

MODELL ÖSTERREICH I

Ein makroökonomisches
Prognose- und Entscheidungsmodell

Teil I

P. FLEISSNER - E. FÜRST - E. LÖSCHNER
F. SCHEBECK - St. SCHLEICHER
G. SCHWÖDIAUER - H. WINTER

Forschungsbericht No. 44
Juni 1970

Die vorliegende Arbeit wurde vom Fonds
zur Förderung der wissenschaftlichen
Forschung unterstützt.

INHALTSVERZEICHNIS

=====

TEIL I	Seite
0. Vorwort	1
1. Einleitung	3
1.1 Charakterisierung des Modells	3
1.2 Struktur des Modells	3
1.3 Charakterisierung der Variablen	5
1.4 Zeichenerklärung	6
2. Statistische Methoden	8
3. Daten	11
4. Verhaltensgleichungen	59
4.1 Rate der Arbeitslosigkeit	59
4.2 Privat Beschäftigte	63
4.3 Privater Konsum	66
4.4 Private Ausrüstungsinvestitionen	71
4.5 Private Bauinvestitionen	75
4.6 Lagerveränderungen	78
4.7 Import i. w. S.	83
4.8 Lohnniveau, privat	88
4.9 Privates Nichtlohneinkommen	91
4.10 Deflator der privaten Ausrüstungsinvestitionen	94
4.11 Deflator der privaten Bauinvestitionen	97
4.12 Index der Verbraucherpreise	100
4.13 Deflator des Bruttonationalprodukts	103
5. Definitionsgleichungen	106

0. VORWORT

Nach mehr als einjähriger Arbeit eines Teams von sieben Mitarbeitern übergibt die Abteilung Ökonomie des Instituts für Höhere Studien das erste makroökonomische Modell der österreichischen Wirtschaft der Öffentlichkeit.

Die vorliegende Modellversion "ÖSTERREICH I" ist die ausgereifteste Variante von jenen sechs Modellen, die in dieser ersten Forschungsperiode angefertigt wurden. Die Prognose-tauglichkeit und die strukturelle Zuverlässigkeit von "ÖSTERREICH I" scheint nach bisherigen Testergebnissen sehr befriedigend zu sein.

Dieses Modell wurde bereits in zweifacher Hinsicht einer praktischen Erprobung unterzogen: einerseits wurde es für Zwecke der Wirtschaftsprognosen verwendet, wobei die Vorhersagen für die Wirtschaftsentwicklung 1970 dem Österreichischen Institut für Wirtschaftsforschung zur Verfügung gestellt wurden; andererseits diente es der Österreichischen Nationalbank bei der Beurteilung wirtschaftspolitischer Maßnahmen im Zusammenhang mit der DM-Aufwertung.

Die vorliegende Arbeit erhielt eine entscheidende Starthilfe durch Herrn Drs. Jaap Post vom Zentralen Planbüro in Den Haag, der zweimal als Konsulent am Institut weilte und dem die Mitarbeiter für die Einführung in Techniken des Modellbaues herzlich danken.

Mitarbeiter des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung leisteten wertvolle Hilfe bei der Datenerhebung und gaben durch zahlreiche kritische Anregungen Anlaß zu bedeutenden Verbesserungen des Modells.

Mit Unterstützung des Rechenzentrums des Instituts für Höhere Studien wurde eine ökonomische Programm-bibliothek erstellt, die zusammen mit einer computer-orientierten volkswirtschaftlichen Datenbank im Institut für Höhere Studien die Anwendung modernster ökonomischer Verfahren in Österreich ermöglicht.

1. EINLEITUNG

1.1 CHARAKTERISIERUNG DES MODELLS

Das Modell "ÖSTERREICH I" ist ein kurzfristiges makro-ökonomisches Modell, da es für einen Prognosezeitraum von ein bis zwei Jahren bestimmt ist und auf den Aggregaten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung basiert. Das Modell soll zwei verschiedene Zwecke erfüllen:

Erstens sollen mit dem Modell Prognosen über die kurzfristige Wirtschaftsentwicklung erstellt werden. Diese Prognosen können den wirtschaftspolitischen Entscheidungsträgern Grundlagen für allenfalls notwendige wirtschaftspolitische Maßnahmen liefern.

Zweitens sollen mit diesem Modell die Auswirkungen alternativer wirtschaftspolitischer Maßnahmen quantitativ erfaßt werden. Damit diese Aufgabe vom Modell erfüllt werden kann, muß es ein möglichst getreues Abbild der kausalen Struktur der betrachteten Wirtschaft darstellen.

1.2 STRUKTUR DES MODELLS

Das Modell "ÖSTERREICH I" besteht aus insgesamt 28 Gleichungen, wovon 13 wirtschaftliche Verhaltensweisen beschreiben, während die restlichen 15 definitorische Zusammenhänge wiedergeben.

Die 13 Verhaltensgleichungen sind stochastischer Natur und sollen die kausalen Relationen zwischen den wichtigsten Wirtschaftsgrößen erfassen; ihre Parameter werden mit Verfahren der mathematischen Statistik geschätzt. Dem kurzfristigen Charakter des Modells entsprechend dominieren Verhaltensgleichungen für die Nachfragekategorien, nämlich für den privaten Konsum, für die privaten Ausrüstungs- und Bauinvestitionen, für die Lagerveränderungen, für die Importe im weiteren Sinn und für die privat Beschäftigten.

Die Rate der Arbeitslosigkeit kann als Ausdruck des Ungleichgewichts am Arbeitsmarkt aufgefaßt werden. In die entsprechende Verhaltensgleichung gehen daher Angebots- und Nachfrageelemente ein.

Die Angebotsseite der Wirtschaft wird durch vier Preisgleichungen erfaßt. Es sind dies die Verhaltensgleichungen für die Deflatoren der privaten Ausrüstungsinvestitionen, der Bauinvestitionen, des Bruttosozialprodukts und für den Index der Verbraucherpreise. Eine Produktionsfunktion ist im Modell also nur implizit erkennbar.

Zwei Verhaltensgleichungen beschreiben die Einkommenskategorien, nämlich die Gleichung für das private Lohnniveau und die Gleichung für das private Nichtlohneinkommen (Unternehmereinkommen).

Die 15 Definitionsgleichungen beinhalten Beziehungen, die sich aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ergeben, stellen einfache Umrechnungen von realen auf nominelle Werte dar oder definieren in bestimmten Verhaltensgleichungen benötigte Variable.

Mit Ausnahme der Rate der Arbeitslosigkeit und der Frostrate, die in Form von ersten Differenzen auftreten, wurden alle Zeitreihen in jährliche Veränderungs-raten transformiert.

1.3 CHARAKTERISIERUNG DER VARIABLEN

Ökonometrische Modelle sind unterbestimmte Gleichungssysteme, das heißt, in der Regel ist die Anzahl der Variablen des Systems größer als die Anzahl der Gleichungen. Das Gleichungssystem kann für Prognosezwecke nach den endogenen Variablen gelöst werden. Endogene Variable sind solche, die durch Verhaltensgleichungen geschätzt oder durch Definitionsgleichungen bestimmt werden. Die restlichen Größen werden als prädeterninierte Variable bezeichnet.

Das Modell "ÖSTERREICH I" enthält 28 endogene Variable, entsprechend den 13 Verhaltens- und 15 Definitionsgleichungen. Von den 37 prädeterninierten Variablen sind ca. zwei Drittel als rein exogen zu betrachten.

Die ökonomisch bedeutendsten exogenen Variablen sind die Exporte im weiteren Sinn und das Importpreisniveau, da sie die Abhängigkeit der österreichischen Wirtschaft von der Konjunkturlage des Auslandes wiedergeben. Die restlichen exogenen Variablen sind als wirtschaftspolitische Instrumente zu betrachten, wie die öffentlichen Ausgaben für Konsum und Investitionen und Variable für das Ausmaß der Belastung mit direkten und indirekten Steuern sowie - mit Einschränkungen - der Tariflohnindex und die Rendite festverzinslicher Wertpapiere. Exogen sind noch eine demographische und eine klimatische Größe sowie zwei Dummy-Variable.

Unter den endogenen Variablen finden sich die Zielvariablen der Wirtschaftspolitik: die Veränderungsrate des Bruttosozialprodukts als Zielgröße der Wachstumspolitik, mehrere Preisvariable sowie die Arbeitslosenrate als Indikator für das Ausmaß der Vollbeschäftigung. Aussagen über die Entwicklung der Einkommensverteilung können an Hand der Unterscheidung von Lohn- und Nichtlohneinkommen hergeleitet werden.

1.4 ZEICHENERKLÄRUNG

In dieser Veröffentlichung wird durchgehend zwischen "Zeitreihen" und "Variablen" unterschieden.

"Zeitreihen" stellen das statistische Rohmaterial dar. Sie sind durch einen symbolischen Namen gekennzeichnet, der aus drei oder vier Blockbuchstaben besteht und mit einer Tilde versehen ist:

\widetilde{AAAN} nominelle Größen
\widetilde{AAAR} deflationierte Größen
\widetilde{AAAX} Indices
\widetilde{AAA} sonstige Größen

"Variable" entstehen aus den "Zeitreihen" durch Transformation derselben in prozentuelle Veränderungsrate oder erste Differenzen. Sie werden durch den entsprechenden symbolischen Namen ohne Tilde bezeichnet. Im Modell selbst sind nur "Variable" enthalten.

$$\Delta AAAN_t = AAAN_t - AAAN_{t-1}$$

Δ steht also für den bekannten Differenzenoperator.

DW bezeichnet die Durbin-Watson d-Statistik.

R bezeichnet den multiplen Korrelationskoeffizienten.

\hat{r}_i bezeichnet einen partiellen Korrelationskoeffizienten.

2. STATISTISCHE METHODEN

Die Parameterschätzungen für das Modell "ÖSTERREICH I" basieren auf Jahresdaten mit einer Stichprobenperiode von 1954 - 1968. Die Residuen jeder Verhaltensgleichung laufen einheitlich von 1957 - 1968.

In einem Stichprobenzeitraum von 15 Jahren dürften ausreichende Informationen für kurzfristige Prognosen über ein bis zwei Jahre enthalten sein. Da jedoch Jahresdaten vorliegen, ist die Anzahl der erklärenden Variablen pro Gleichung beschränkt, weshalb es aus statistischen Gründen wünschenswert wäre, entweder den Stichprobenzeitraum zu vergrößern oder auf Halbjahres- bzw. Quartalsdaten überzugehen. Das derzeit aus amtlichen Quellen verfügbare Datenmaterial setzt einem solchen Vorhaben jedoch große Schwierigkeiten entgegen.

In dieser Publikation sind Einzelgleichungsschätzungen mittels Ordinary Least Squares enthalten; simultane Schätzverfahren wurden ebenfalls auf das Modell angewendet, ihre Ergebnisse sollen jedoch getrennt veröffentlicht werden.

Wie aus 1.4 hervorgeht, wurden die benutzten Zeitreihen in prozentuelle Veränderungsraten oder erste Differenzen transformiert. Diese methodische Besonderheit soll im folgenden ausführlich erläutert werden.

Die theoretische Ökonomie erwartet von der Ökonometrie, daß sie ein Instrumentarium zum Testen von hypothetischen Kausalbeziehungen auf ihre Wahrscheinlichkeit und zur Schätzung der Parameter spezifischer Modelle liefert.

Alternative Hypothesen sollen hinsichtlich ihrer Gültigkeit differenziert werden, um Aufschlüsse über die "wahre" Struktur des zugrunde liegenden Wirtschaftsprozesses zu erhalten.

Ökonomische Zeitreihen in Rohform, wie sie in den amtlichen Veröffentlichungen ausgewiesen werden, enthalten durchwegs einen ausgeprägten Trend. Die Verwendung dieser Rohdaten, die als Niveaugrößen bezeichnet werden sollen, führt in der Regressionsanalyse zu unerwünschten Effekten, die bei der Erstellung vieler ökonomischer Modelle leichtfertig übersehen wurden.

Die Verwendung von trendbehafteten Zeitreihen führt zu Multikollinearität unter den erklärenden Variablen. Als Folge davon steigt die Varianz der geschätzten Parameter, deren Werte damit unzuverlässiger werden. Andererseits kann bei Multikollinearität sogar der verwirrende Fall auftreten, daß fälschlicherweise stabile Schätzergebnisse vorgetäuscht werden. Wenn die Zeitreihen der abhängigen und der unabhängigen Variablen einen gleichläufigen Trend aufweisen, läßt sich leicht zeigen, daß mit zunehmendem Stichprobenumfang der Korrelationskoeffizient gegen eins tendiert und der Wert des Regressionskoeffizienten sich dem Quotienten der Trendkomponenten nähert.

Man sieht also, daß bei Verwendung trendbehafteter Zeitreihen sowohl die Parameterschätzungen unzuverlässiger werden, als auch die statistischen Kriterien für die Existenz von Kausalbeziehungen an Aussagekraft verlieren. Die Güte der Anpassung ist irreführend, da sie vom gemeinsamen Trend herrührt.

Durch Bildung von ersten Differenzen wird ein linearer, durch Bildung von Veränderungsraten ein exponentieller Trend eliminiert. Die verbleibende Korrelation zwischen den transformierten Zeitreihen ist im allgemeinen zwar wesentlich geringer als bei den ursprünglichen Zeitreihen, dafür steigt aber die Wahrscheinlichkeit, daß der angezeigte verbleibende Zusammenhang kausaler Natur ist.

Angesichts der mangelnden Genauigkeit ökonomischer Daten ist auch der weitere Vorteil nicht zu unterschätzen, daß durch Differenzenbildung gewisse systematische Beobachtungsfehler ausgefiltert werden.

Am Beispiel einer einfachen Konsumfunktion soll die Wirkung der Zeitreihentransformationen dargestellt werden. Die Hypothese, daß der nominelle private Konsum vom disponiblen Lohneinkommen abhängig ist, führt bei Verwendung von Niveaugrößen zu folgender Schätzung:

$$\widetilde{CTPN}_t = 15.65 + 1.07 \widetilde{LDTN}_t \quad R^2 = .997$$

$$DW = .60$$

In ersten Differenzen lautet diese Gleichung:

$$\Delta \widetilde{CTPN}_t = 2.5 + .73 \Delta \widetilde{LDTN}_t \quad R^2 = .745$$

$$DW = 1.75$$

Bei Verwendung von Veränderungsraten erhält man:

$$\frac{\Delta \widetilde{CTPN}_t}{\widetilde{CTPN}_{t-1}} = 1.9 + .60 \frac{\Delta \widetilde{LDTN}_t}{\widetilde{LDTN}_{t-1}} \quad R^2 = .503$$

$$DW = 1.86$$

An diesem Beispiel wird sichtbar, wie bei Trendeliminationen durch Differenzenbildung der Korrelationskoeffizient abnimmt und die Autokorrelation der Residuen, gemessen an Hand der Durbin-Watson-Statistik, verringert wird.

Die geschätzten Parameter der erklärenden Variablen lassen sich bei Verwendung von ersten Differenzen als Grenzneigungen und bei Verwendung von Veränderungsraten als Elastizitäten interpretieren. Die Konstanten in den Gleichungen bringen eine lineare bzw. exponentielle Trendkomponente zum Ausdruck.

Welche Transformation der Originalzeitreihen im konkreten Fall vorgenommen werden soll, wird außer von der Beschaffenheit des Trends weitgehend von ökonomischen Überlegungen bestimmt, wie etwa von der Annahme konstanter Grenzneigungen bzw. konstanter Elastizitäten.

3. DATEN

Im folgenden wird eine Darstellung der im Modell verwendeten Variablen (= transformierten Zeitreihen) gegeben.

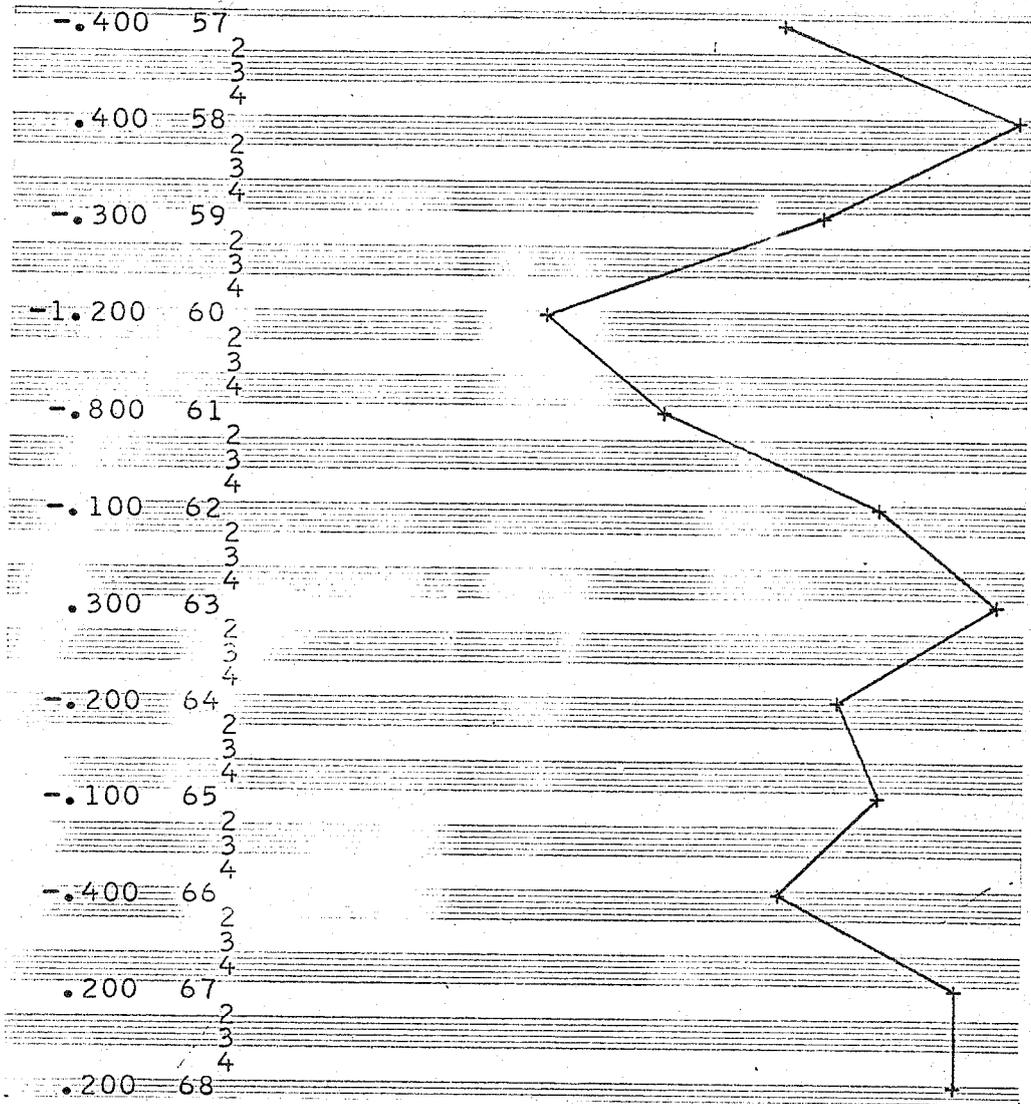
Die in der Quellenangabe gebrauchten Abkürzungen bedeuten:

WIFO . . . Österreichisches Institut für
Wirtschaftsforschung,

St. Ü. . . Statistische Übersichten zu den
Monatsberichten des WIFO.

