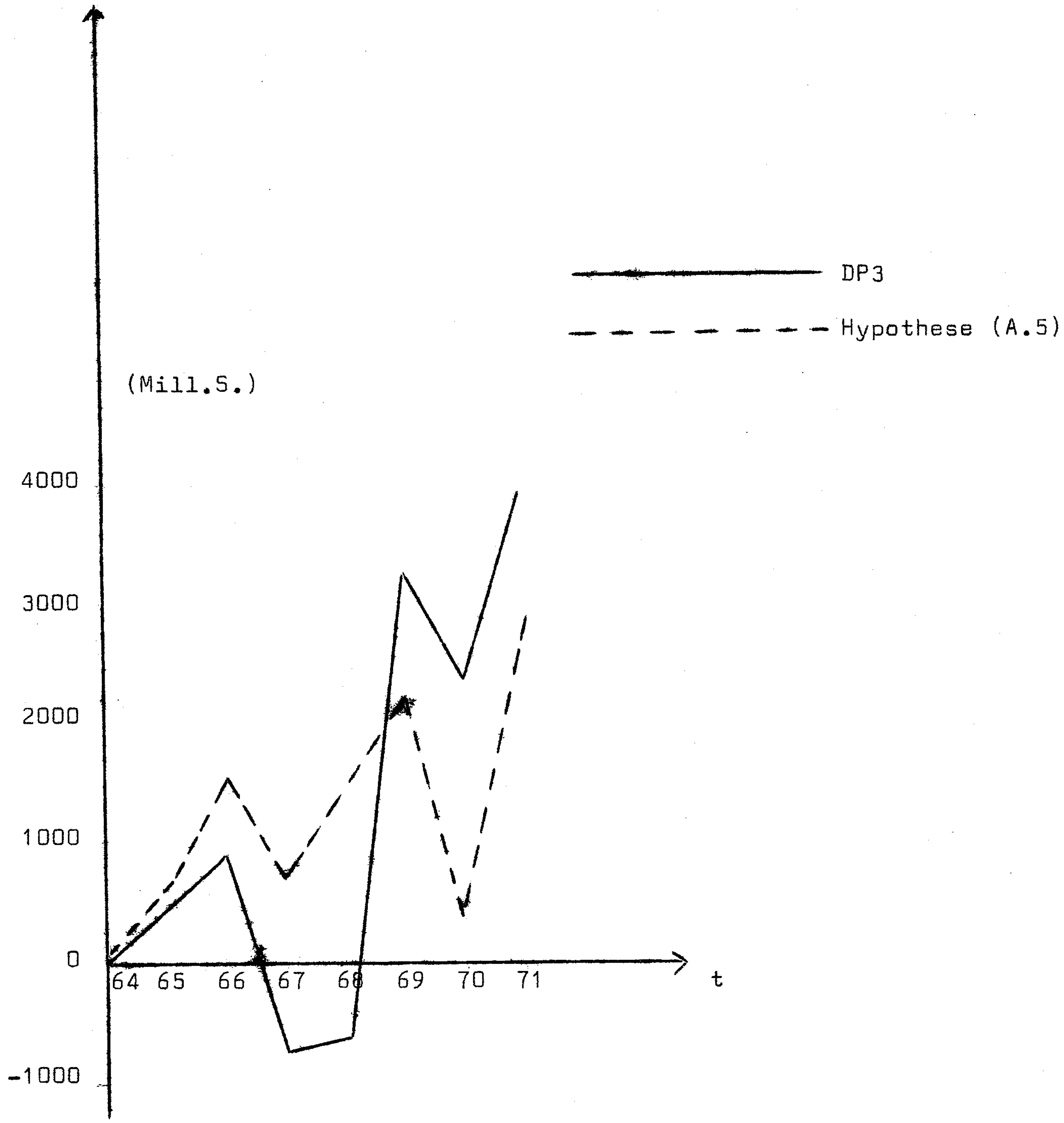
Keine graphische Darstellung von (B.13) und (B.14), da ein statistischer Zusammenhang (zu kleines R^2) nicht gegeben erscheint.

Plan 3: $DP3 = B_1 DP3BI1$

(B.15) $DP3 = \underset{30.}{1.858} DP3BI1$

$R^2 = 0.418$

$DW = 1.06$



Ergebnis:

Die Regressionsgleichungen, besonders (B.13), (B.14) und (B.15) zeigen, daß die adaptive Erwartungshypothese (A.4) auf Grund des geringen Bestimmtheitsmaßes (R^2) verworfen werden muß.

(A.6) $m'_{t+1} = \beta_1 m'_t + \beta_2 m_t$

Plan 1: $P1BIIG = \beta_1 P1BIL1 + \beta_2 BIL1$

(B.16) $\underset{148.}{P1BIIG = 0.788P1BIL1} + \underset{392.}{0.268BIL1}$

$R^2 = 0.793$
DW = 1.38

Plan 2: $P2BIIG = \beta_1 P2BIL1 + \beta_2 BIL1$

(B.17) $P2BIIG = \underset{89.}{1.360P2BIL1} - \underset{494.}{2.232BIL1}$

$R^2 = 0.819$
DW = 1.53

Plan 3: $P3BIIG = \beta_1 P3BIL1 + \beta_2 BIL1$

(B.18) $P3BIIG = \underset{145.}{-0.788P3BIL1} + \underset{60.}{1.795BIL1}$

$R^2 = 0.862$
DW = 1.05

<u>Ergebnis:</u>

(B.16), (B.17) und (B.19) müssen aus statistischen Gründen verworfen werden, da in jeder Regressionsgleichung insignifikante Koeffizienten vorkommen. Daraus folgt, daß diese Erwartungshypothese bei den Investitionserwartungen nicht akzeptiert werden kann.

Zusammenfassung:

Bei der Gegenüberstellung der Ergebnisse zeigt sich, daß die adaptiven Erwartungshypothesen zu verwerfen sind.

Im Falle der extrapolativen Erwartungshypothesen erweist sich die einfachste, nämlich die stationäre Erwartungshypothese als die beste. Als Erklärung dafür könnte gerade die Einfachheit der Hypothese dienen.

Es scheint demnach, daß sich die Unternehmer bei ihren Investitionserwartungen vorwiegend an den tatsächlichen Investitionen der vergangenen Periode orientieren.

C. Preiserwartungen

Das österreichische Institut für Wirtschaftsforschung führt vierteljährlich einen Konjunkturtest durch (siehe Seite 60). Unter anderem werden die einzelnen Betriebe hinsichtlich der voraussichtlichen Entwicklung der Verkaufspreise befragt.