RATE DER ARBEITSLOSIGKEIT

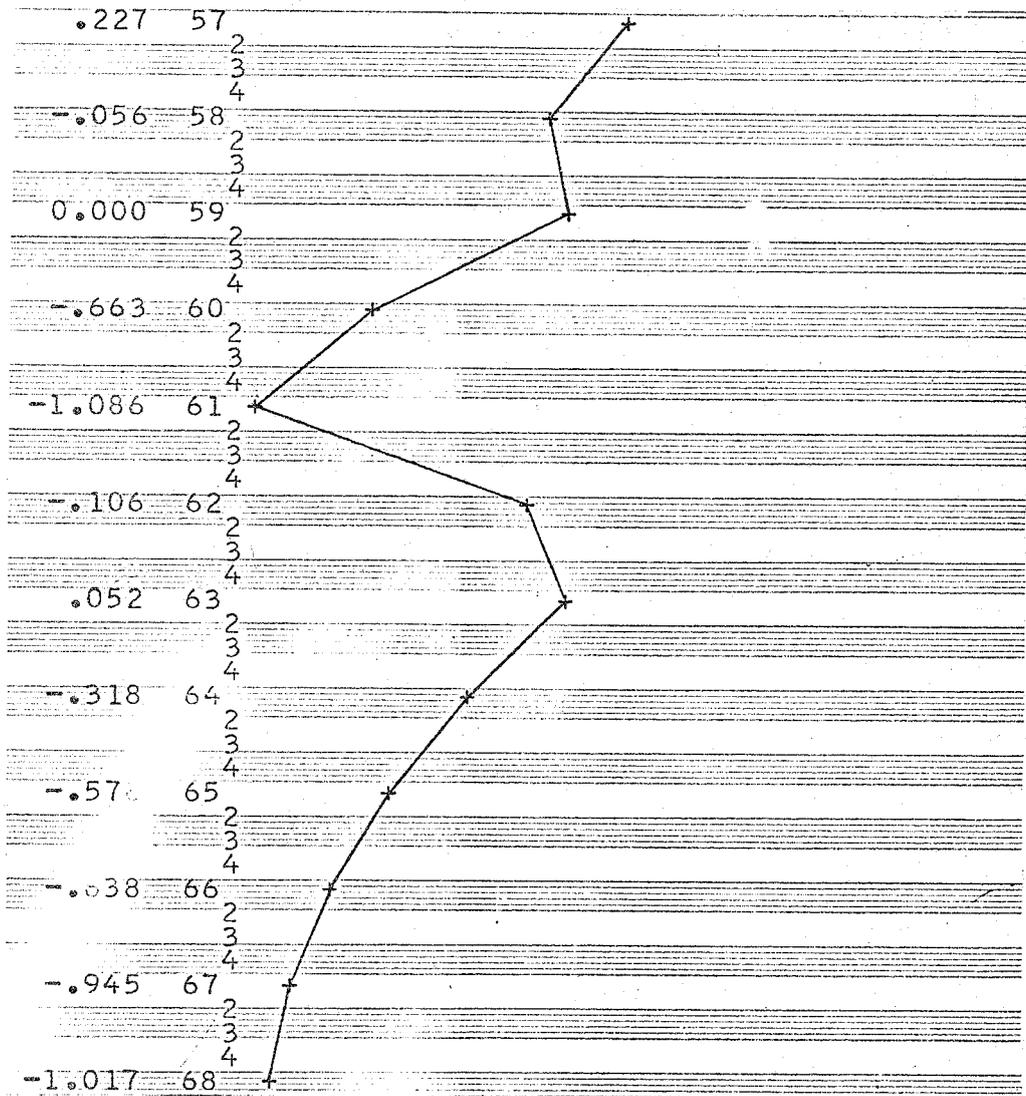
ALO



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabelle 7.1

BEVÖLKERUNGSPOTENTIAL

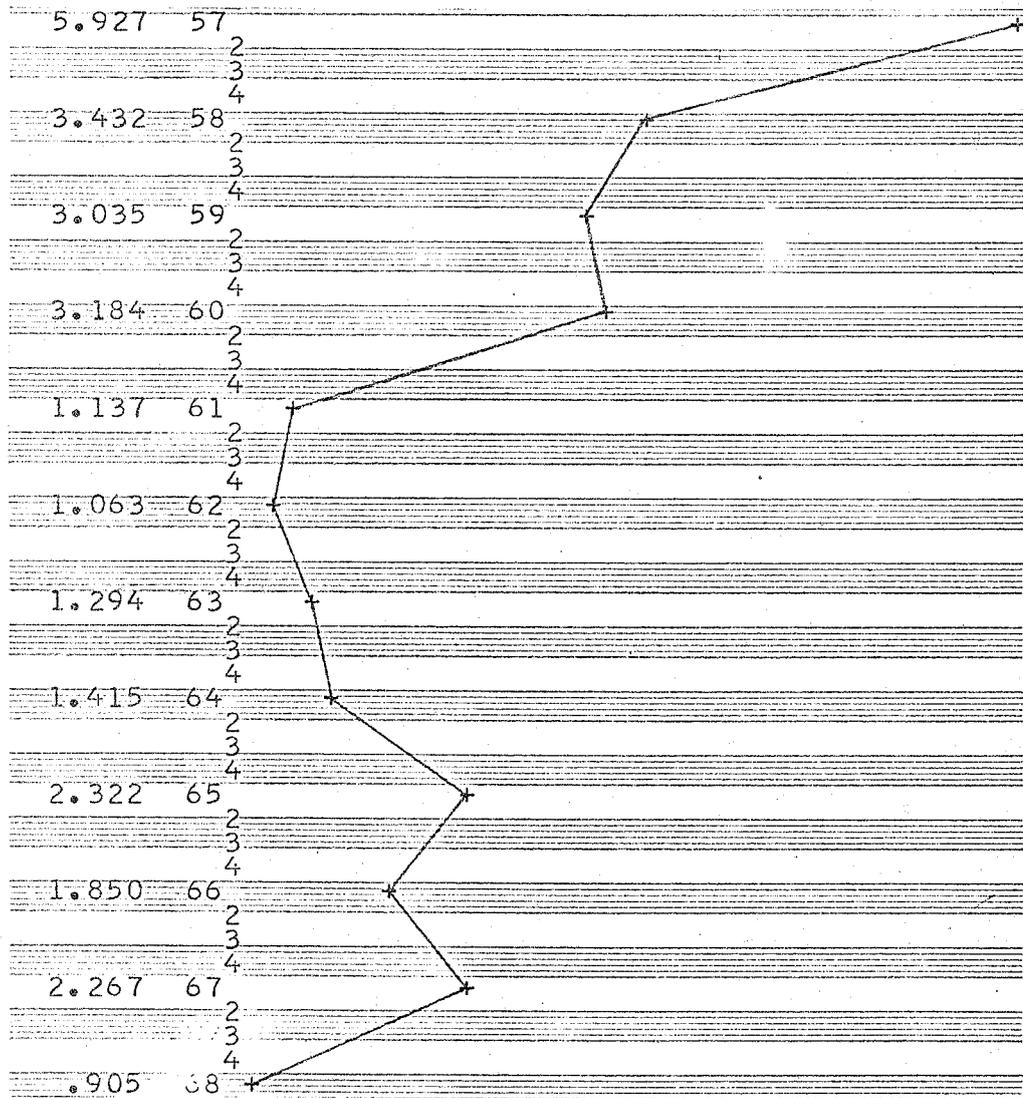
BBS



Quelle: Eigenberechnung
siehe Seite 62

ÖFFENTLICH BESCHÄFTIGTE

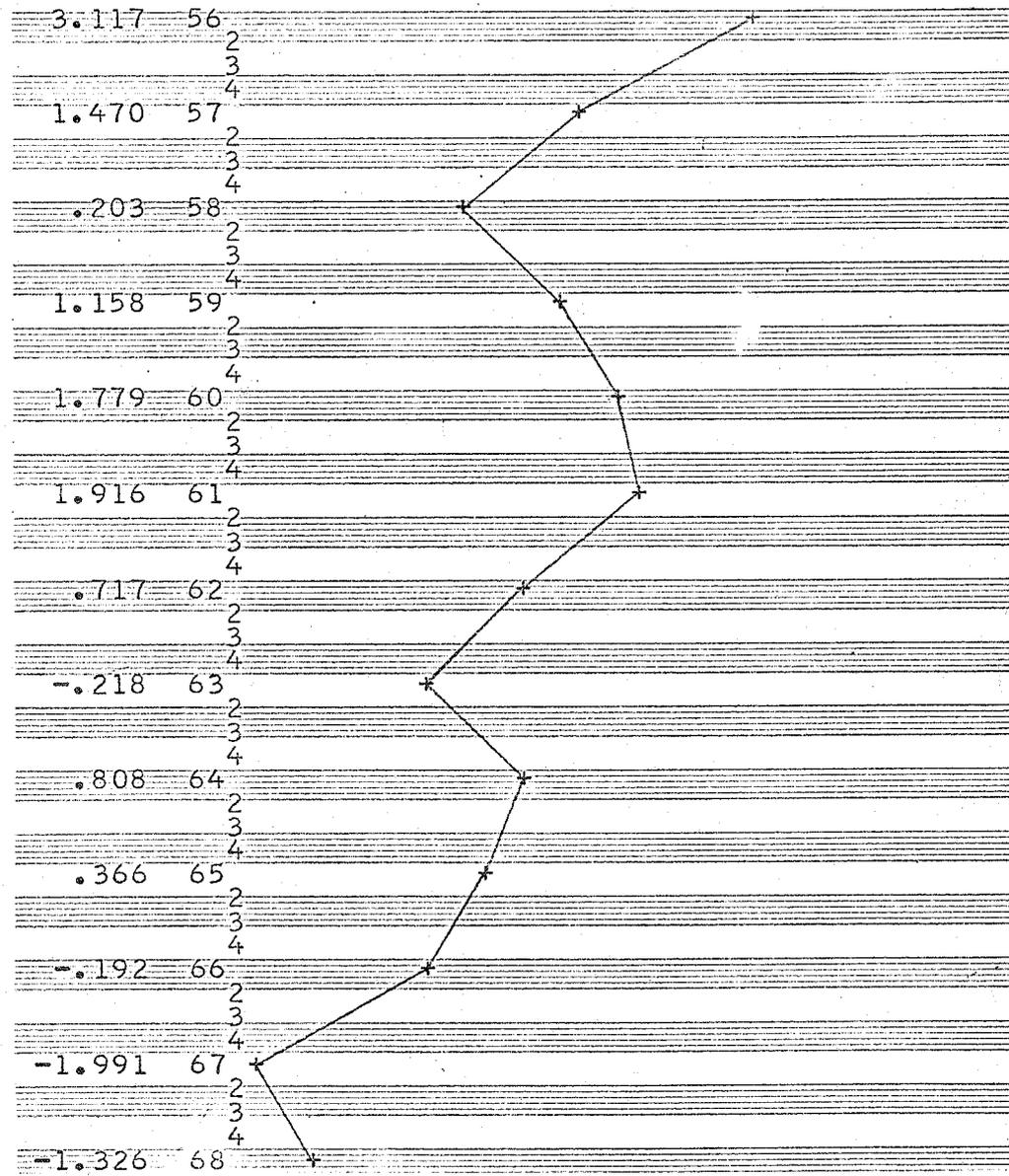
BEO



Quelle: Eigenberechnung
Öffentlich Beschäftigte inklusive Bedienstete der ÖBB und der ÖPT

PRIVAT BESCHÄFTIGTE

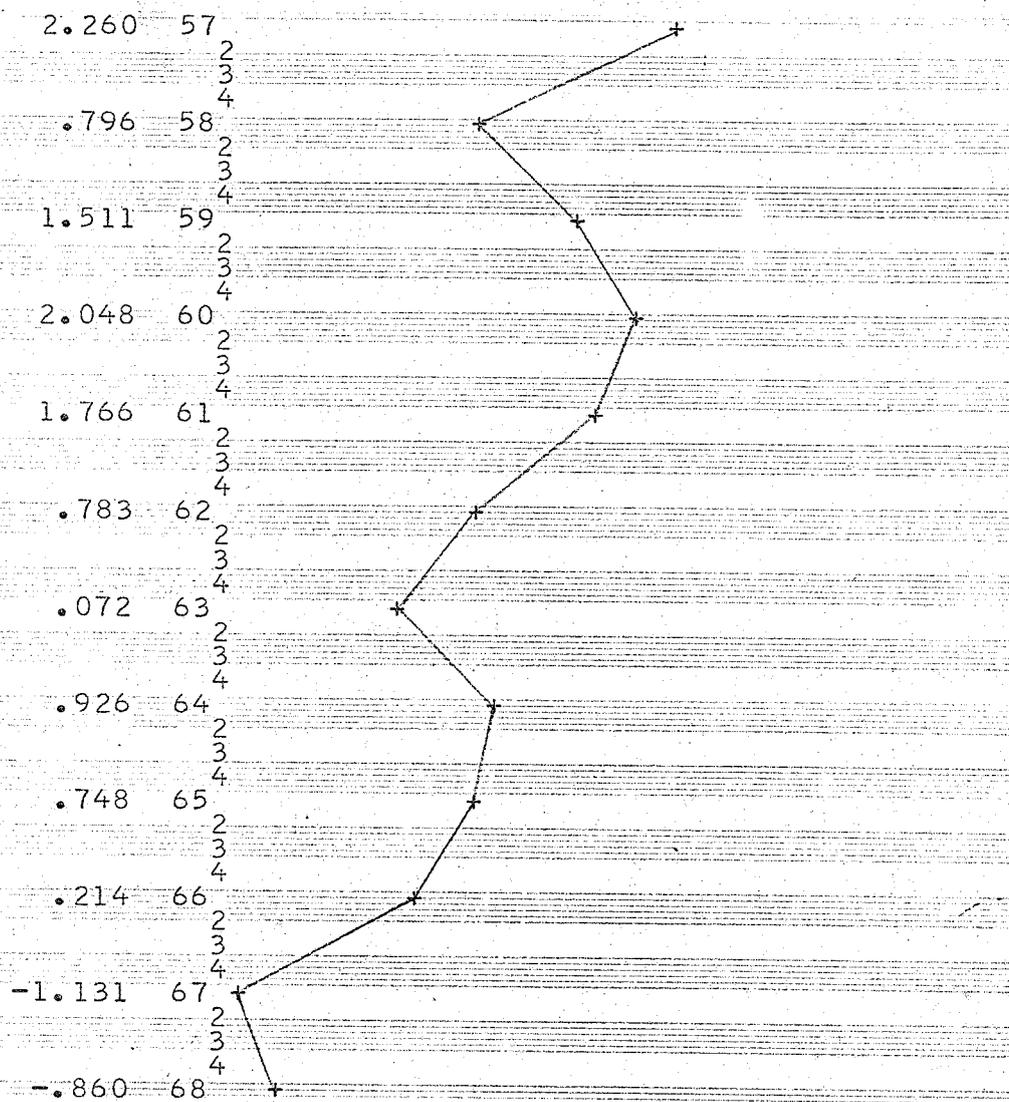
BEP



Quelle: Eigenberechnung
Sozialversicherte Beschäftigte minus öffent-
lich Beschäftigte inklusive Bediensteter
der ÖBB und der ÖPT