Die Antworten der Betriebe geben aber nur die Richtung (Tendenz) der erwarteten Entwicklung der Verkaufspreise an.

Dabei wird über die erwartete Änderung der Verkaufspreise in drei Richtungen eine Aussage getroffen:

1. Änderung in positiver Richtung
2. Änderung in negativer Richtung
3. Keine Veränderung

Die Antworten der Betriebe sagen jedoch nichts über die Höhe der erwarteten Veränderung aus.

Aus dieser Konstruktion der Konjunkturtests ergibt sich, daß die Resultate nicht direkt verwendbar sind, um die Erwartungshypothesen zu testen. Deshalb war es notwendig die qualitativen Befragungsergebnisse des Konjunkturtests zu quantifizieren.

Da zur Lösung dieses Problems keine entsprechende Methode vorhanden war, mußte ein eigenes Verfahren entwickelt werden.[1]

Diese Methode kann aber nicht nur für diesen speziellen Fall angewendet werden, sondern ist generell für die Quantifizierung qualitativer Konjunkturtestergebnisse von grundsätzlicher Bedeutung.

ÖSTERREICHISCHES INSTITUT
FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG
Postanschrift: 1103 Wien, Postfach 91
Wien 3, Arsenal
[illegible]

Stichtag: **31. Oktober 1971**

Bitte einsenden bis zum **5. November 1971**

Kenn-Nr.:

KONJUNKTURTEST INDUSTRIE

(Zutreffendes Feld bitte ankreuzen!)

1. Unseren gesamten **Auftragsbestand** empfinden wir zur Zeit als
   - verhältnismäßig groß ☐
   - ausreichend bzw. saisonüblich ☐
   - zu klein ☐
   - kein Auftragsbestand ☐

2. Unseren Bestand an **Auslandsaufträgen** empfinden wir zur Zeit als
   - verhältnismäßig groß ☐
   - ausreichend bzw. saisonüblich ☐
   - zu klein ☐
   - kein Export üblich ☐

3. Unsere **Fertigwarenlager** empfinden wir zur Zeit als
   - zu groß ☐
   - ausreichend bzw. saisonüblich ☐
   - zu klein ☐
   - kein Lagerbestand ☐

4. Mit den verfügbaren Produktionsmitteln (Personal, Ausrüstung und Vormaterial) könnten wir mehr produzieren, wenn wir mehr Aufträge erhielten

   ja ☐ nein ☐

5. Wir erwarten, daß unsere **Produktionstätigkeit** in den kommenden 3 bis 4 Monaten konjunkturell, d. h. unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen,
   - steigen ☐
   - etwa gleichbleiben ☐
   - abnehmen ☐

   } wird

6. Unsere **Verkaufspreise** werden voraussichtlich in den kommenden 3 bis 4 Monaten
   - steigen ☐
   - etwa gleichbleiben ☐
   - fallen ☐

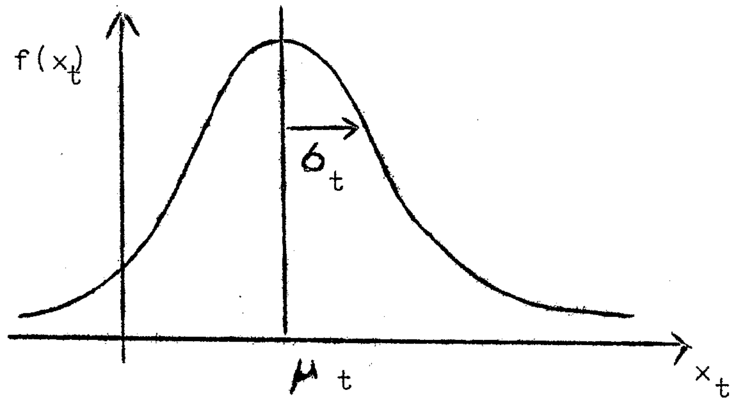
7. Die Gesamtzahl unserer **Beschäftigten** (Arbeiter und Angestellte) beträgt

   rund Personen

Quantifizierungsmethode (GKR -Methode)[1]

X_t sei die Zufallsvariable der erwarteten Preisänderungsrate (Verkaufspreise) der Industrie insgesamt in der Periode t. Angenommen wird, daß diese Zufallsvariable normalverteilt sei

X_t .... $N(\mu_t, \sigma_t)$



Zur Verfügung standen die relativen Anteile der Unternehmer, die erwarteten, daß die Preise

1. steigen (a_t)
2. etwa gleichbleiben (b_t)
3. fallen (c_t)

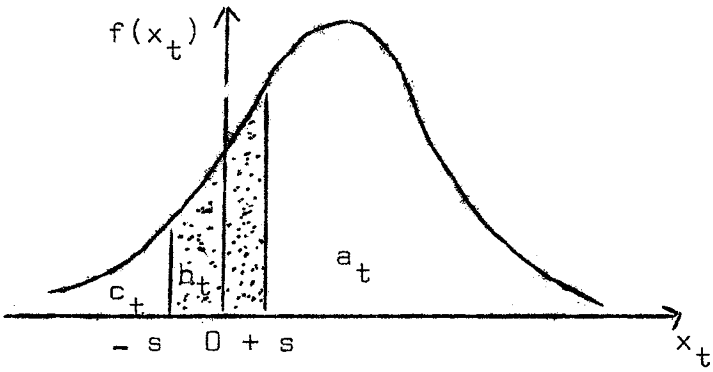
werden.

$a_t + b_t + c_t = 1$

Auf Grund der Art der Fragestellung ist die Annahme naheliegend, daß die Unternehmer innerhalb eines Fühlbarkeitsbereichs antworten werden, daß Preise etwa gleichbleiben.

---

1) Bei der Entwicklung der Quantifizierungsmethode danken die Autoren besonders A. Rainer.



s .... Fühlbarkeitsgrenze

$P(X_t > s) = a_t$
$P(X_t \leq s) = c_t$
$P(-s < X_t \leq s) = b_t$

a_t .... relative Häufigkeit der Erwartung von Preissteigerungen

b_t .... relative Häufigkeit der Erwartung von etwa gleichbleibenden Preisen

c_t .... relative Häufigkeit der Erwartung daß die Preise sinken werden.

$$a_t = P(X_t > s) = 1 - \emptyset\left(\frac{s - \mu_t}{\sigma_t}\right)$$

$\emptyset$ ... Verteilungsfunktion der standardisierten Normalverteilung

$$\emptyset\left(\frac{s - \mu_t}{\sigma_t}\right) = 1 - a_t$$

Aus der Tabelle der Verteilungsfunktion der standardisierten Normalverteilung folt u_t:

$$u_t = \frac{s - \mu_t}{\sigma_t}$$

(C.1) $s - \mu_t = \sigma_t u_t$

$$C_t = P(X \leq -s) = \emptyset \left(\frac{-s - \mu_t}{\sigma_t} \right)$$

$$\Longrightarrow v_t = \frac{-s - \mu_t}{\sigma_t}$$

(C.Z) $-s - \mu_t = \sigma_t v_t$

Aus (C.1) und (C.2) folgt:

$$2s = \sigma_t (u_t - v_t)$$

$$\sigma_t = \frac{2s}{u_t - v_t}$$

In (C.1) for σ_t eingesetzt:

$$\mu_t = s - \sigma_t \mu_t = s\left(1 - \frac{2\blacksquare_t}{u_t - v_t}\right)$$

$$1 - \frac{2u_t}{u_t - v_t} = z_t$$

(C.3) $\mu_t = sZ_t$

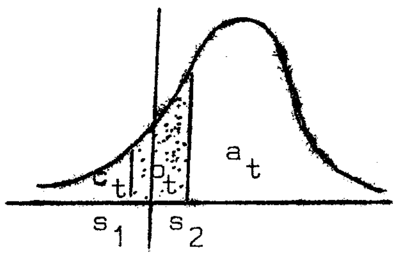
Wird nun eine bestimmte Fühlbarkeitsgrenze angenommen, so läßt sich aus den Befragungsergebnissen der Mittelwert μ_t der erwarteten Preisänderungsrate berechnen.

Als vernüftige Fühlbarkeitsgrenze erscheint
$s = 1{,}5\%$ [1].

Anwendung der GKR Methode zur Quantifizierung der erwarteten Preisänderungsrate (Verkaufspreise) der Industrie insgesamt (siehe S. 65).

---

1) Die Fühlbarkeitsgrenzen könnten auch nach unten oder oben verschieden angenommen werden.



Es ergeben sich für σ_t und μ_t folgende Ausdrücke:

$$\sigma_t = \frac{s_2 - s_1}{u_t - v_t}$$

$$\mu_t = s_2 - \frac{s_2 - s_1}{u_t - v_t} \cdot u_t$$

Erwartungen für die nächsten 3 Monate:

t	Verkaufspreis steigen a_t %	gleich bleiben b_t %	fallen c_t %	Mittelwert der erwarteten Preisänderungsrate μ_t %	erwarteter Preisindex für Zeitpkt. t
31.1.1964	13	85	2	0,45	98,8
30.4.1964	7	91	2	0,24	99,3
31.7.1964	7	91	2	0,24	99,6
31.10.1964	7	89	4	0,12	99,9
31.1.1965	17	77	6	0,36	100,0
30.4.1965	29	65	2	0,86	100,4
31.7.1965	11	87	2	0,38	101,3
31.10.1965	8	82	10	-0,08	101,7
31.1.1966	9	83	8	0,03	101,6
30.4.1966	13	80	7	0,21	101,7
31.7.1966	37	59	4	1,02	101,9
30.10.1966	13	78	9	0,15	102,9
31.1.1967	8	84	8	0,00	103,1
30.4.1967	2	82	16	-0,52	103,1
31.7.1967	1	85	14	-0,55	102,6
31.10.1967	7	78	15	-0.25	102,1
31.1.1968	26	66	8	0,55	101,9
30.4.1968	11	81	6	0,18	102,5
31.7.1968	9	87	4	0,20	102,7
31.10.1968	15	81	4	0,36	102,9
31.1.1969	13	85	2	0,45	103,3
30.4.1969	19	78	3	0,54	103,8
31.7.1969	31	67	2	0,92	104,4
31.10.1969	33	63	4	0,90	105,3
31.1.1970	37	62	1	1,13	106,2
30.4.1970	24	69	7	0,54	107,4
31.7.1970	24	72	4	0,65	107,9
31.10.1970	35	58	7	0,90	108,6
31.1.1971	42	65	3	1,20	109.6
30.4.1971	24	72	4	0,65	110,9
31.7.1971	16	75	9	0,23	111,6
31.10.1971	22	68	10	0,38	111,8
31.1.1972	36	59	5	0,96	112,2

Bezeichnung der Variablen:

PIGP = Preisindex der Wertschöpfung der Industrie insgesamt

PIGPL1 = Preisindex der Wertschöpfung der Industrie insgesamt, verzögert um 1 Jahr

PIGPL2 = Preisindex der Wertschöpfung der Industrie insgesamt, verzögert um 2 Jahre

P2GPL3 = Preisindex der Wertschöpfung der Industrie insgesamt, verzögert um 3 Jahre