BESCHÄFTIGTE, GESAMT

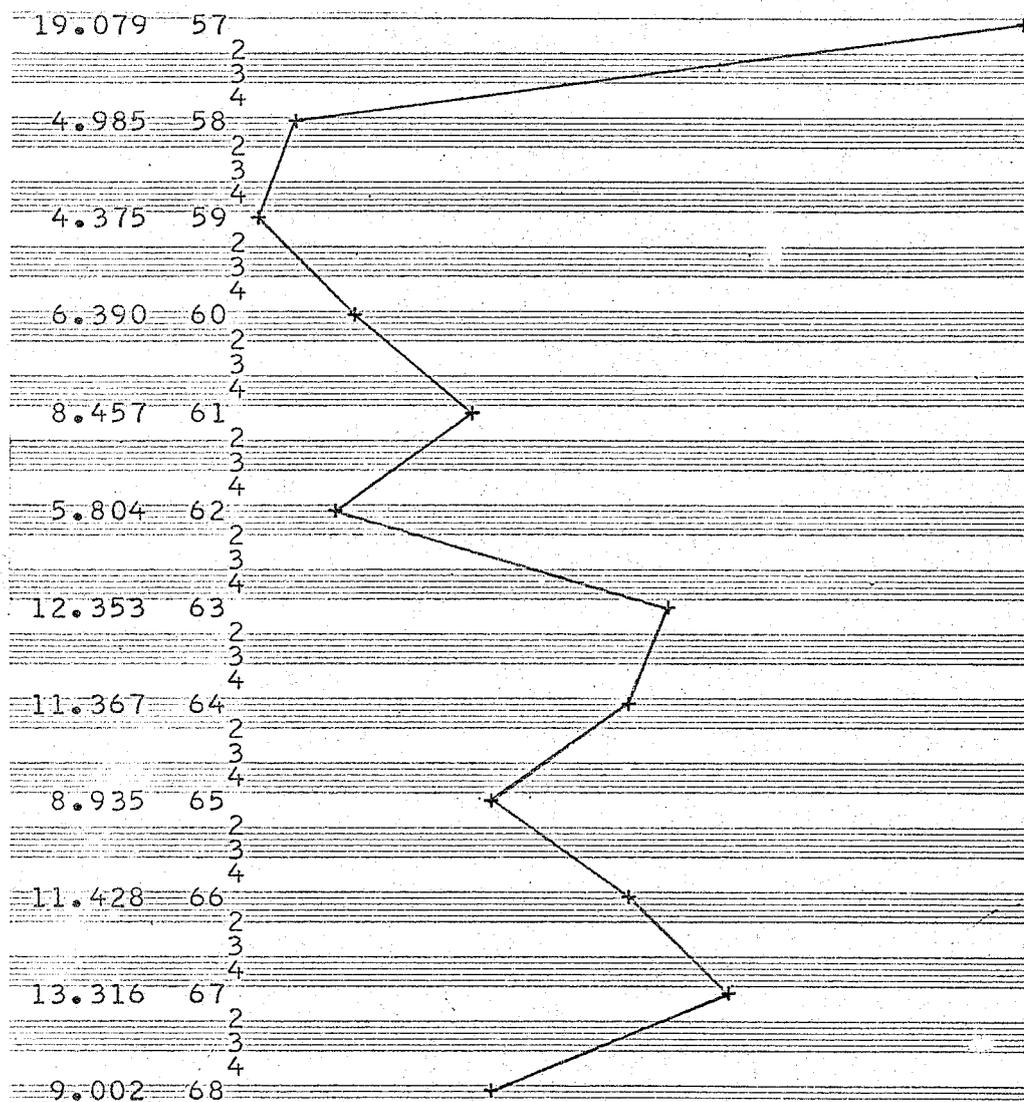
BET



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabelle 7.1

ÖFFENTLICHER KONSUM,

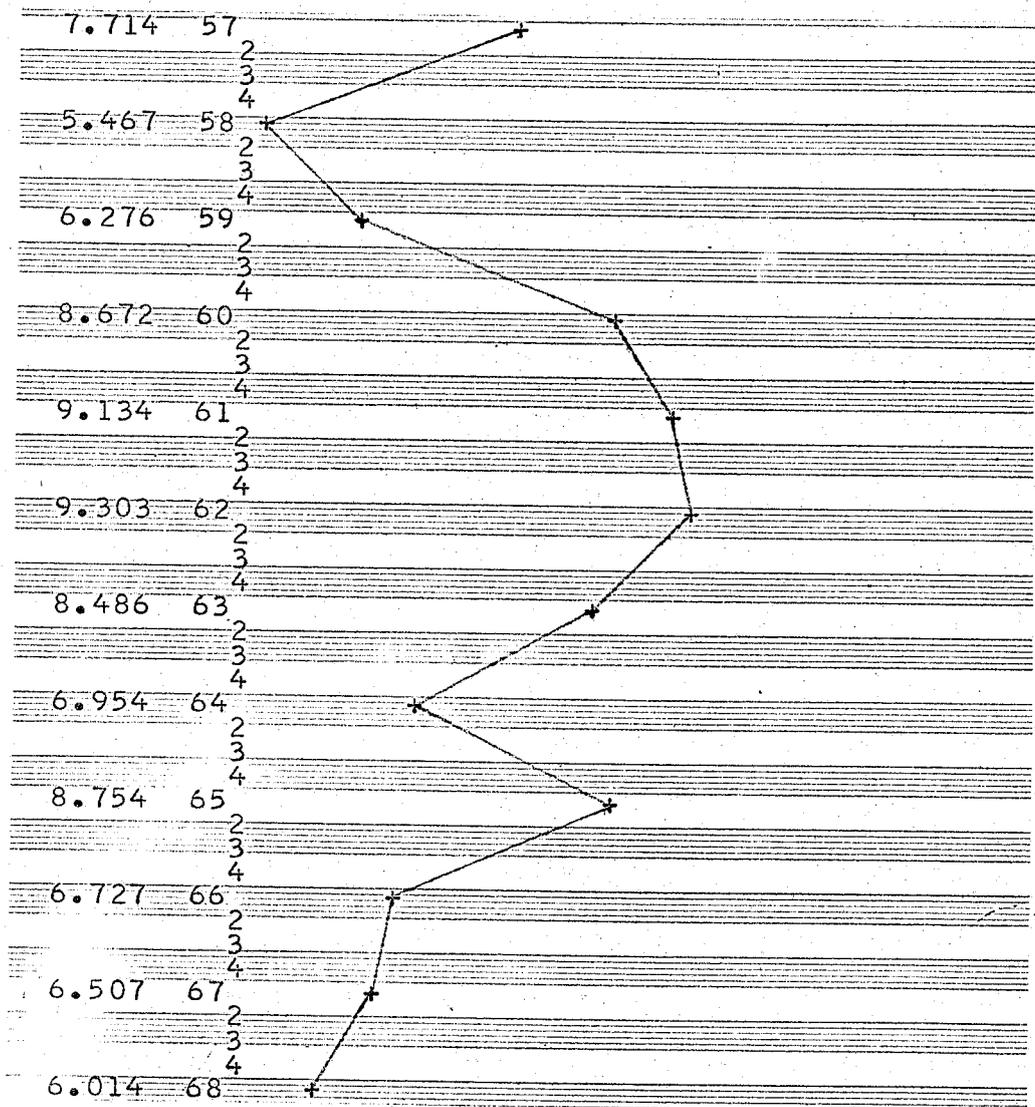
CTON



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabelle Ø.4

PRIVATER KONSUM

CTPN

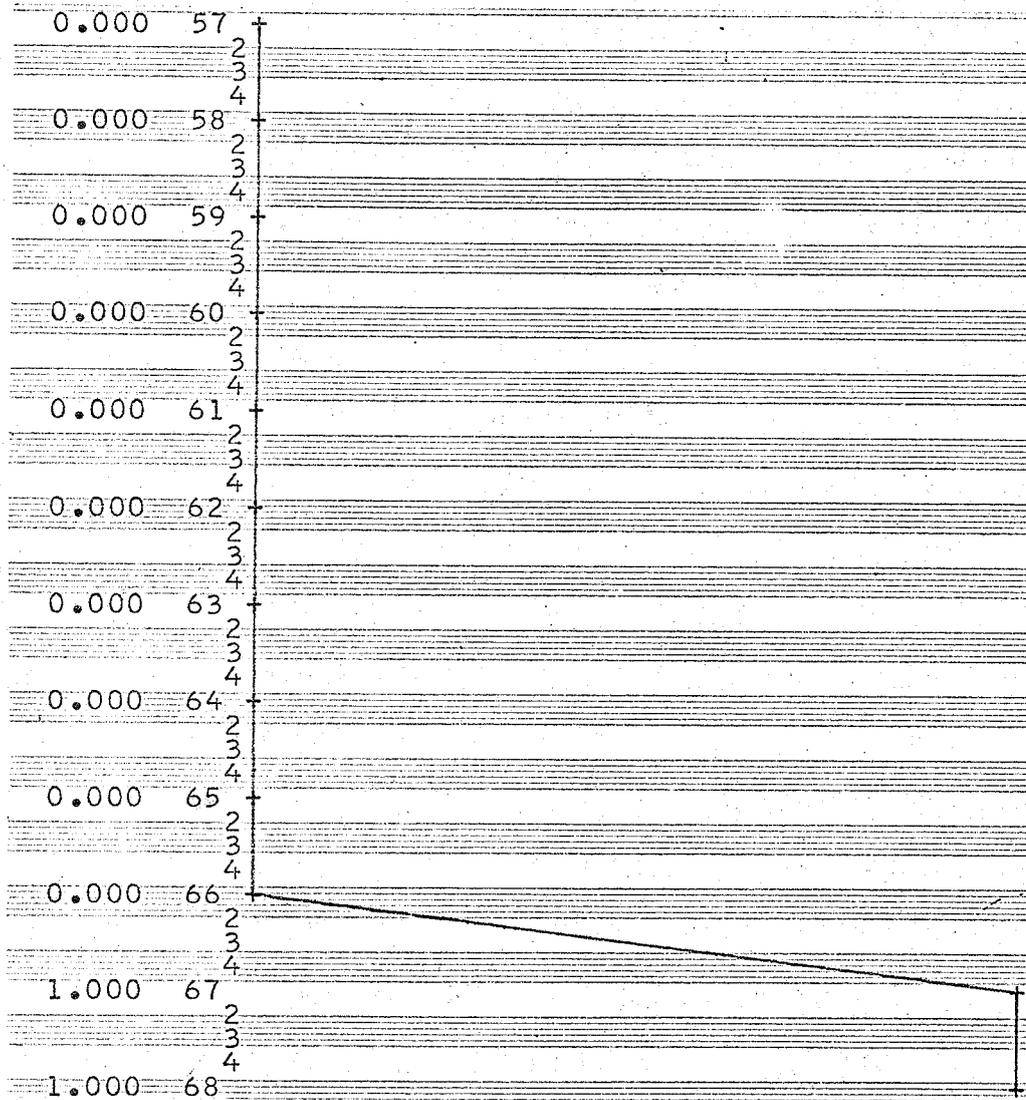


Quelle: WIFO

St. Ü., Tabelle Ø.4

DUMMY-WOHNBAU

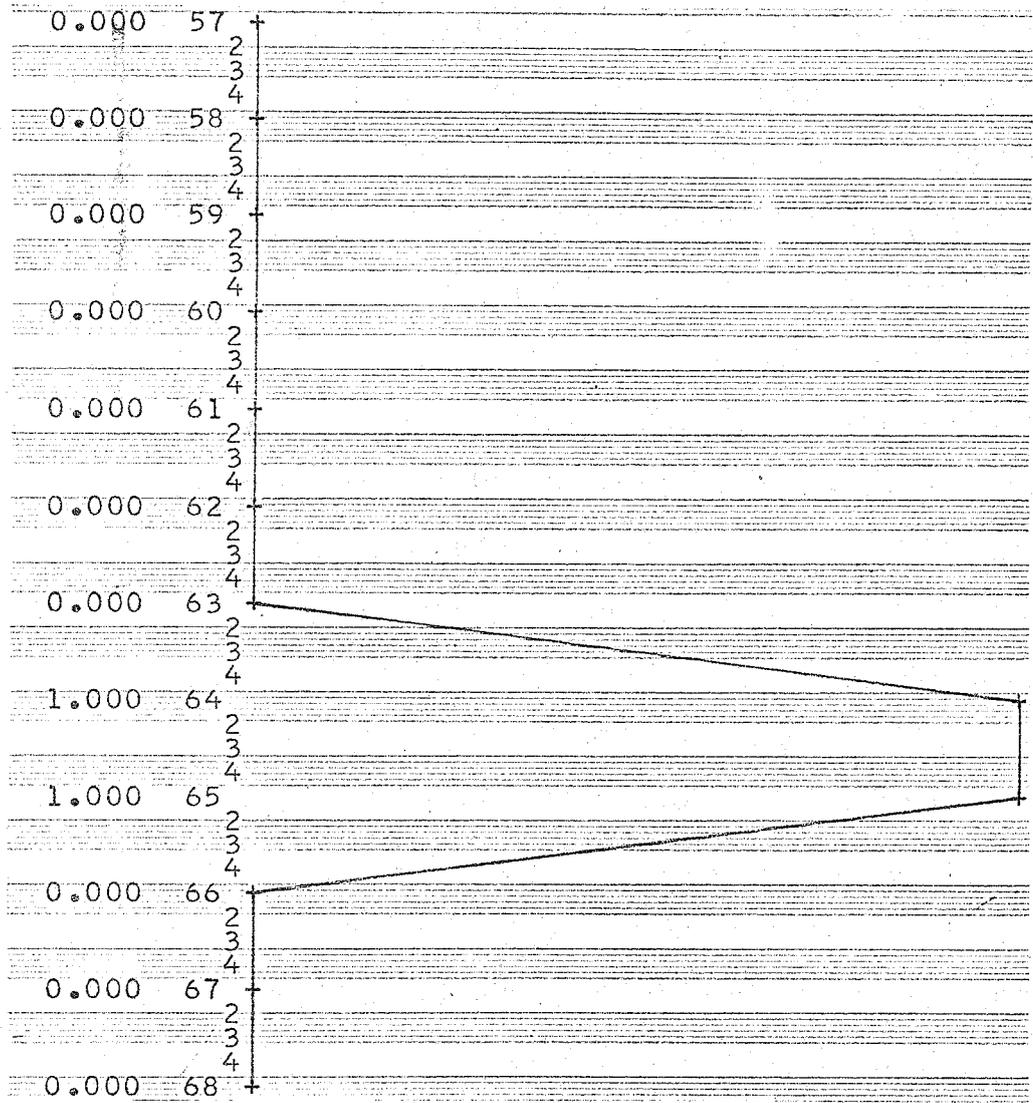
DIB



Quelle: Eigenberechnung
DIB = 1 für 1967, 1968
= ∅ ansonsten

DUMMY-LANDWIRTSCHAFT

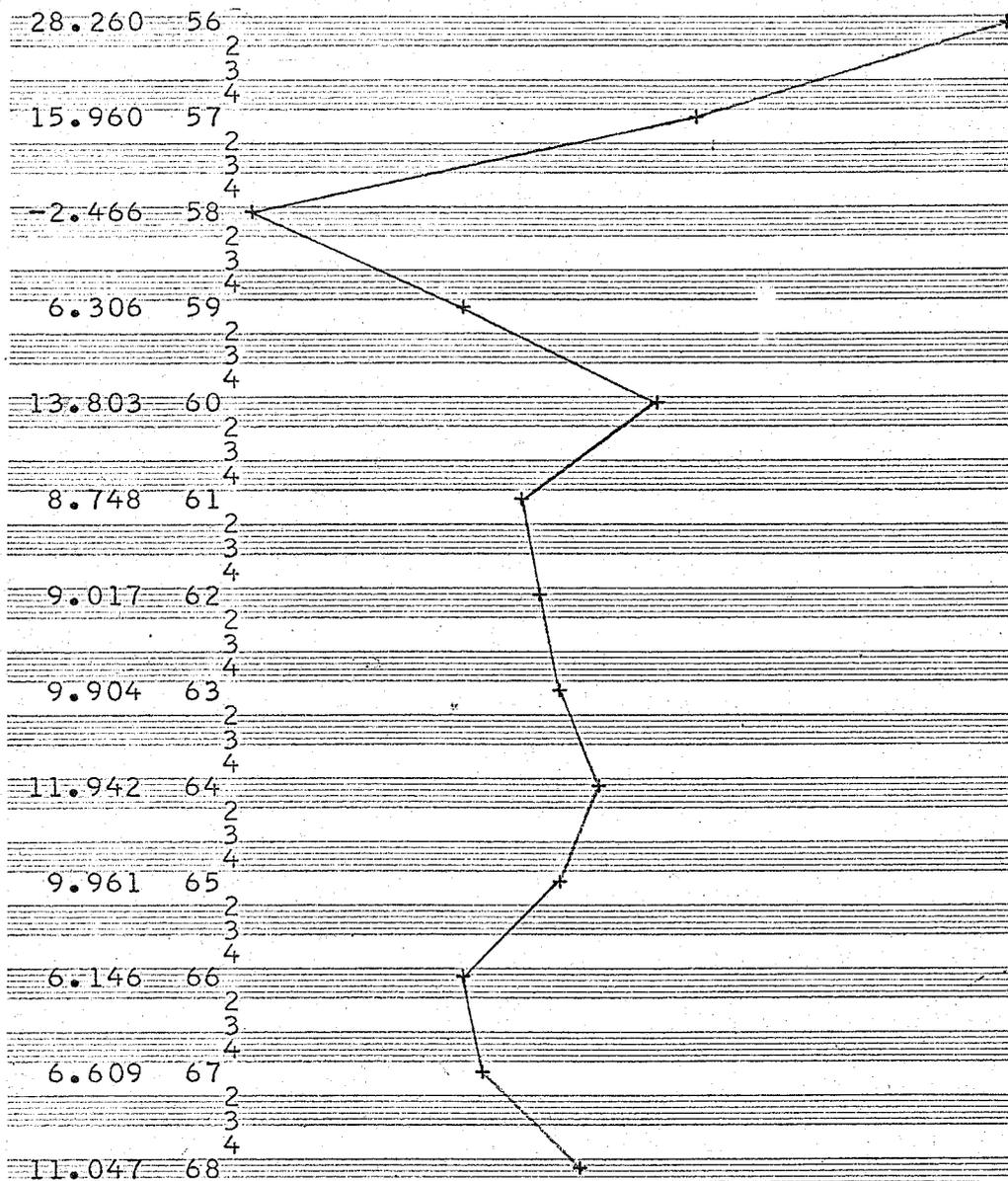
DLA



Quelle: Eigenberechnung
DLA = 1 für 1964, 1965
= 0 ansonsten

EXPORTE I. W. S.

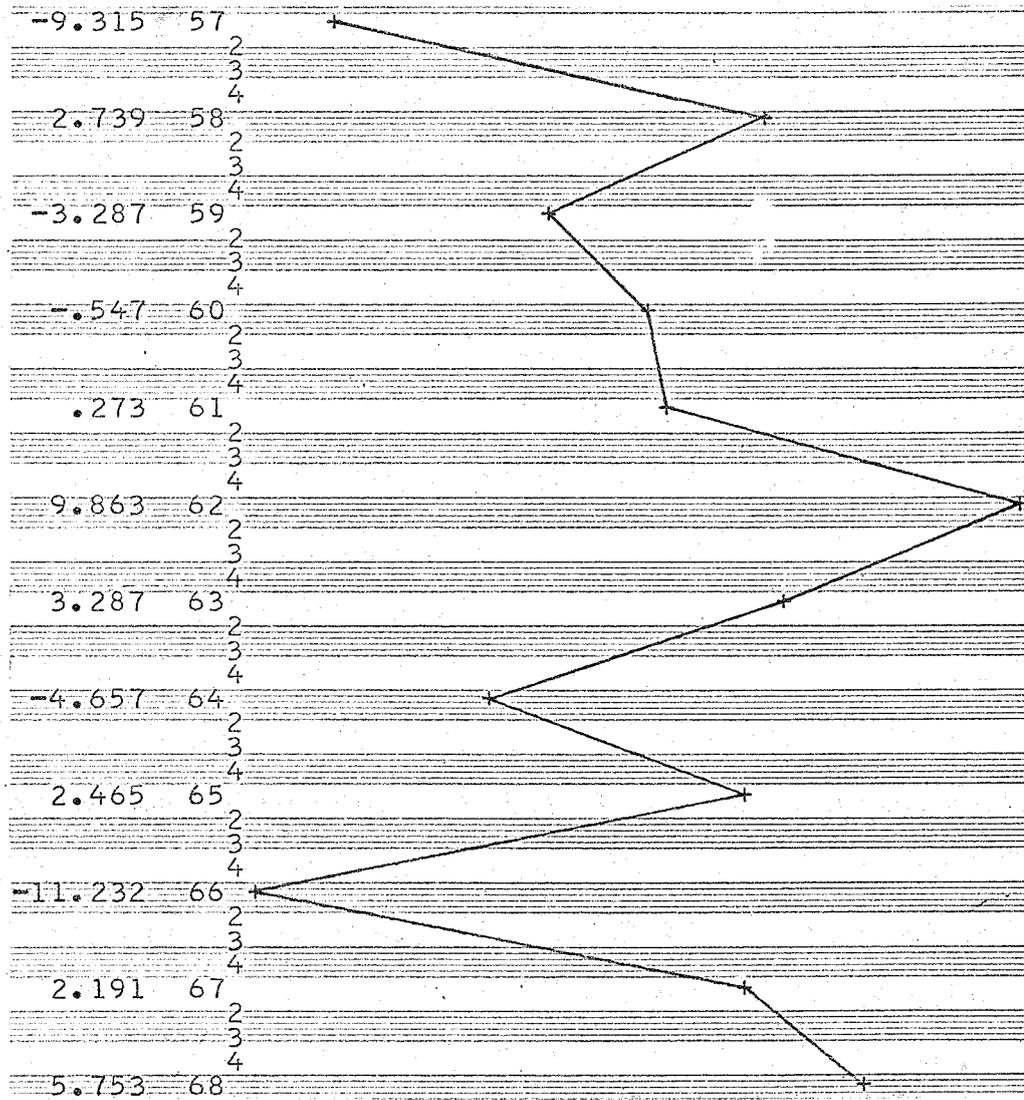
EXIN



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabellen 1.1 und 1.2
(Handelsbilanz Eingänge + Dienstleistungs-
bilanz Eingänge)

FROSTRATE

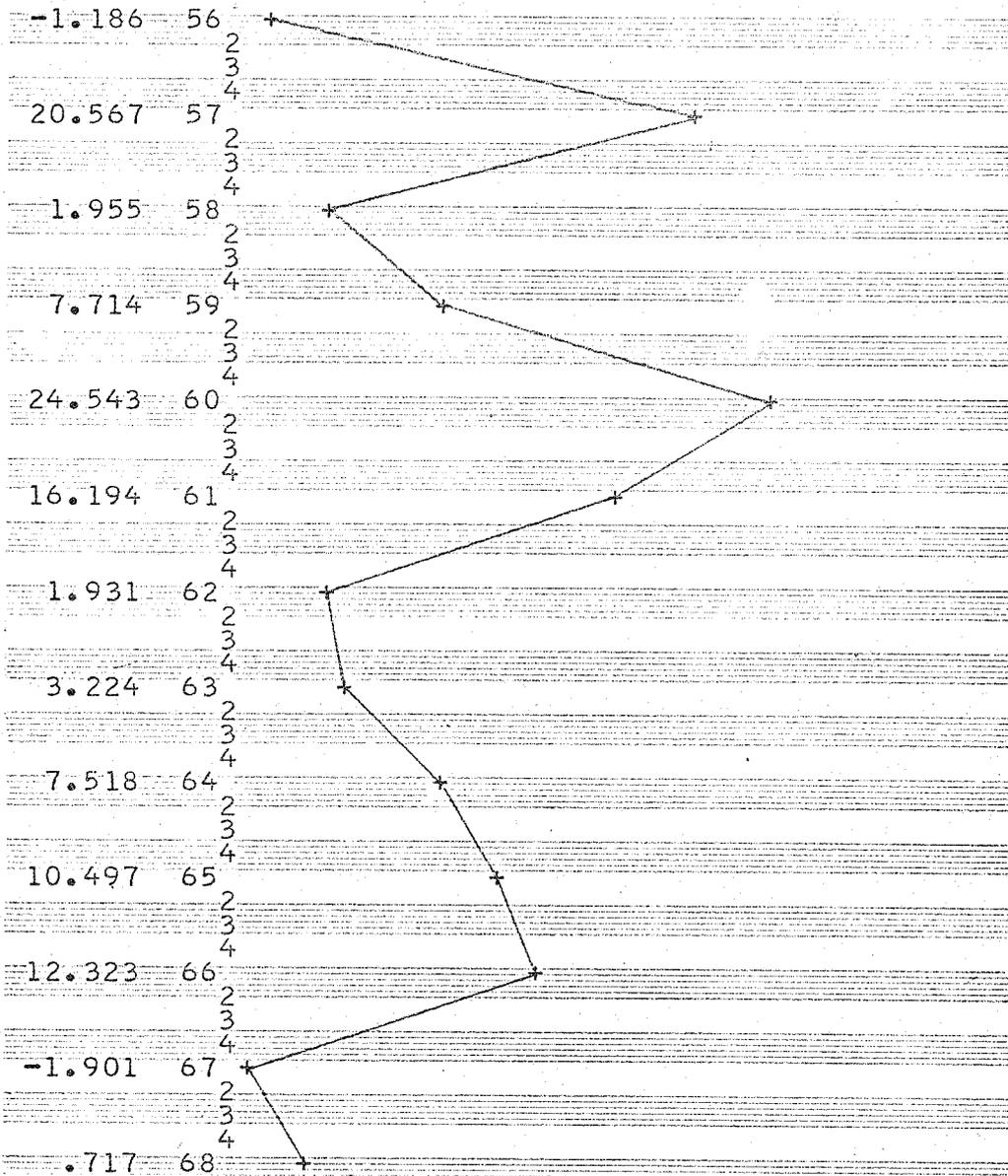
FRQ



Quelle: Eigenberechnung
Prozentsatz der Frosttage pro Jahr

PRIVATE AUSRÜSTUNGSINVESTITIONEN, NDM.