PEIX5J = Preiserwartungen der Industrie insgesamt

PEI5L1 = Preiserwartungen der Industrie insgesamt, verzögert um 1 Jahr

DPIGL1 = PIGPL1 - PIGPL2

DPE5L1 = PIGPL1 - PEI5L1

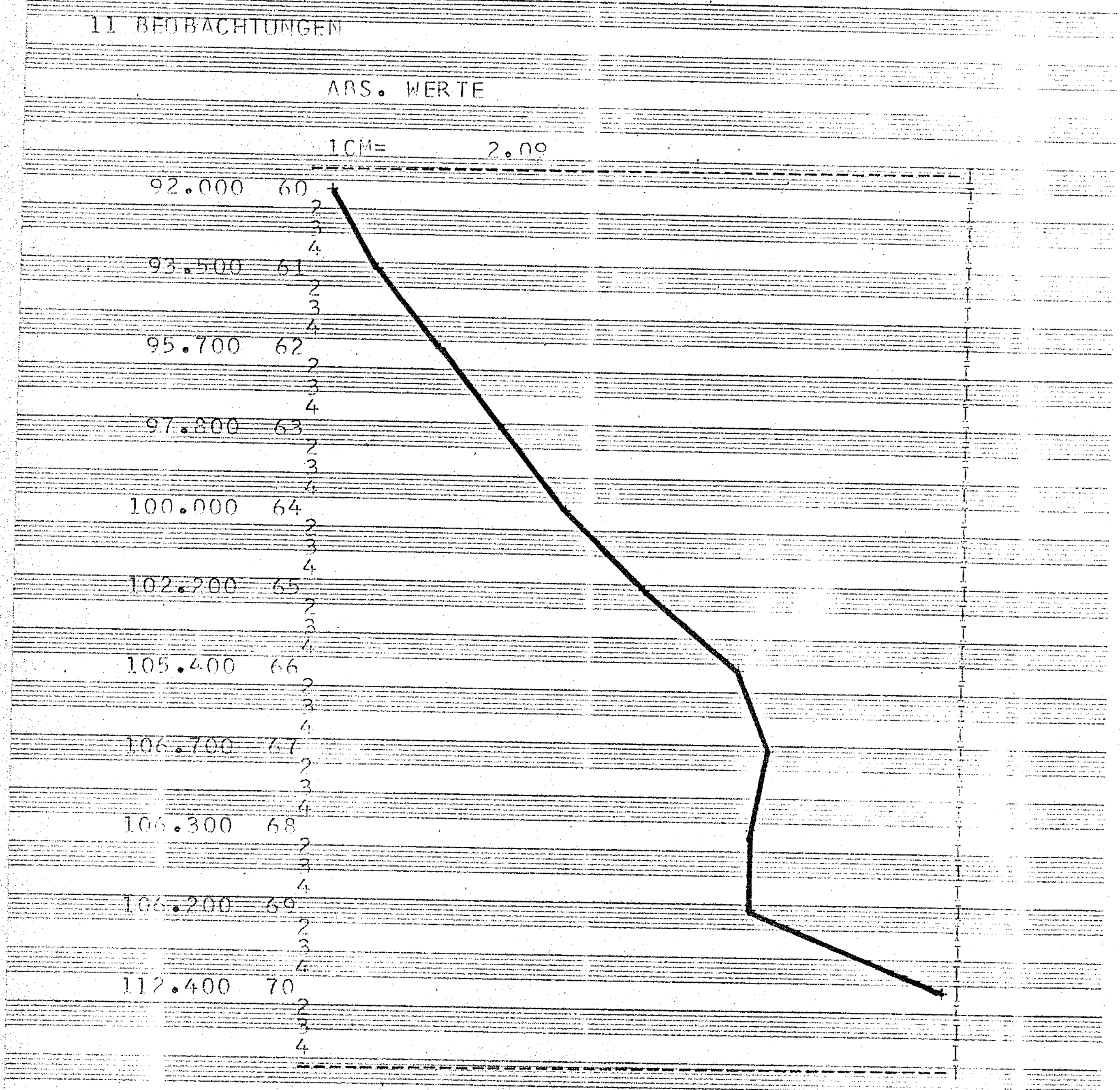
DPEI5J = PEIX5J - PEI5L1

MPIGP Durchschnitte aus dem Preisindex der Wertschöpfung der Industrie insgesamt

$$(MPIGP(t) = \frac{1}{t+1} \sum_{i=o}^{t} PIGP(i))$$

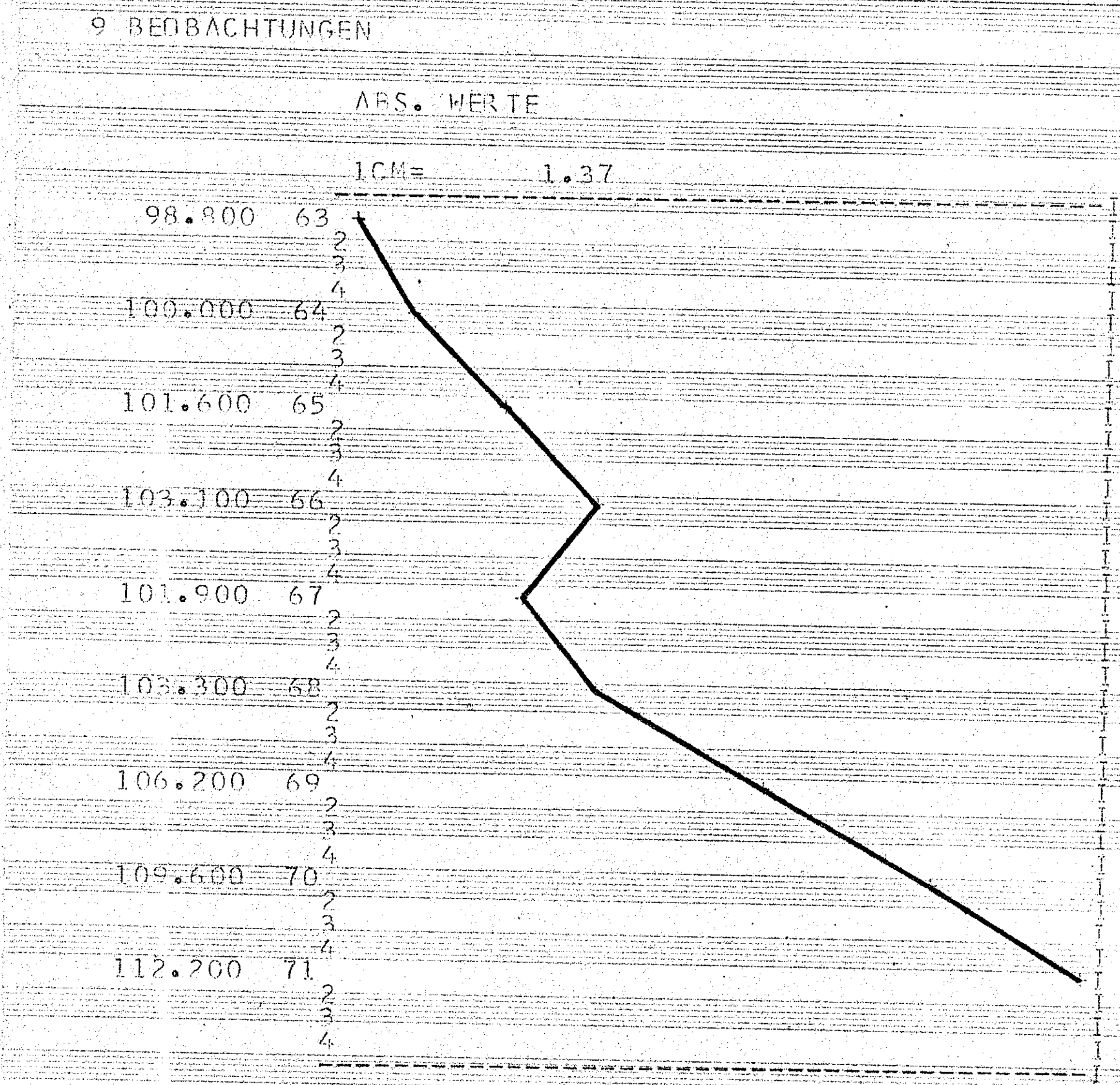
Als tatsächlicher Preisindex stand nur der Preisindex der Wertschöpfung der Industrie insgesamt zur Verfügung, wobei nur Jahresdaten vorhanden waren. Die Erwartungshypothesen mußten daher mit Jahresdaten getestet werden.

Preisindex der Wertschöpfung der Industrie insgesamt PIGP



MEAN 101.654 VARIANZ 41.026 ST.ABW 6.405

Preiserwartungen der Industrie insgesamt PEIX5J



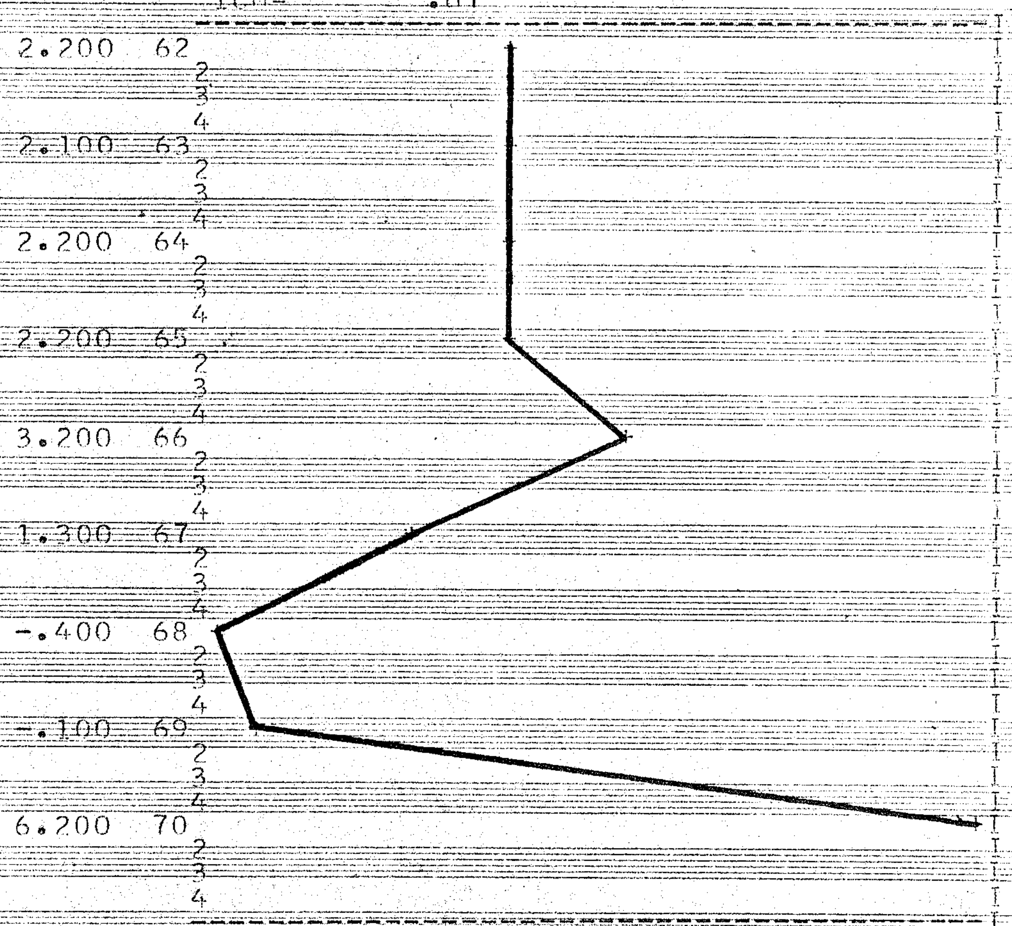
MEAN 104.077 VARIANZ 19.737 ST.ABW 4.442