IAPN

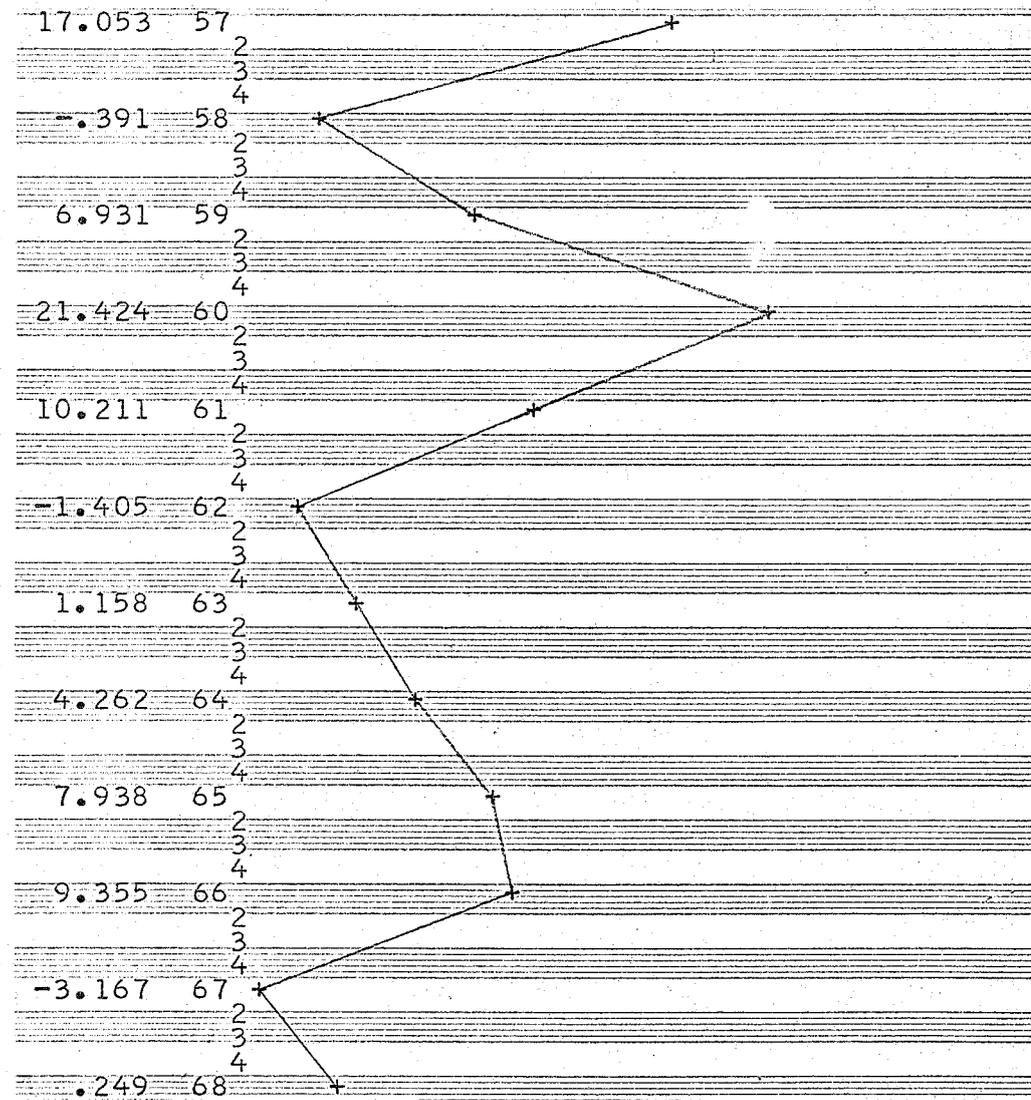


Quelle: WIFO

Ausrüstungsinvestition gesamt minus Öffentliche Ausrüstungsinvestitionen (inklusive solcher der ÖBB und der ÖPT)

PRIVATE AUSRÜSTUNGSINVESTITIONEN, REAL

IAPR

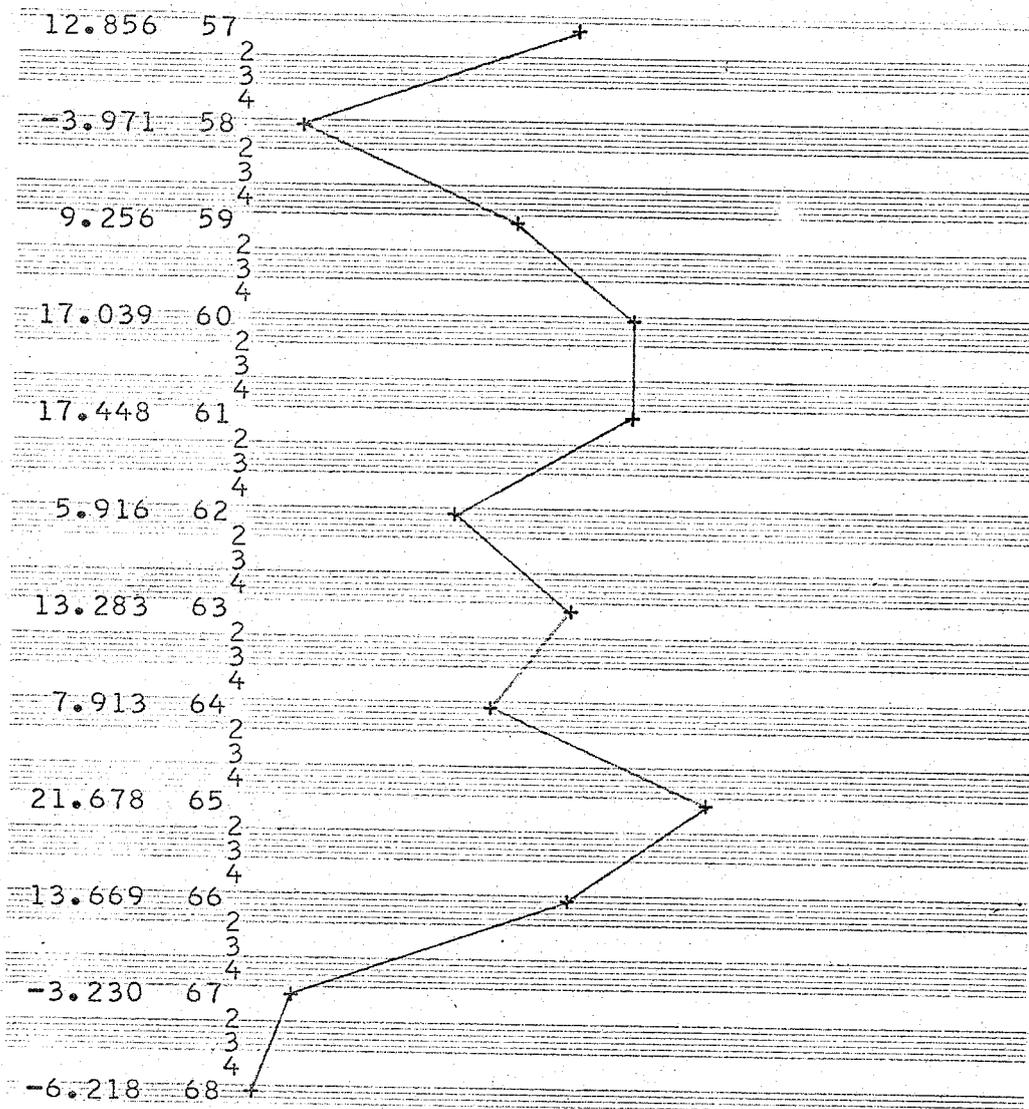


Quelle: WIFO

Nicht periodisch veröffentlichte Daten

PRIVATE BAUINVESTITIONEN, NOM.

IBPN

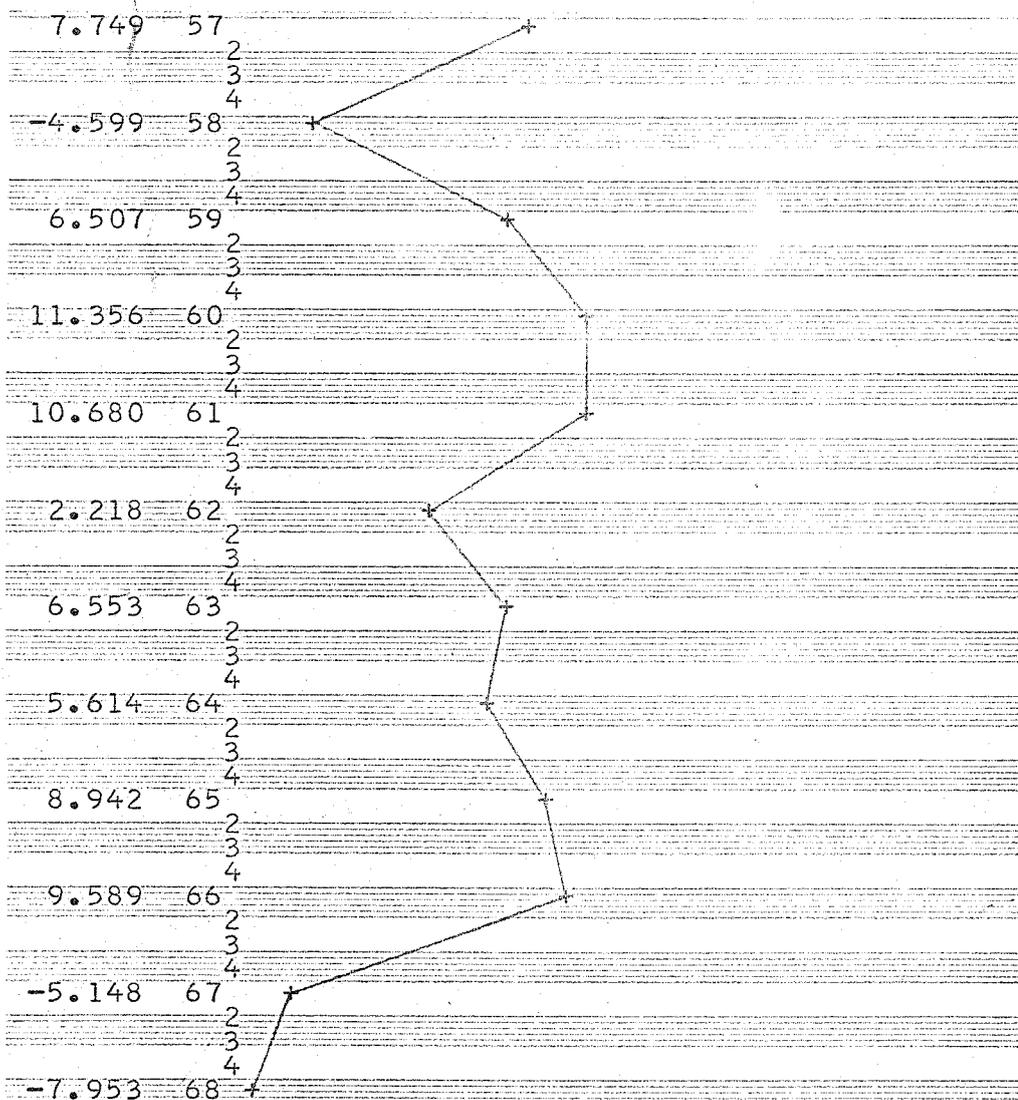


Quelle: WIFO

Bauinvestitionen gesamt minus öffentliche
Bauinvestitionen (inklusive solcher der
ÖBB und der ÖPT)

PRIVATE BAUINVESTITIONEN, REAL

IBPR

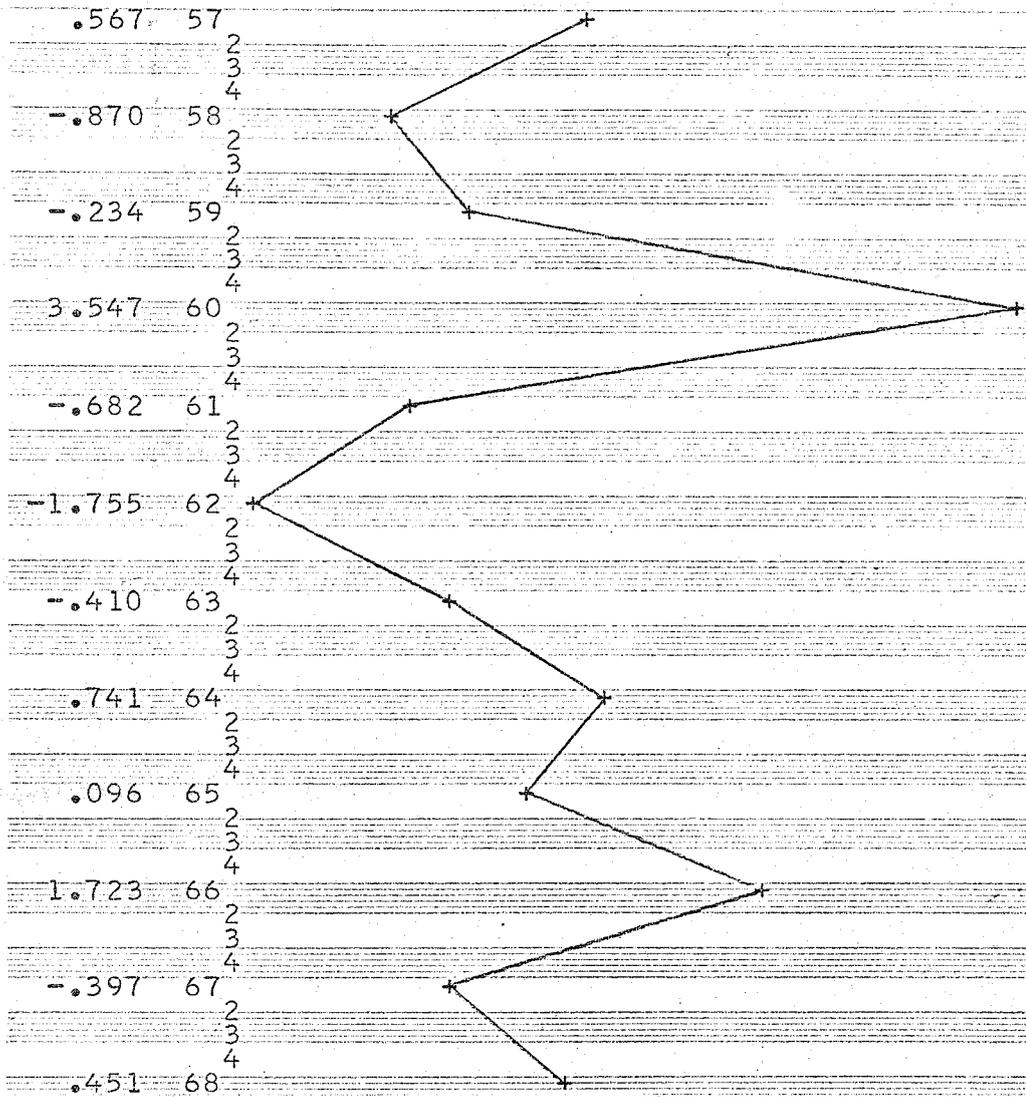


Quelle: WIFO

Nicht periodisch veröffentlichte Daten

LAGERVERÄNDERUNGEN, NOM.

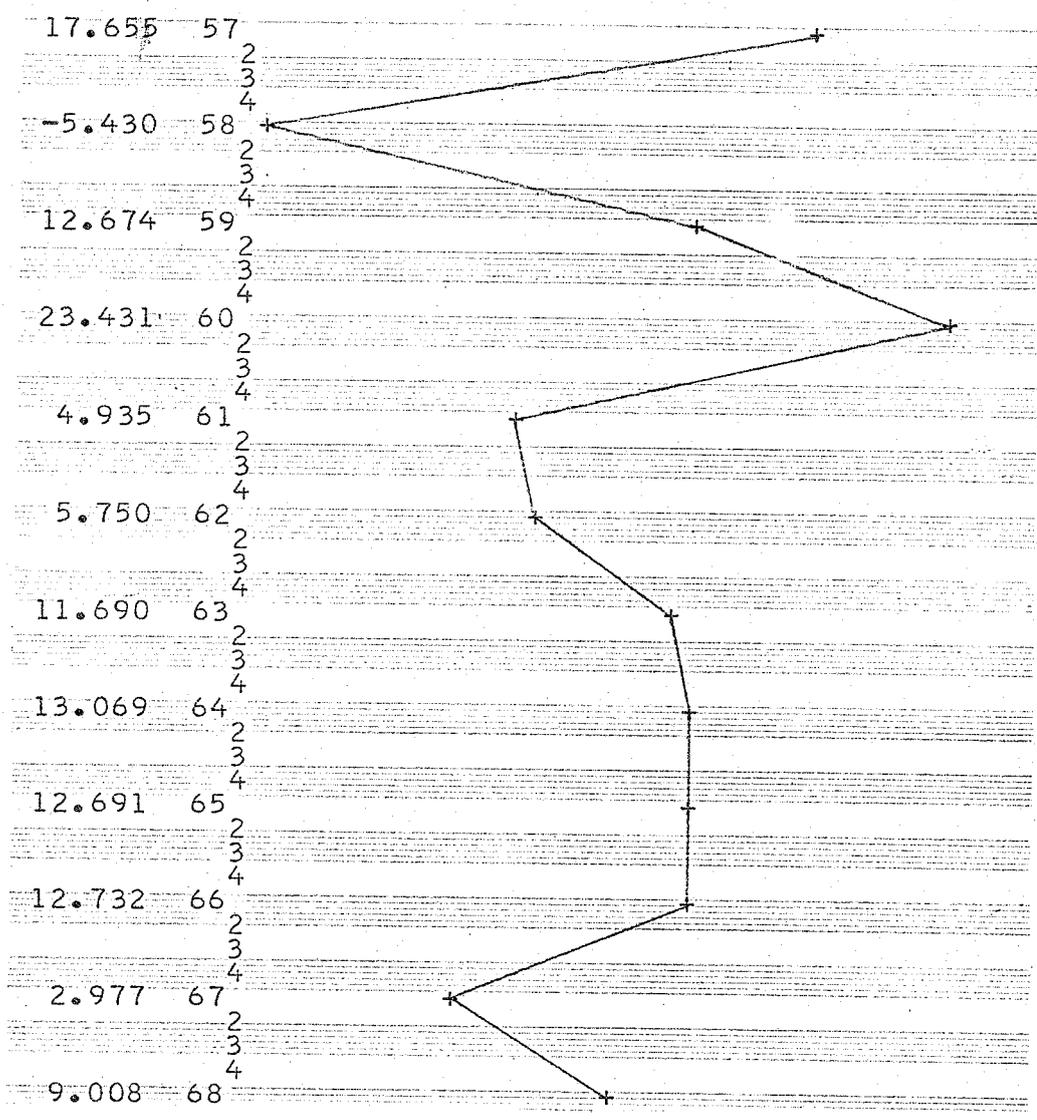
ILDN



Quelle: Eigenberechnung
Siehe Seite 80

IMPORTE I. W. S.