DPIGL1 = PIGPL11- PIGL2

9 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .67



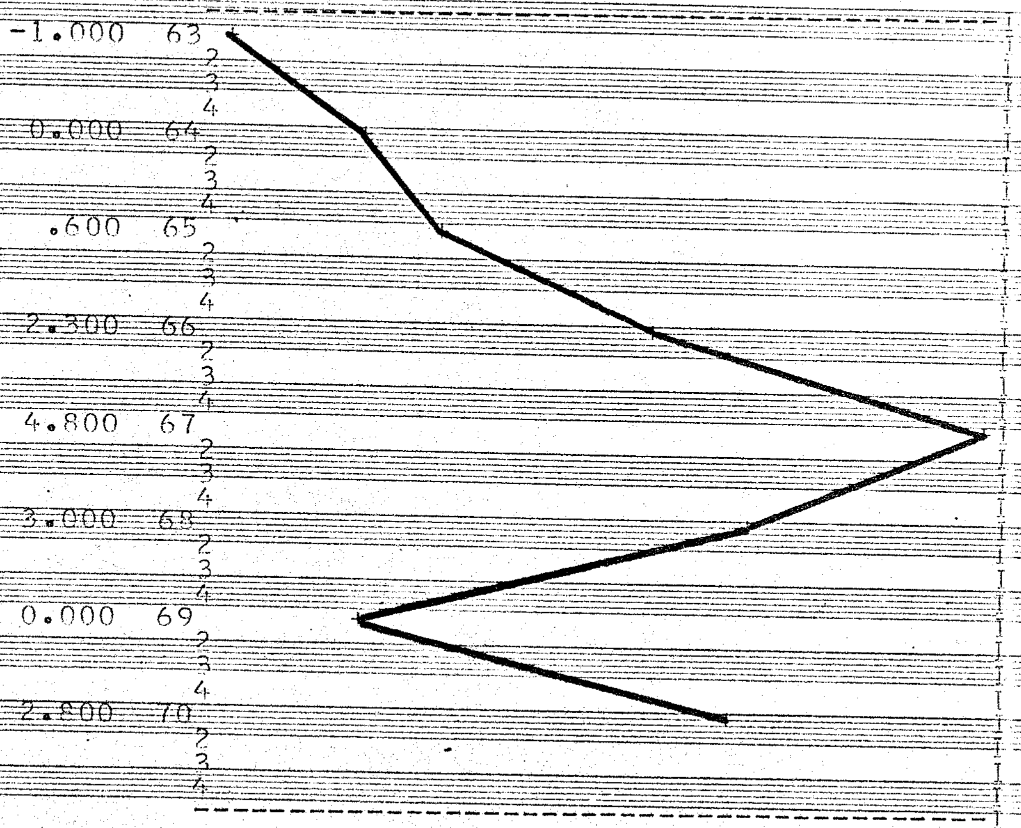
MEAN 2.100 VARIANZ 3.722 ST.ABW 1.929

DPESL 1 = PIGPL1 - PEISL1

8 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

1CM= .59



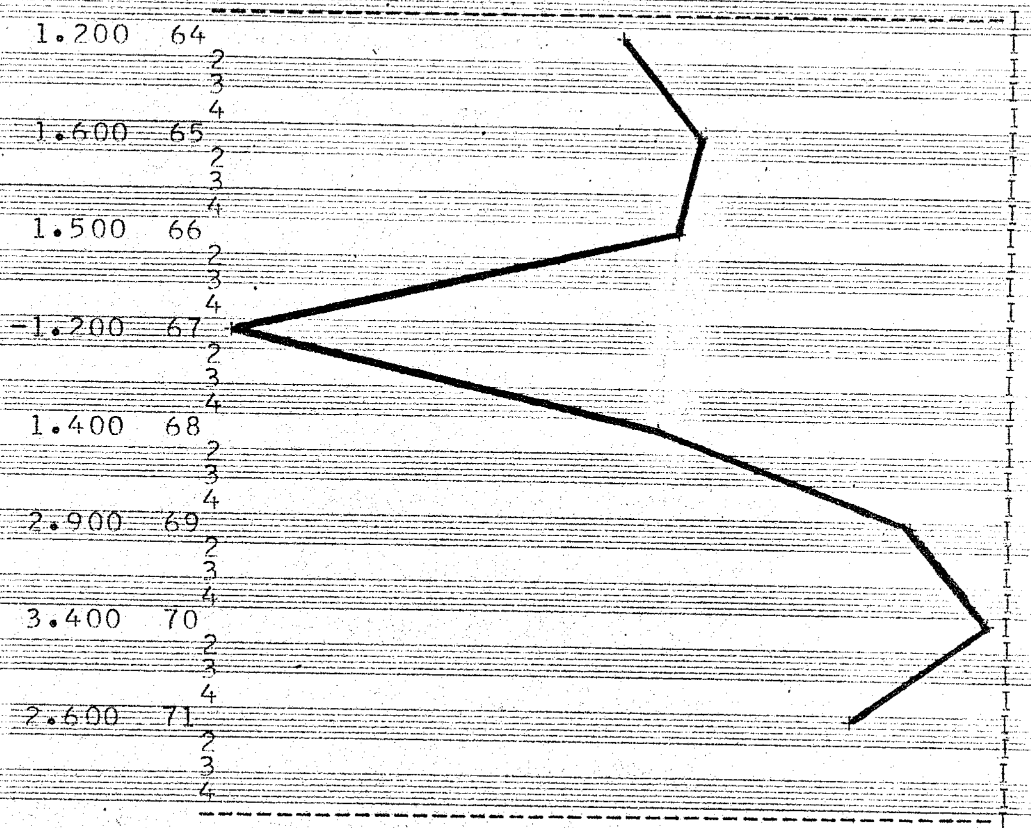
MEAN 1.562 VARIANZ 3.856 ST.ABW 1.963

DPEI5J = PEIX5J - PEI5L1

8 BEOBACHTUNGEN

ABS. WERTE

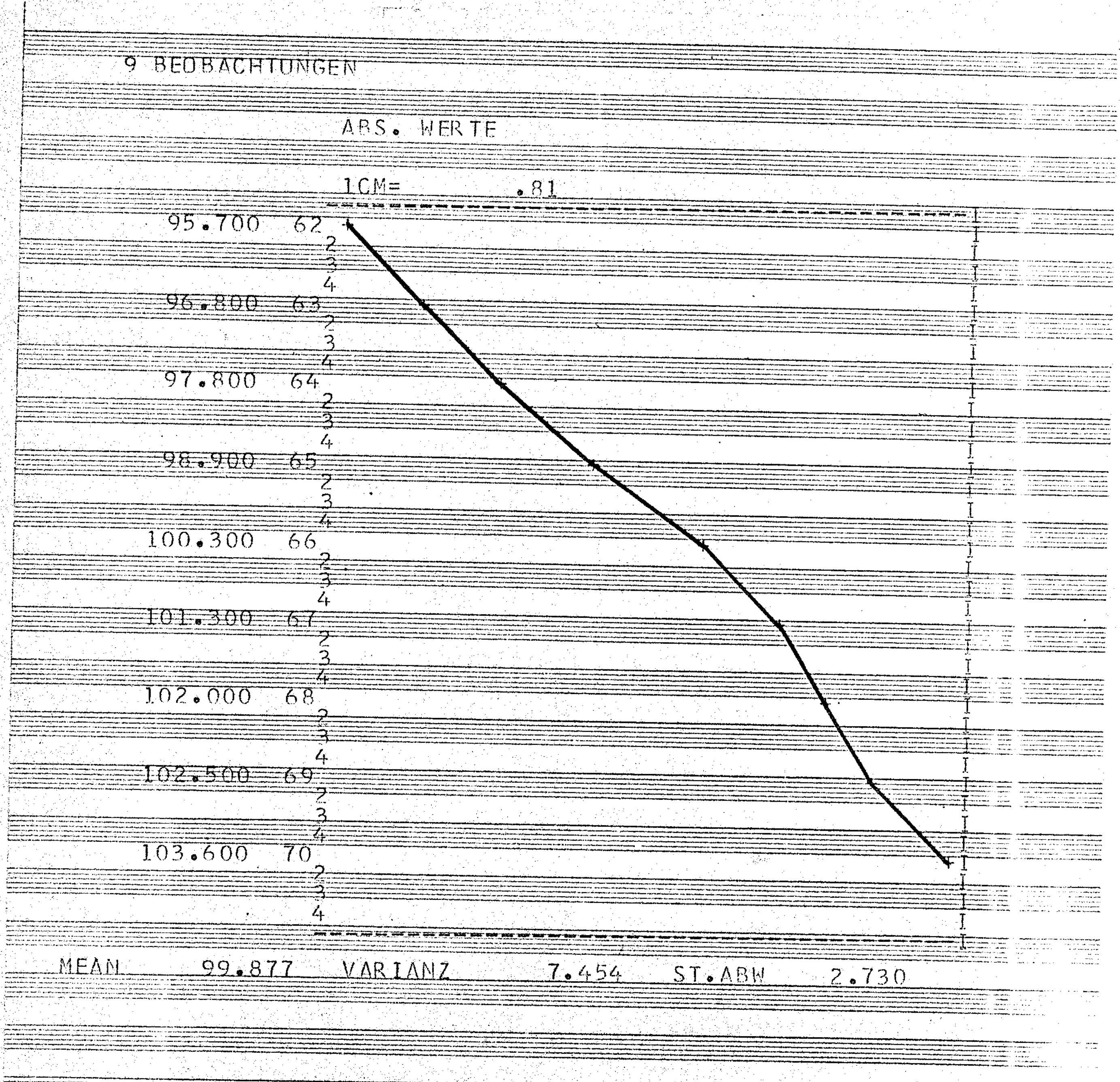
1CM= .47



MEAN 1.675 VARIANZ 1.990 ST.ABW 1.410

Durchschnitt aus dem Preisindex der Wertschöpfung der Industrie insgesamt

MPIGP



Schätzergebnisse

a) <u>Extrapolative Erwartungshypothesen</u>

1) Stationäre Erwartungshypothese

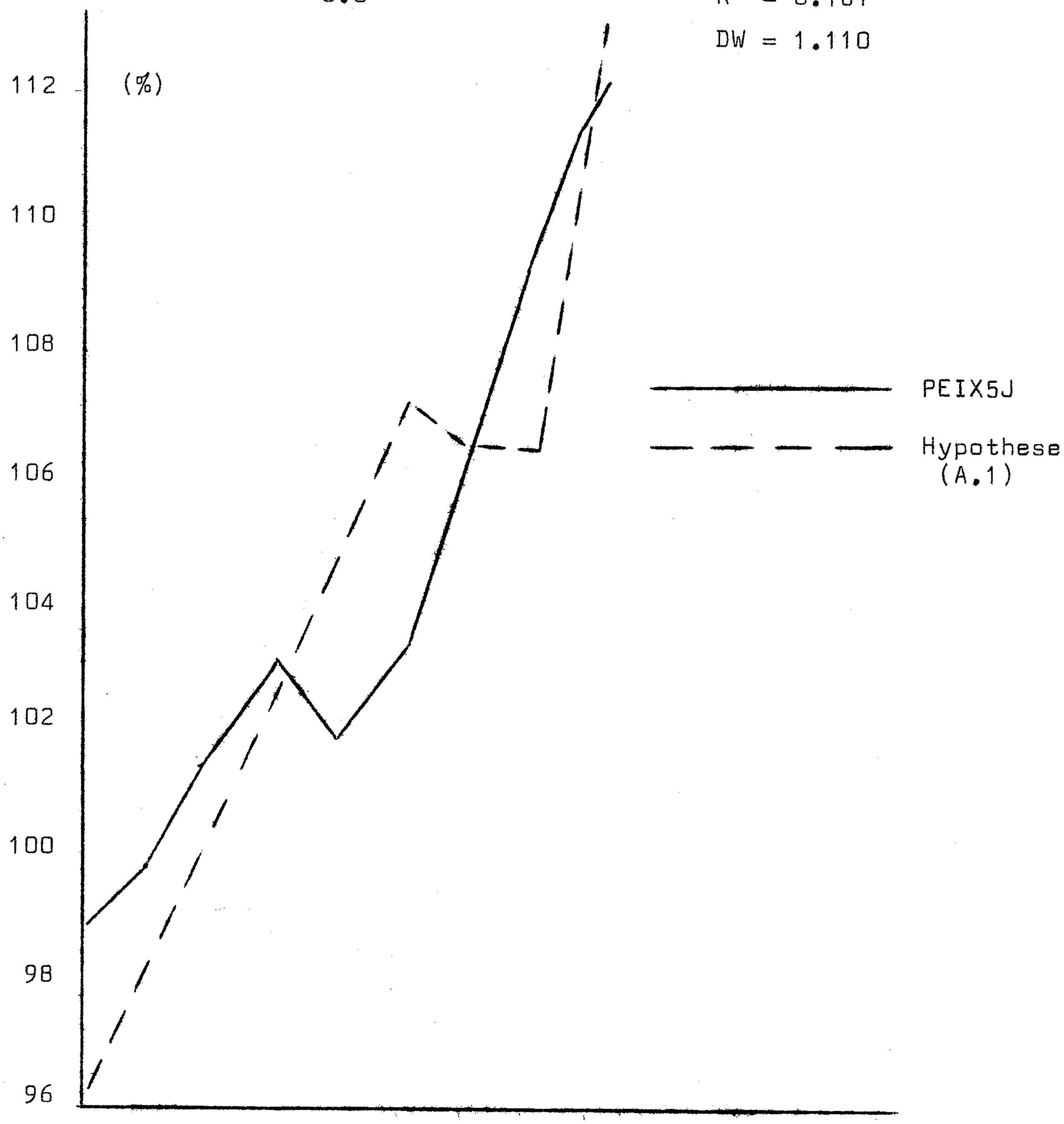
(A.1) $m'_{t+1} = m_t$