IMIN



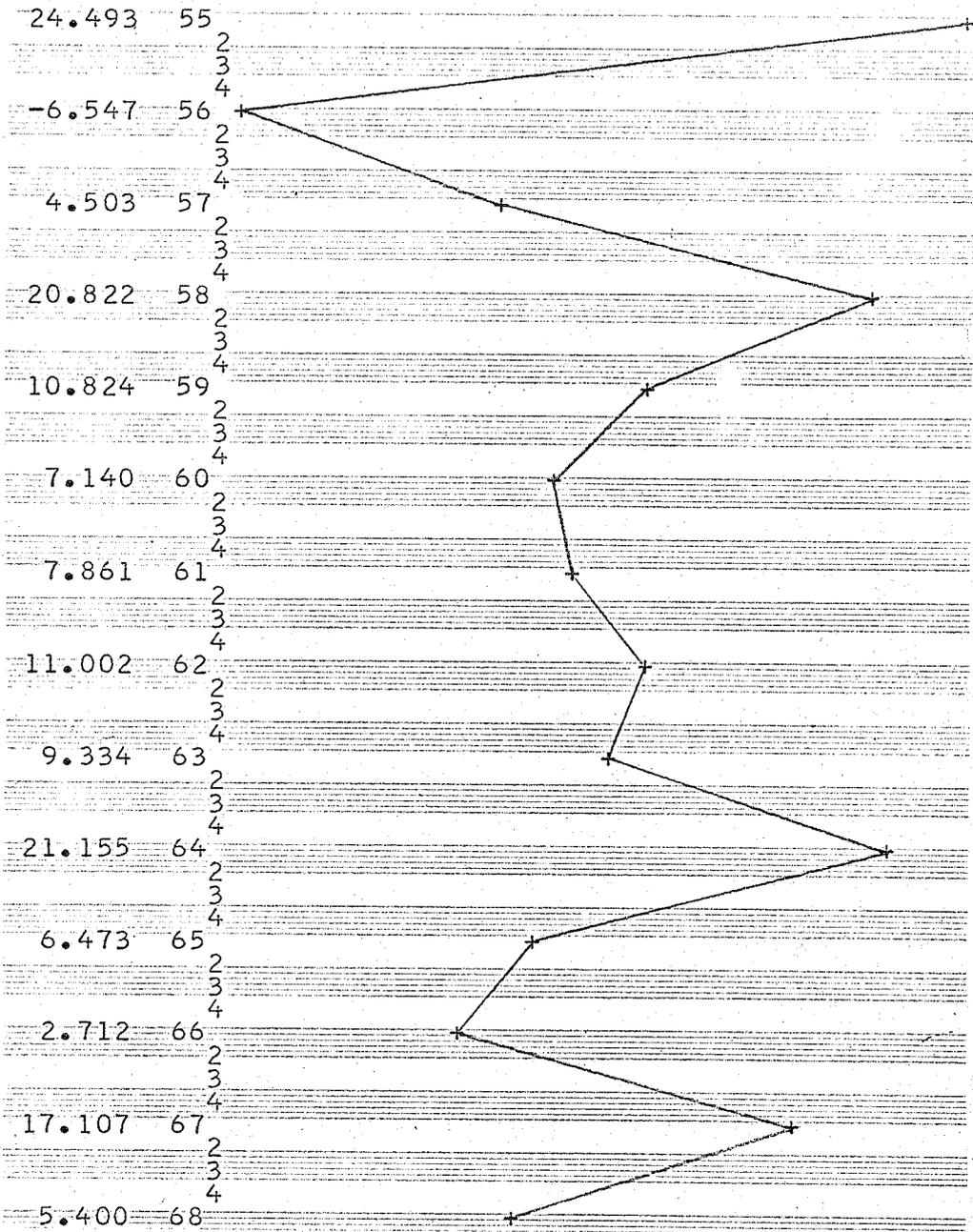
Quelle: WIFO

St. Ü., Tabellen 1.1 und 1.2

(Handelsbilanz Ausgänge + Dienstleistungs-
bilanz Ausgänge + Importe des Bundesheeres)

ÖFFENTLICHE INVESTITIONEN

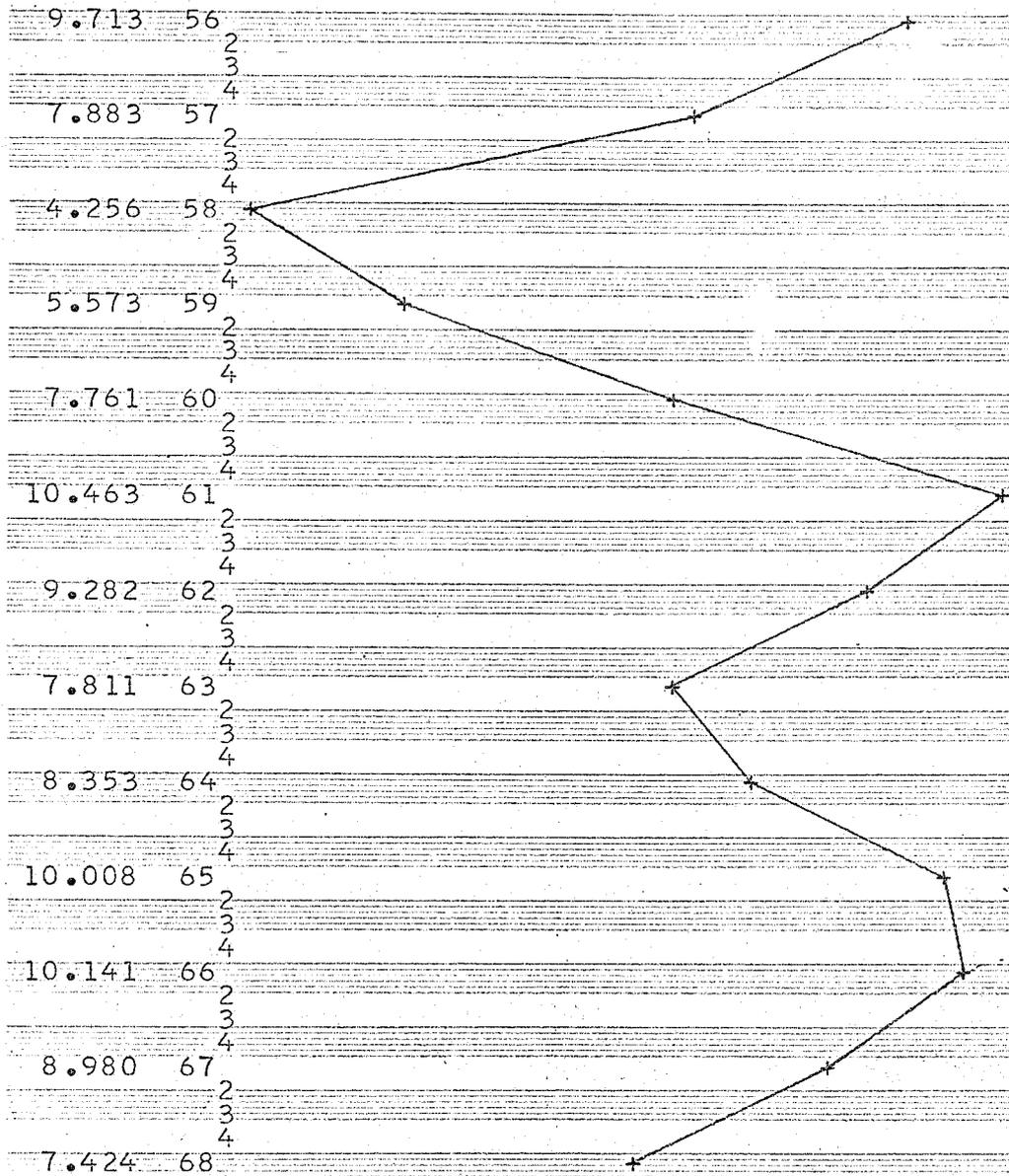
ITON



Quelle: WIFO
Öffentliche Anlageinvestitionen
(inklusive solcher der ÖBB und der ÖPT)

LOHNNIVEAU, PRIVAT

LBP

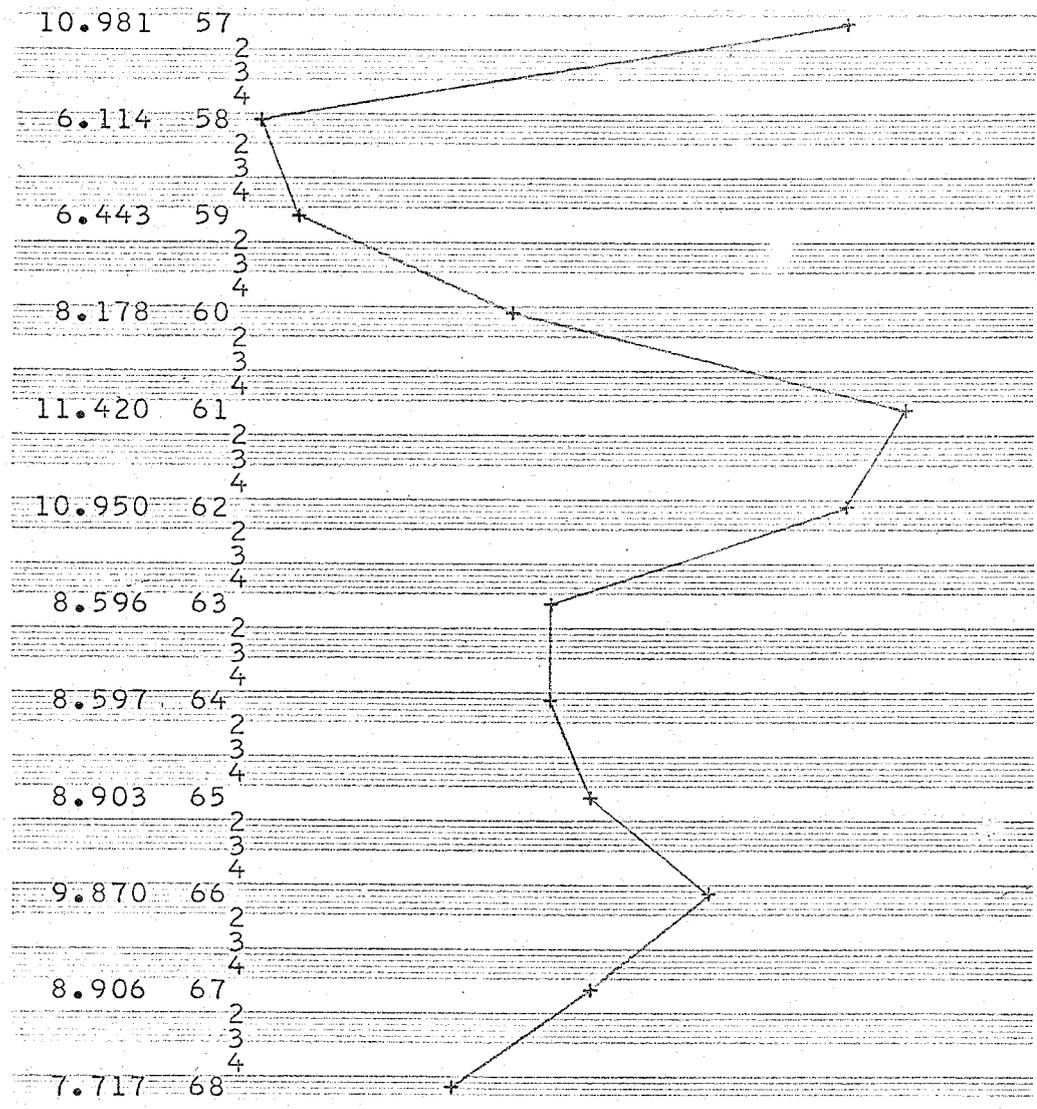


Quelle: Eigenberechnung

$$LBP = LLP - BEP$$

DISPONIBLES LOHNEINKOMMEN

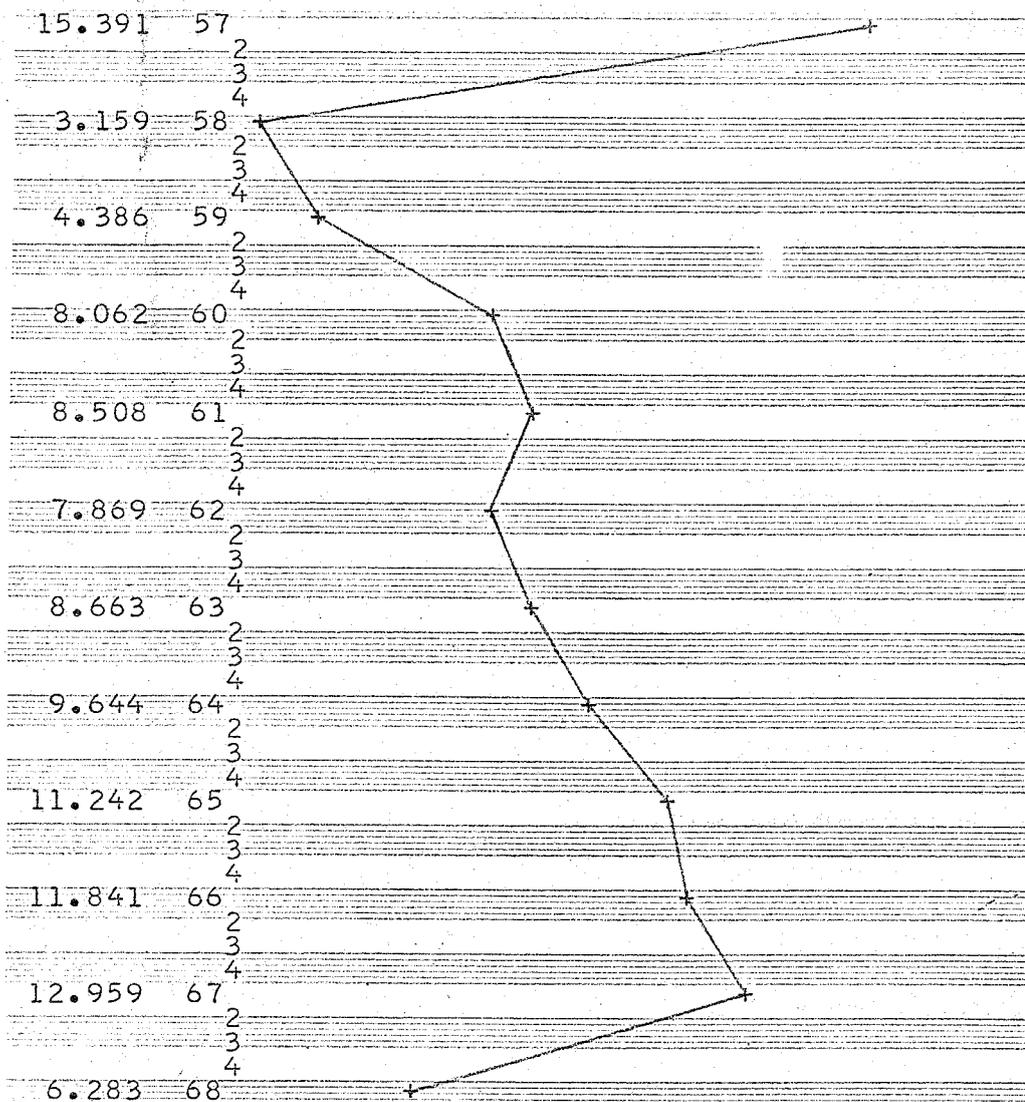
LDTN



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabelle 2.4

LÖHNE U. GEHÄLTER DER ÖFFENTLICH BESCHÄFTIGTEN

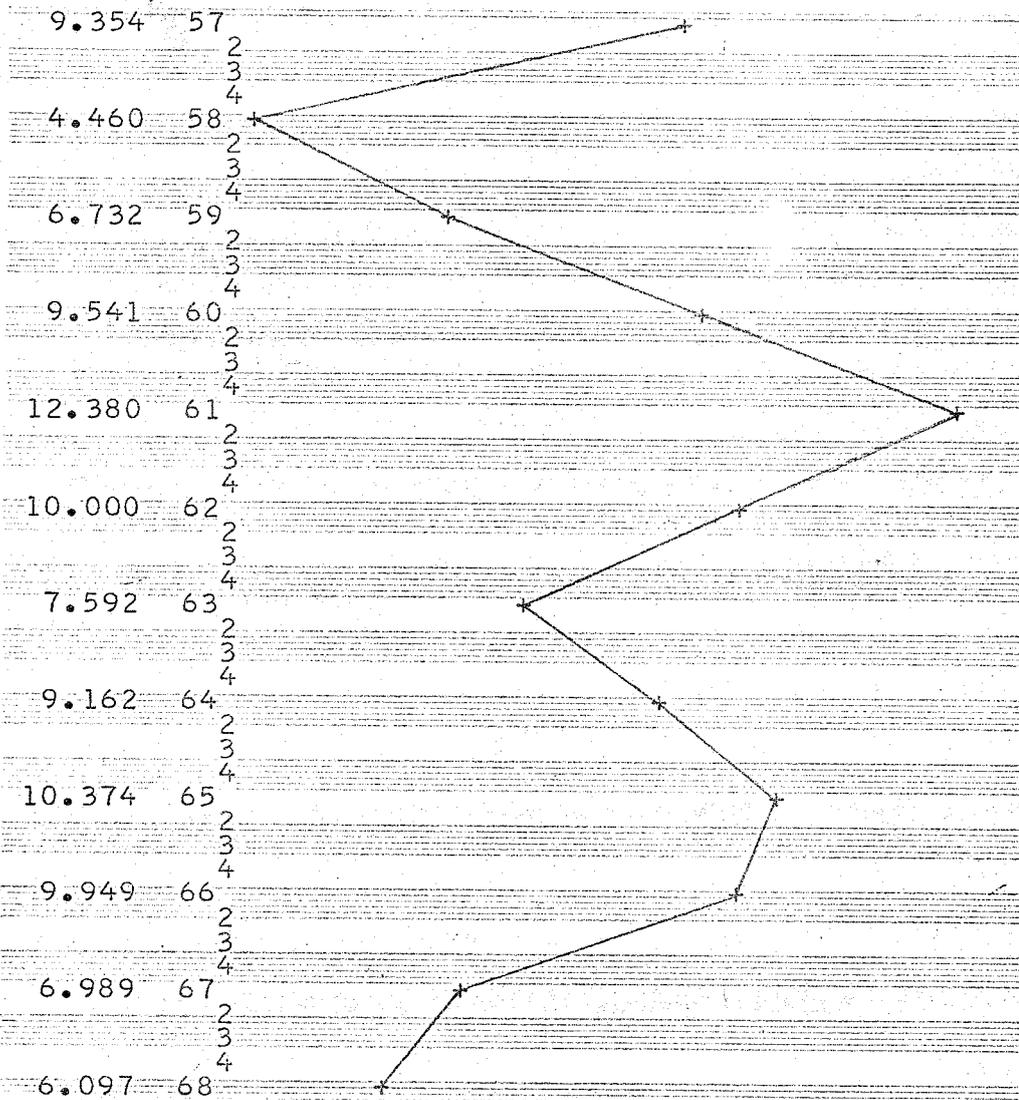
LLON



Quelle: Eigenberechnung
Löhne und Gehälter der öffentlich Bediensteten (inklusive der Bediensteten der ÖBB und der ÖPT)

LÖHNE U. GEHÄLTER DER PRIVAT BESCHÄFTIGTEN

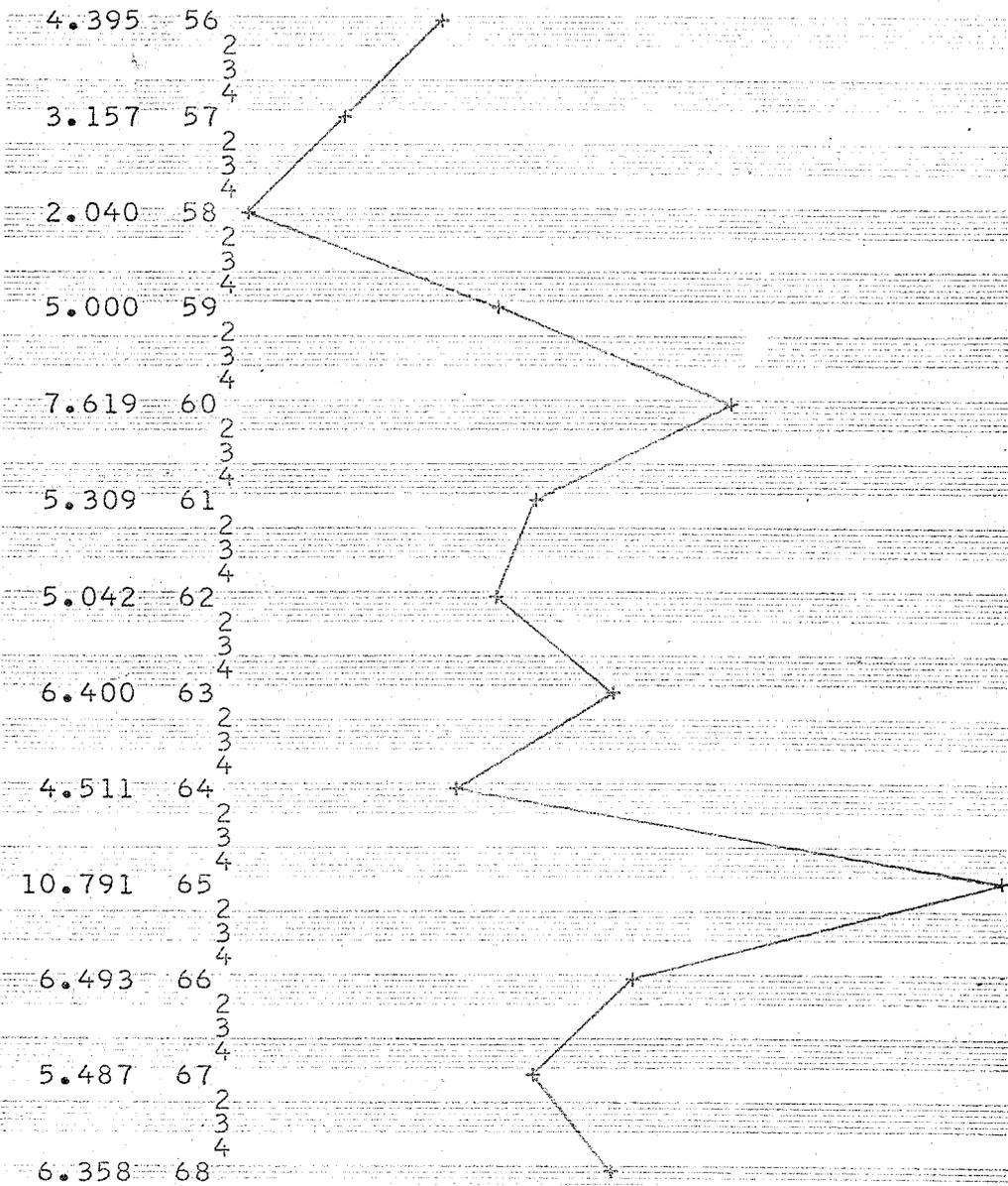
LLPN



Quelle: WIFO
Volkseinkommensrechnung

TARIFLOHNINDEX

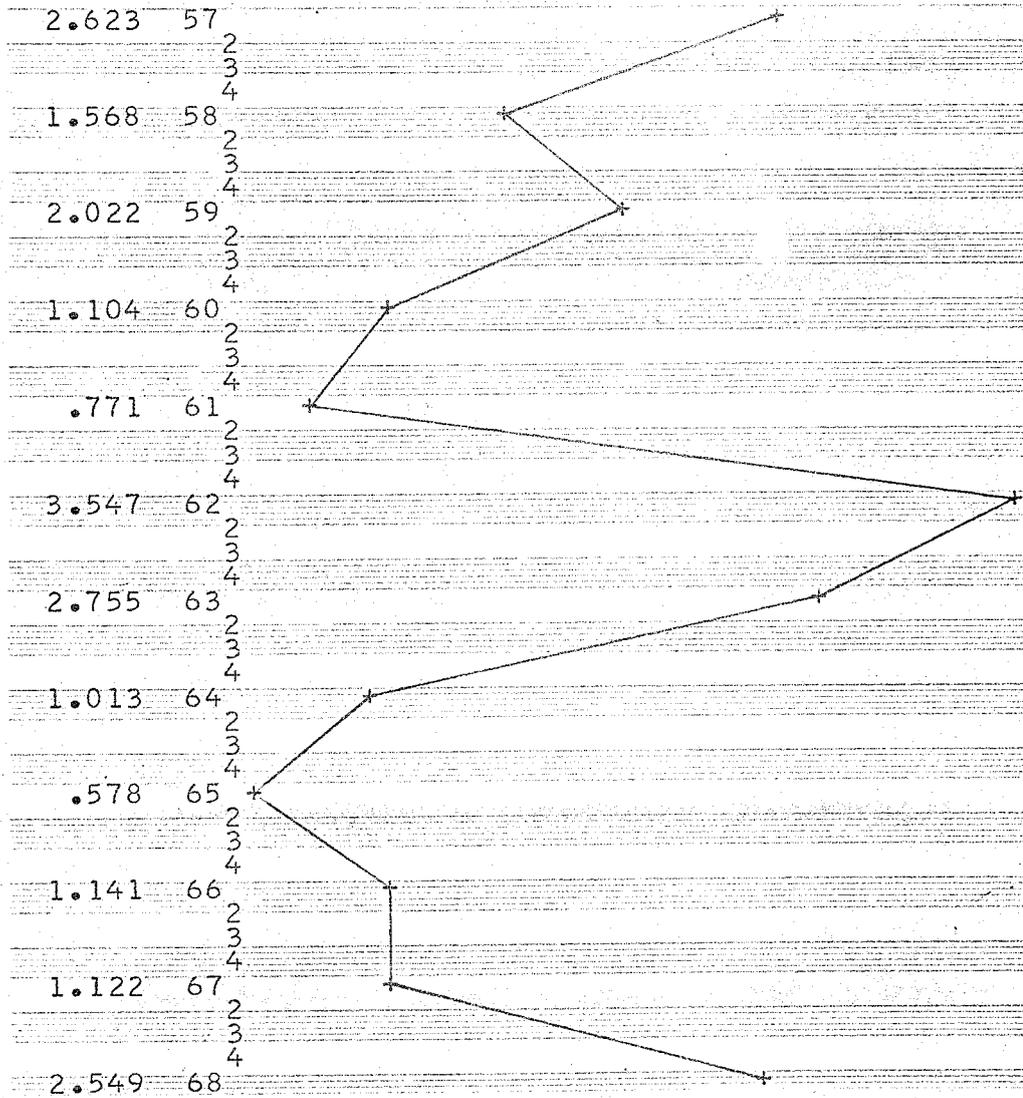
LTAX



Quelle: Arbeiterkammer
Wirtschaftsstatistisches Handbuch

LAGERVERÄNDERUNGEN/UMSATZ

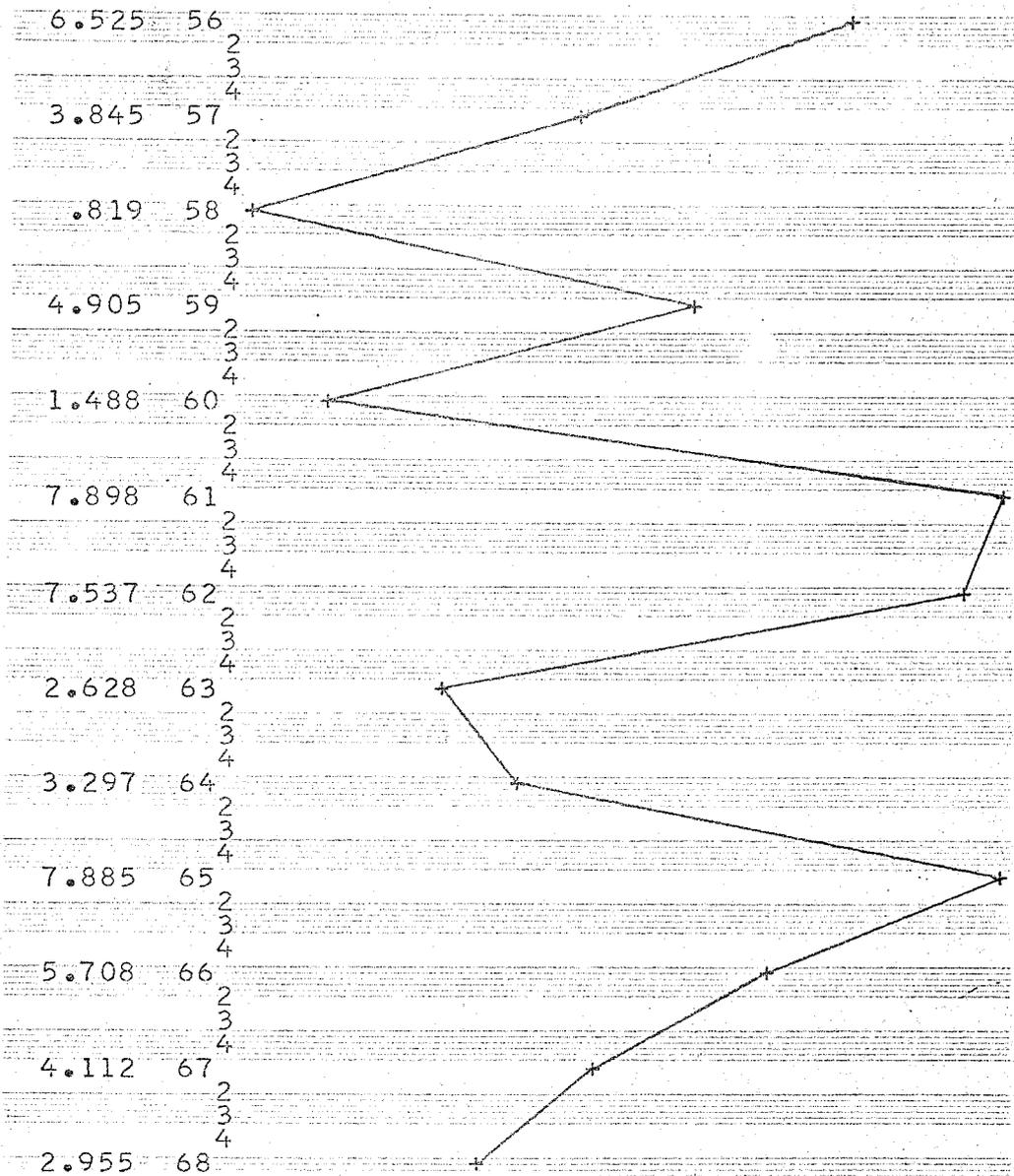
LV2N



Quelle: Eigenberechnung
Siehe Seite 80 ff.