$$PEIX5J = \beta_1 PIGPL1$$

$$\underset{0.0}{PEIX5J = 1.003\ PIGPL1}$$

$R^2 = 0.761$

DW = 1.110



(2) <u>Extrapolative Erwartungshypothesen i.e.S.</u>

(A.2) $m'_{t+1} = \beta_1 m_t + \beta_2 (m_t - m_{t-1})$

$$PEIX5J = \beta_1 PIGPL1 + \beta_2 DPIGL1$$

(C.2) PEIXSJ = 1.005PIGPL1 − 0.261DPIGL1
1. 189.

$R^2 = 0.762$

$DW = 0.88$

(A.3) $m'_{t+1} = \beta_1 m_t + \beta_2 m_{t-1} + \beta_3 m_{t-2}$

$$PEIX5J = \beta_1 PIGPL1 + \beta_2\ PIGPL2 + \beta_3 PIGPL3$$

(C.3) PEIX5J = 6.891PIGPL1 − 0.648PIGPL2 + 0.984PIGPL3
67. 130. 76.

$R^2 = 0.880$

$DW = 0.63$

Die Regressionsgleichungen (C.2) und (C.3) werden graphisch nicht dargestellt, weil in jeder dieser Gleichung insignifante Koeffizienten vorkommen.

(3) Erwartungshypothese des Durchschnitts der vergangenen Werte

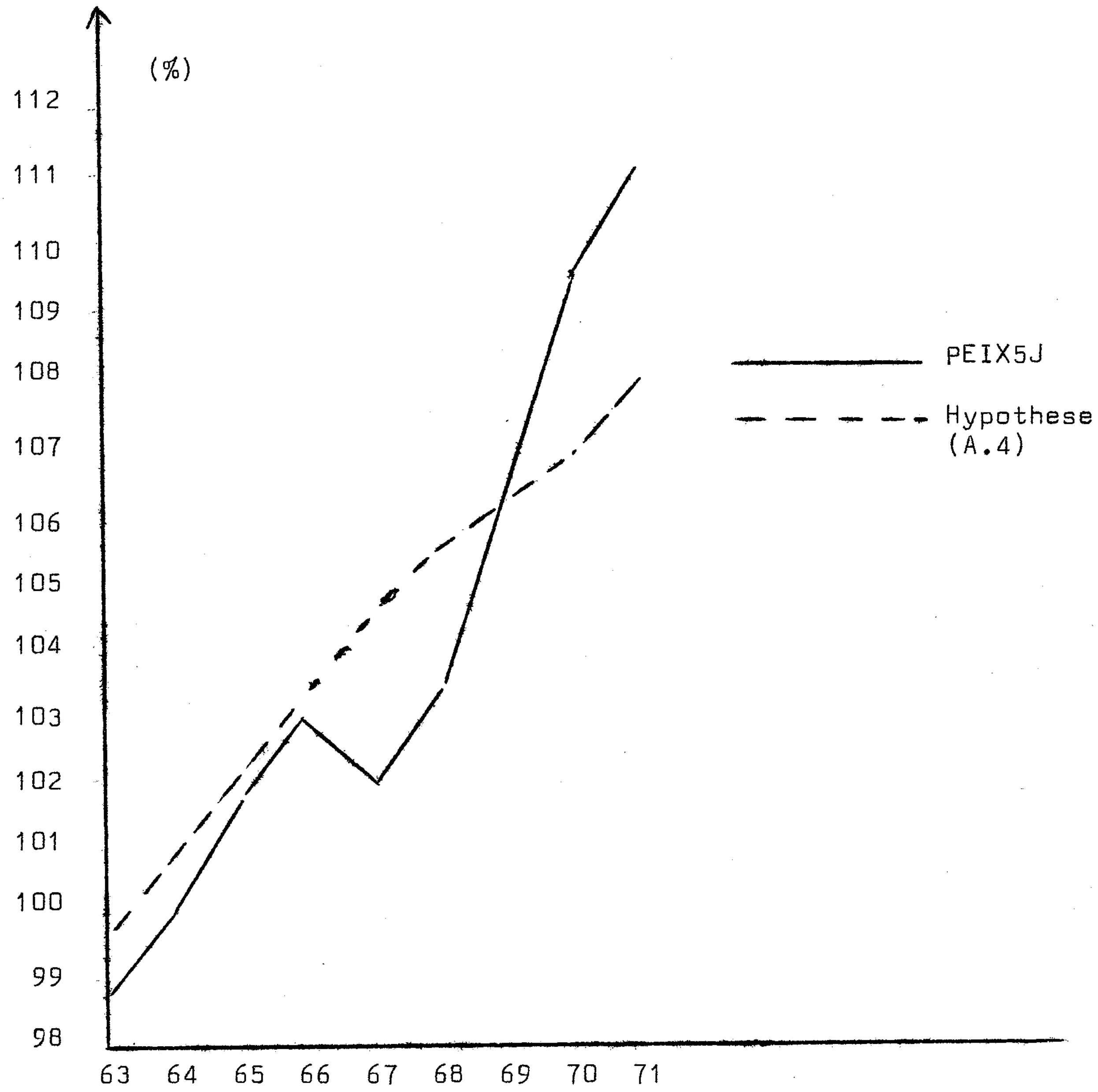
(A.4) $m'_{t+1} = \bar{m}_t$

$$PEIX5J = \beta_1 \; MPIGP$$

(C.4) $PEIX5J = \underset{0.0}{1.042} \; MPIGP$

$R^2 = 0.820$

$DW = 0.57$



b) Adaptive Erwartungshypothesen:

(A.5) $m'_{t+1} - m'_t = \beta_o \, (m_t - m'_t)$

$$DPEI5J = \beta_1 DPE5L1$$

(C.5) $DPEI5J = \underset{69.}{0.422} DPE5L1$

$R^2 = 0.004$
DW = 0.93

Keine graphische Darstellung, da auf Grund des kleinen R^2 kein statistischer Zusammenhang nachgewiesen werden kann.

(A.6) $m'_{t+1} = \beta_1 m'_t + \beta_2 m_t$

$$PEIX5J = \beta_1 PEI5L1 + \beta_2 PIGPL1$$

(C.6) $PEIX5J = -\underset{433.}{0.066} PEI5L1 + \underset{27.}{1.084} PIGPL1$

$R^2 = 0.913$
DW = 1.28

Keine graphische Darstellung, da der Regressionskoeffizient β_1 insignifikant ist.

Zusammenfassung:

Ähnlich wie bei den Investitionserwartungen mußten auch im Falle der Preiserwartungen die adaptiven Erwartungshypothesen (A.5) und (A.6) aus statistischen Gründen verworfen werden. Von den extrapolativen Erwartungshypothesen erwiesen sich die stationären Erwartungshypothese (A.1) und die Erwartungshypothese des Durchschnitts der vergangenen Werte (A.4) als die statistisch besten. Die übrigen Hypothesen (A.2) und (A.3) zeigten sich statistisch nicht gesichert.

III. LITERATURVERZEICHNIS

CAGAN, P.D.	"The Monetary Dynamics of Hyperinflation". In Milton Friedman, editor, Studies in Quantity Theory of Money, Chicago, University of Chicago Press, 1956
CHRIST, C.F.	"Econometric Models of Methods", New York, London, Sidney, 1966
ENTHOVEN, A.C. & ARROW, K.J.	"A Theorem on Expectations and the Stability of Equilibrium", Econometrica, 24 April 1956
FERBER, R.	The Railroad Shippers Forecasts, University of Illinois, Bureau of Economic and Business Research, Urbana, 1953
FRIEDMAN, M.	"A Theory of the Consumption Function", Princeton, N.J., Princeton University Press for NBER, 1957
HAHN, F.H. & MATHEWS, R.C.O.	"The Theory of Growth: A Survey", Economic Journal, December 1964)
METZLER, L.A.	"The Nature and Stability of Inventory Cycles", Review of Economics and Statistics, 23 (August 1941)
NERLOVE, M.	"Distributed Lags and Demand Analysis", Agriculture Handbook No, 141, Washington, USA, Government Printing Office
ÖSTERREICHISCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG: (Hrsg.)	
AIGINGER, K.	Investitionstest 1971
RAIFFA, H. & SCHLAIFER, R.	Applied Statistical Decision Theory, Boston, 1961

SCHNEEWEIß, H. Ökonometrie, Würzburg-Wien ,1972

SCHÖNFELD, P. Methoden der Ökonometrie, Band I, Berlin und Frankfurt a.M. ,1969

SIDRAWSKI, M. "Inflation and Economic Growth", Journal of Political Economy, December 1967

TURNOVSKY, St.T. A Bayesian Approach to the Theory of Expectations, Journal of Economic Theory 1, 1969

Formation of Price Expectations, Journal of American Statistical Association, December 1970

ZELLNER, A. An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics, New York, 1971