LOHNWACHSTUM, NOMINELL, MINUS
PRODUKTIVITÄTSWACHSTUM

LYF

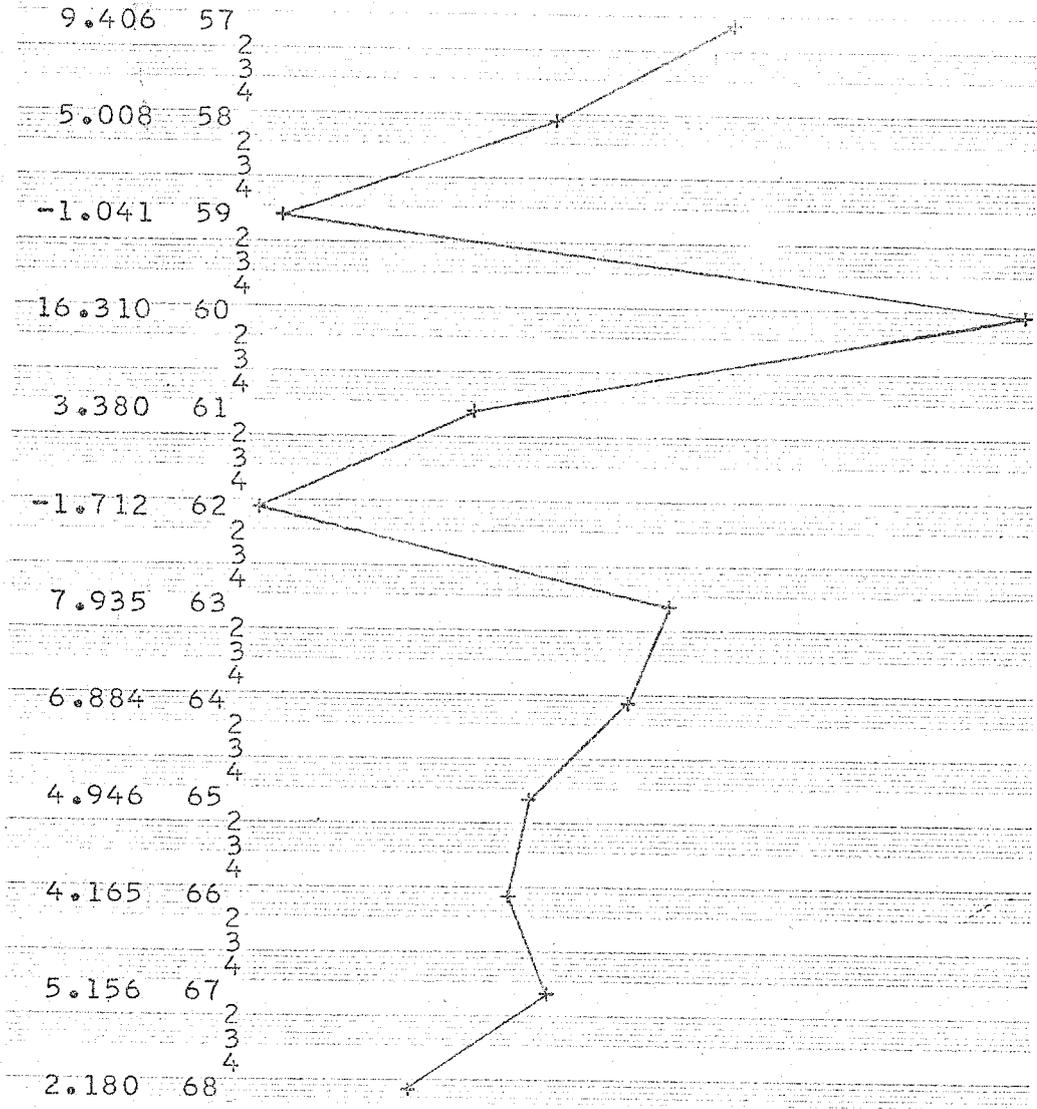


Quelle: Eigenberechnung

$$LYF = LBPN - YBFR$$

NICHTLOHNEINKOMMEN PRO BESCHÄFTIGTEN

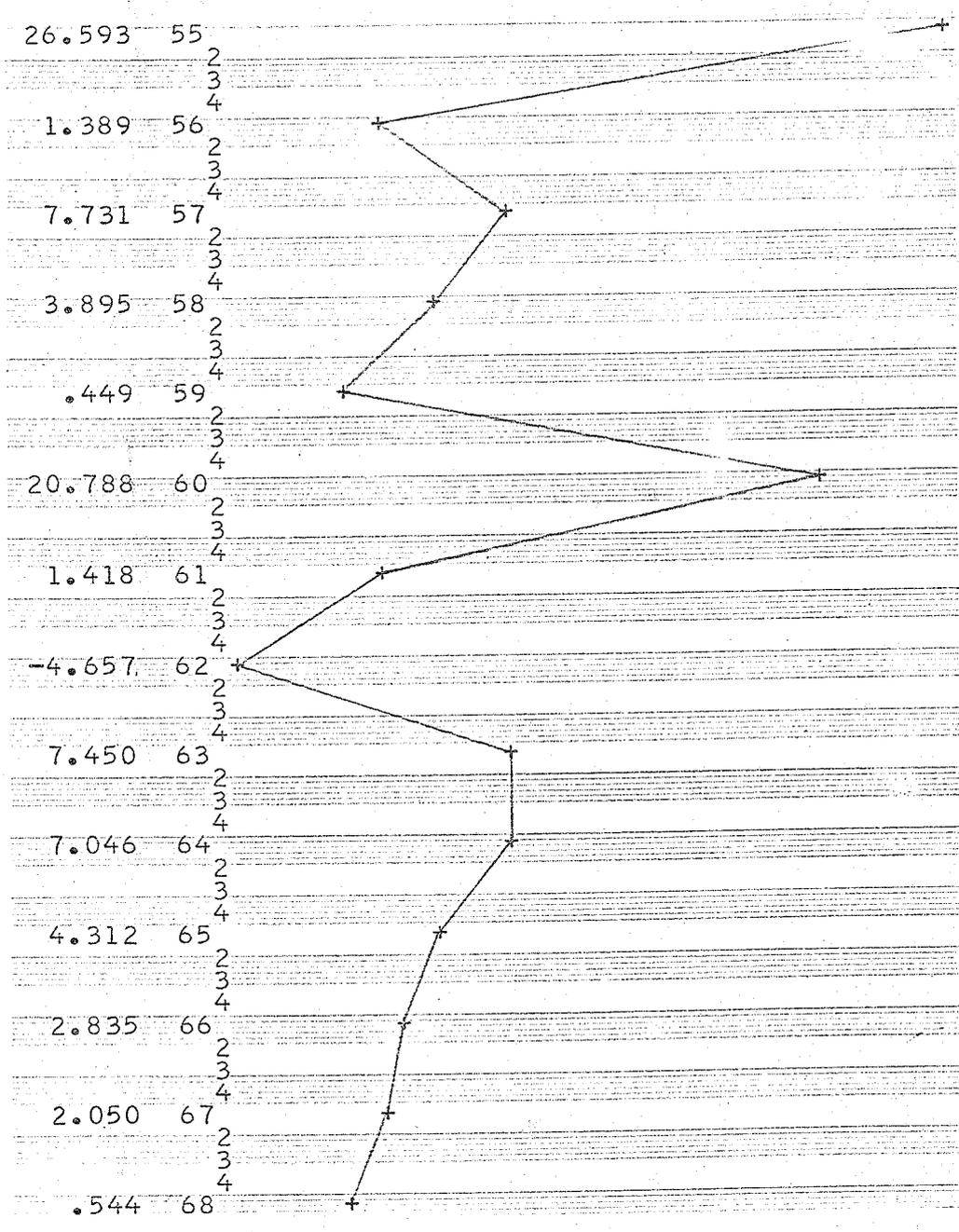
NBPN



Quelle: Eigenberechnung
NBPN = NLPN - BEP

DISPONIBLES NICHTLOHNEINKOMMEN

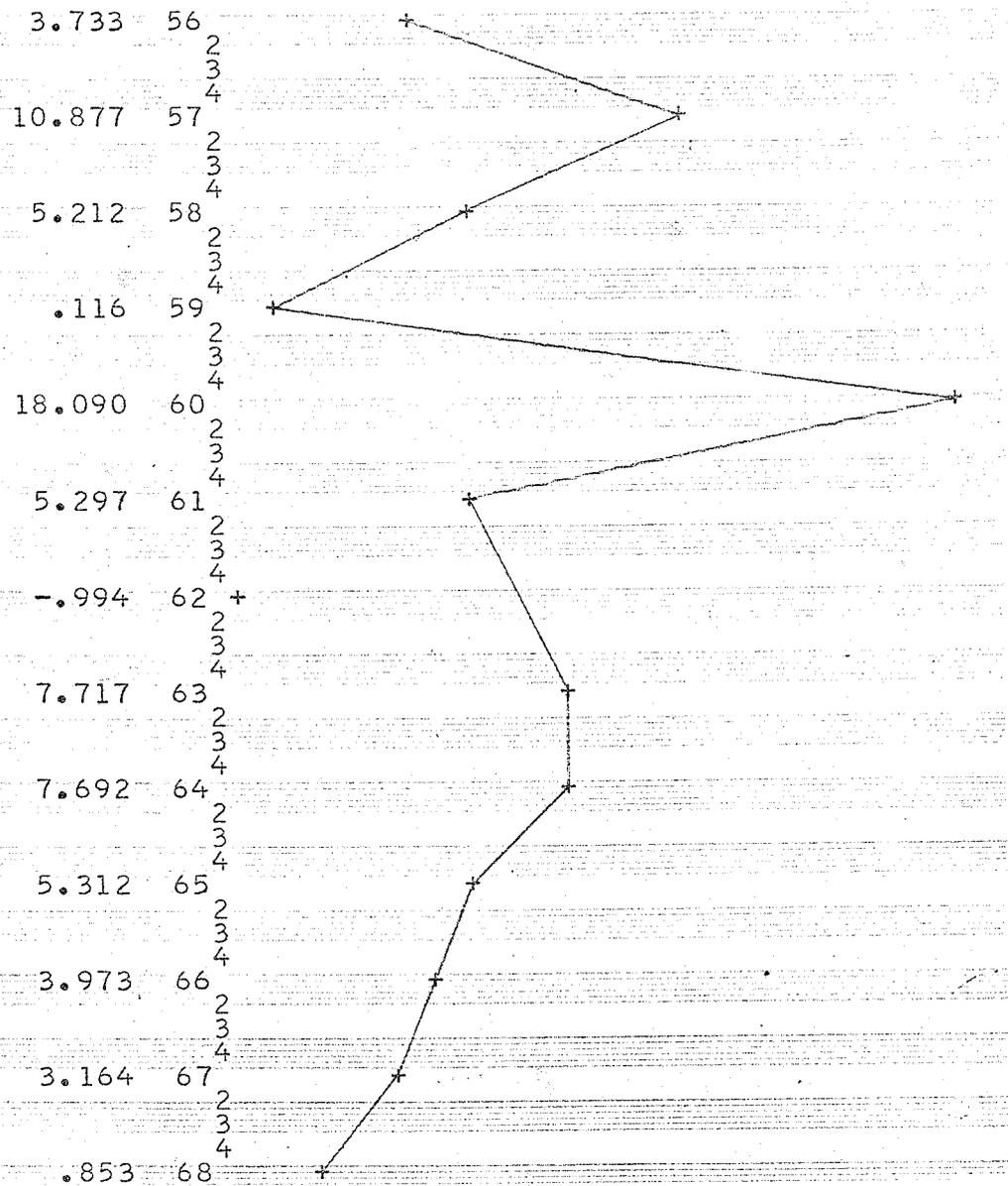
NLDN



Quelle: Eigenberechnung
NLDN = NLPN - SDUN

PRIVATES NICHTLOHNEINKOMMEN

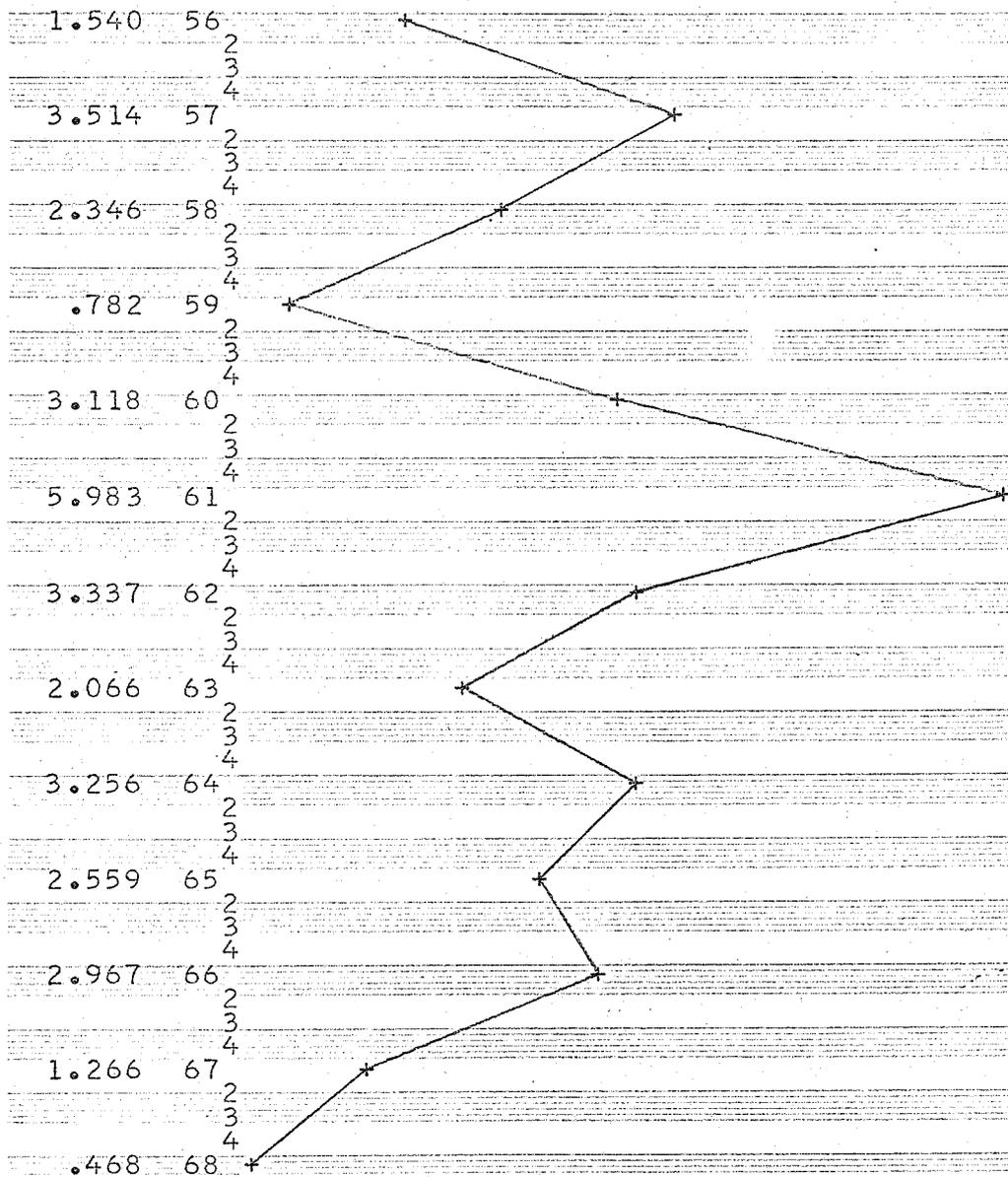
NLPN



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabelle Ø.3
(Unternehmereinkommen + unverteilte Gewinne)

DEFLATOR DER PRIVATEN AUSRÜSTUNGS-
INVESTITIONEN

PIAX

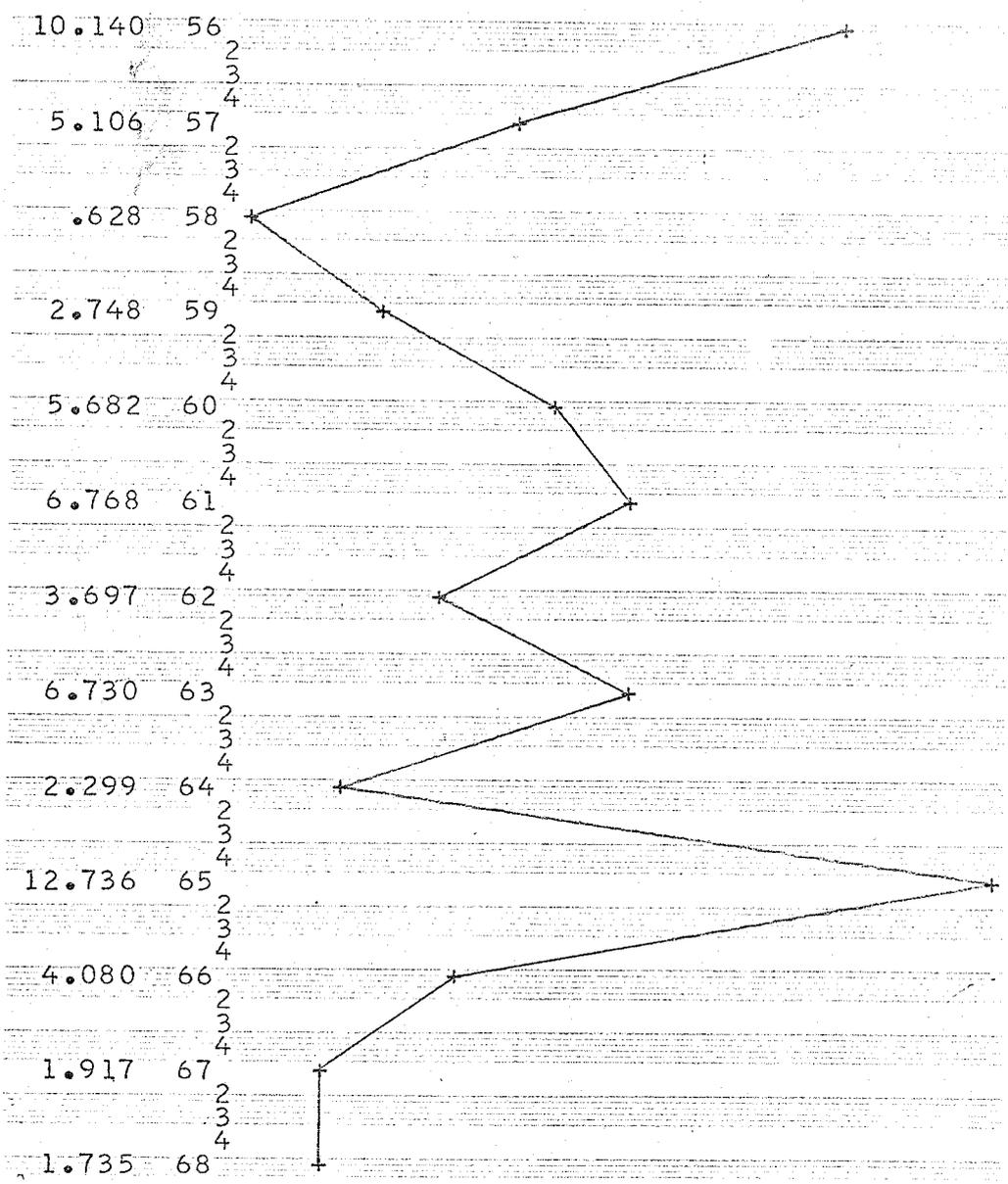


Quelle: Eigenberechnung

$$PIAX = IAPN - IAPR$$

DEFLATOR DER PRIVATEN BAUINVESTITIONEN

PIBX

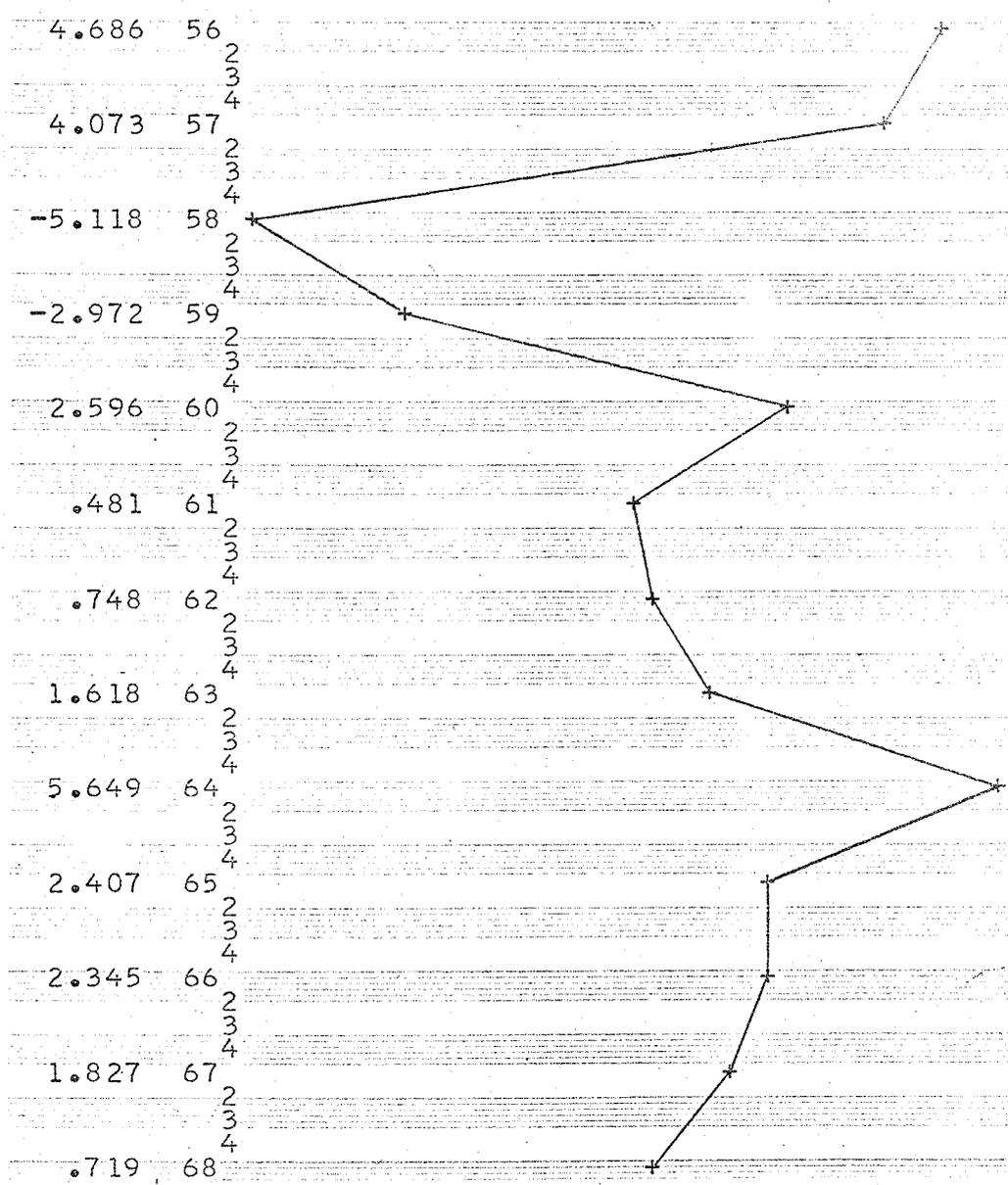


Quelle: Eigenberechnung

$PIBX = IBPN - IBPR$

DEFLATOR DER IMPORTE I. W. S.

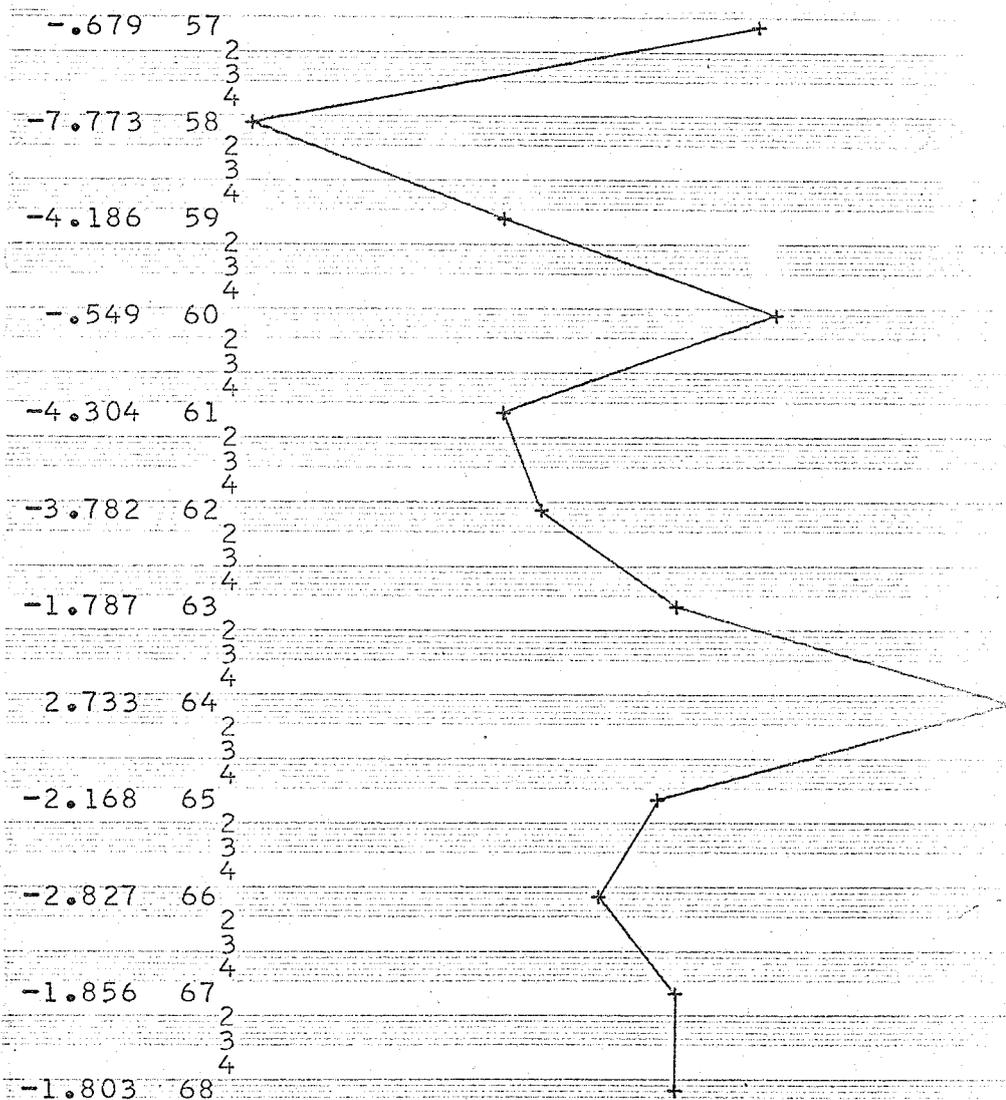
PIMX



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabelle Ø.1
(impliziter Deflator)

PREISVERHÄLTNIS IMPORTPREISE/INLANDSPREISE

PIYX

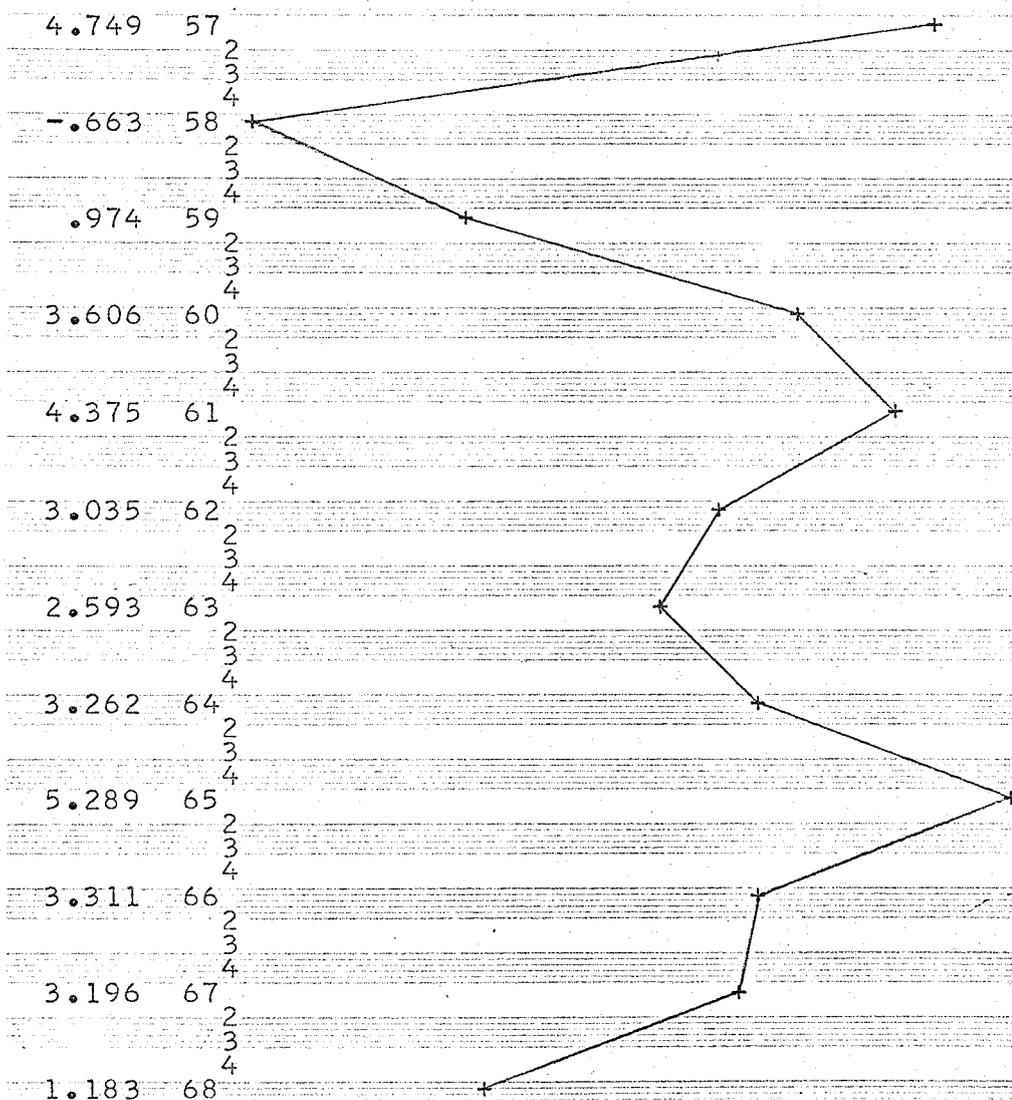


Quelle: Eigenberechnung

$$PIYX_t = PIMX_t - PYMX_{t-1/2}$$

DEFLATOR DES UMSATZES

PUMX

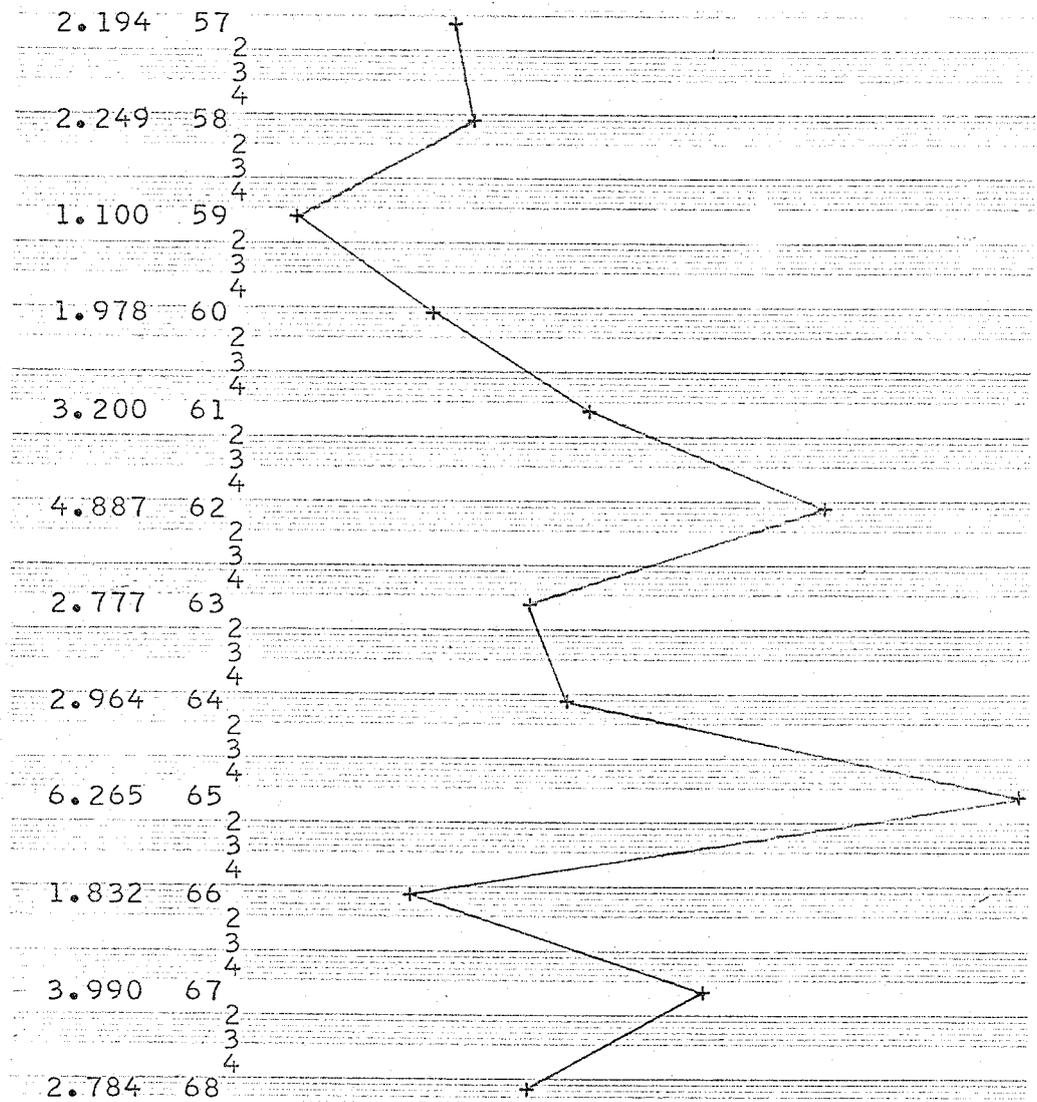


Quelle: Eigenberechnung

$$PUMX = UMSN - UMSR$$

INDEX DER VERBRAUCHERPREISE

PV2X

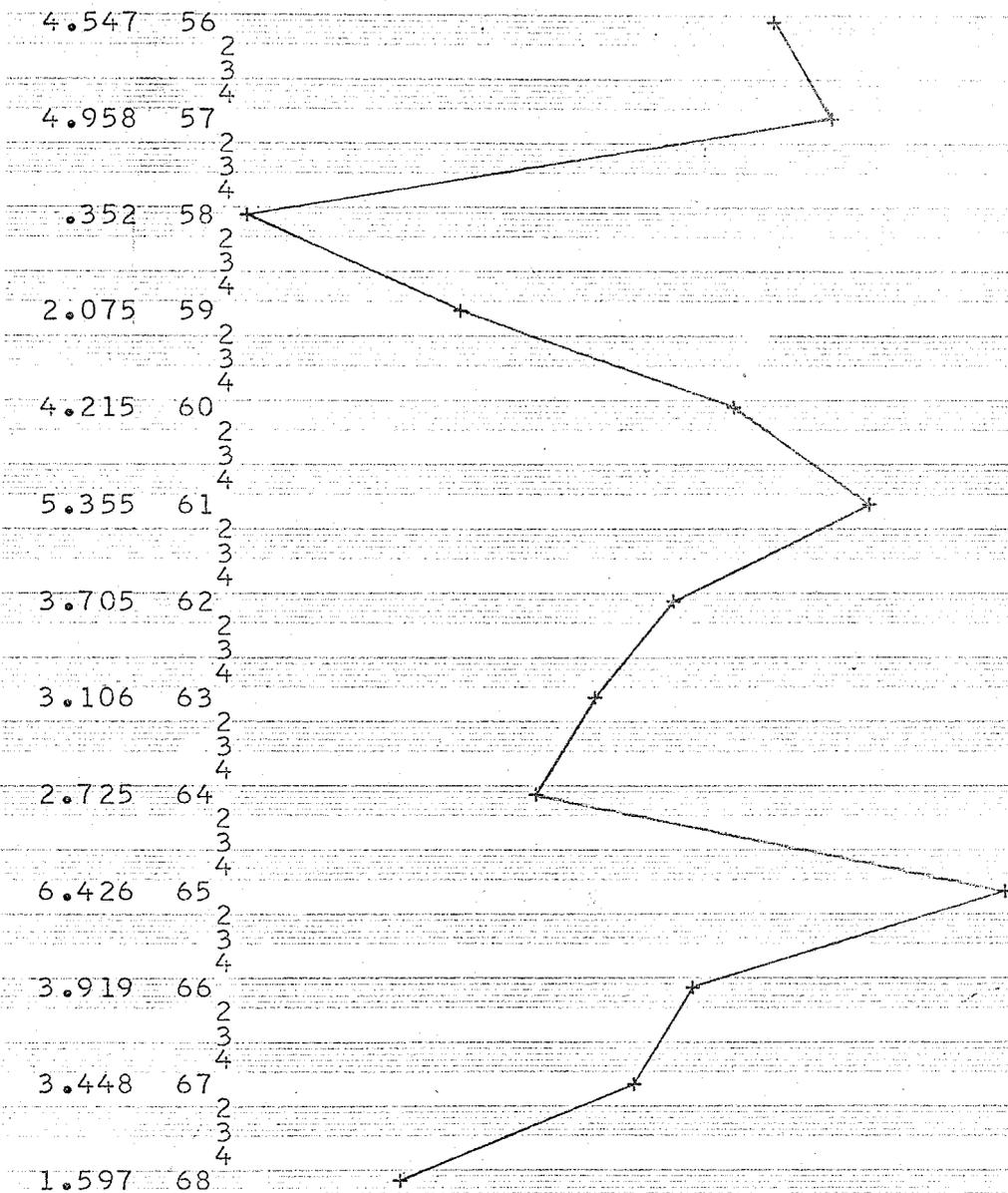


Quelle: WIFO

Index mit Basis 1958

DEFLATOR DES BRUTTONATIONALPRODUKTS

PYMX

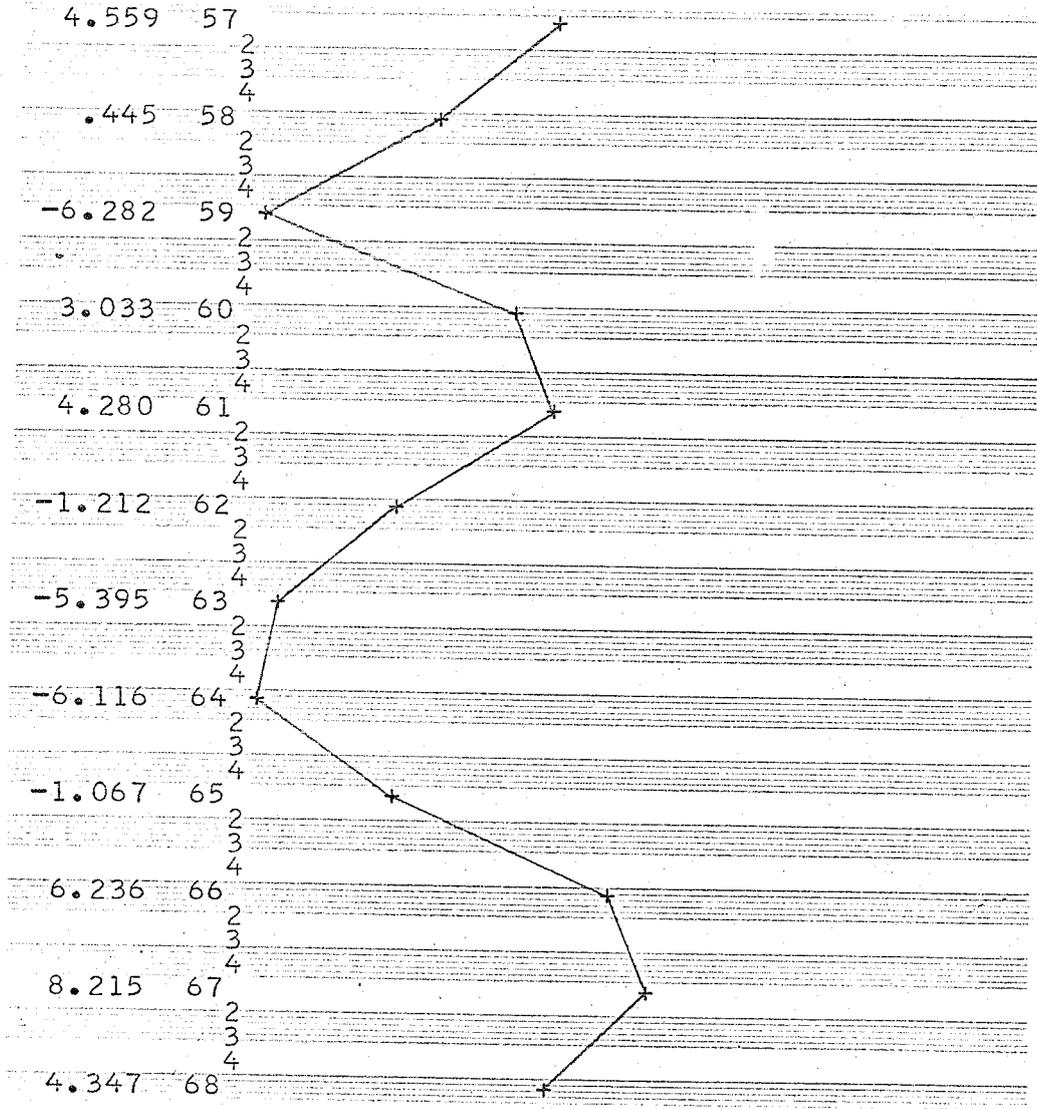


Quelle: Eigenberechnung

$PYMX = YMBN - YMBR$

RENDITE FESTVERZINSLICHER WERTPAPIERE

RLA

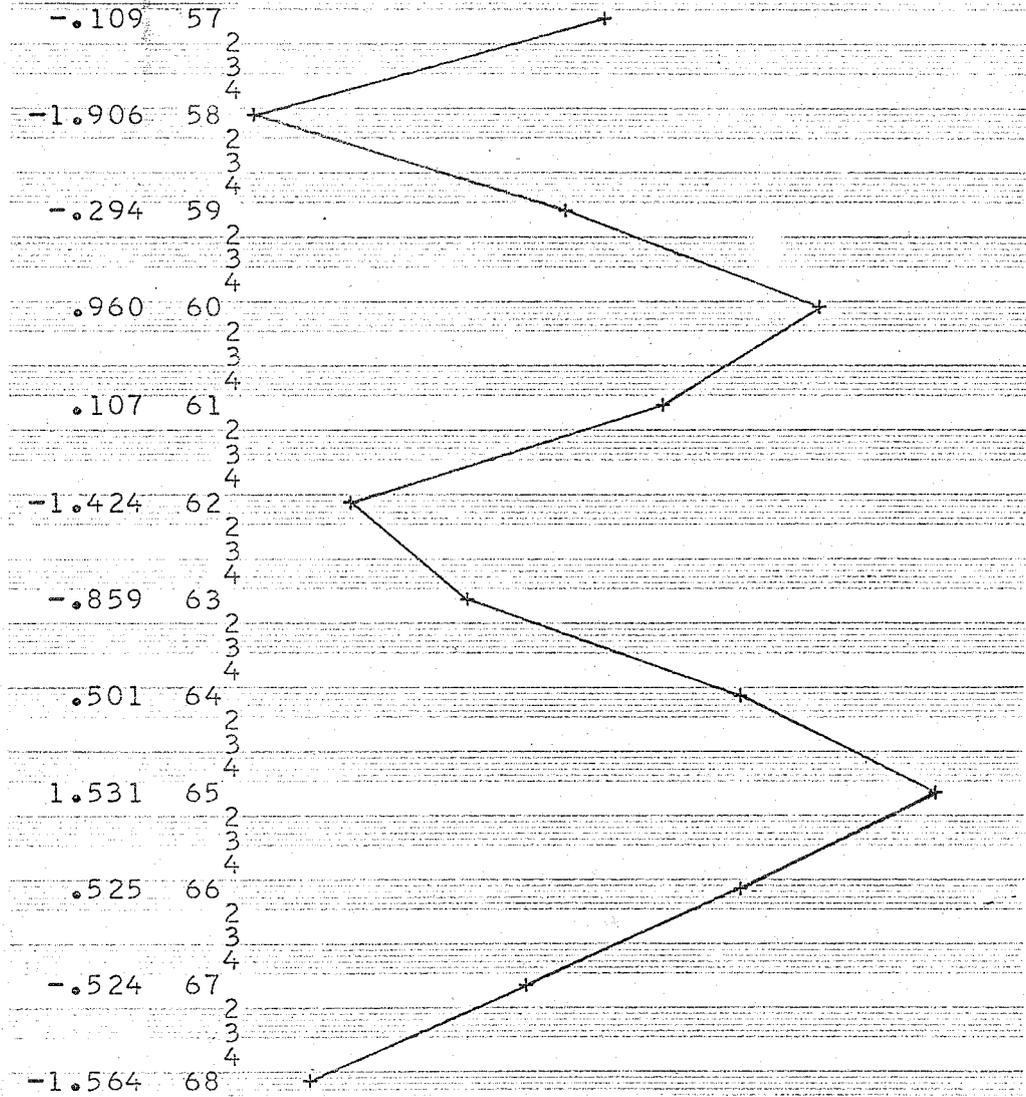


Quelle: WIFO

Nicht periodisch veröffentlichte Daten

LÖHNE U. GEHÄLTER, GESAMT, MINUS
DISPONIBLEM LOHNEINKOMMEN

SDBN

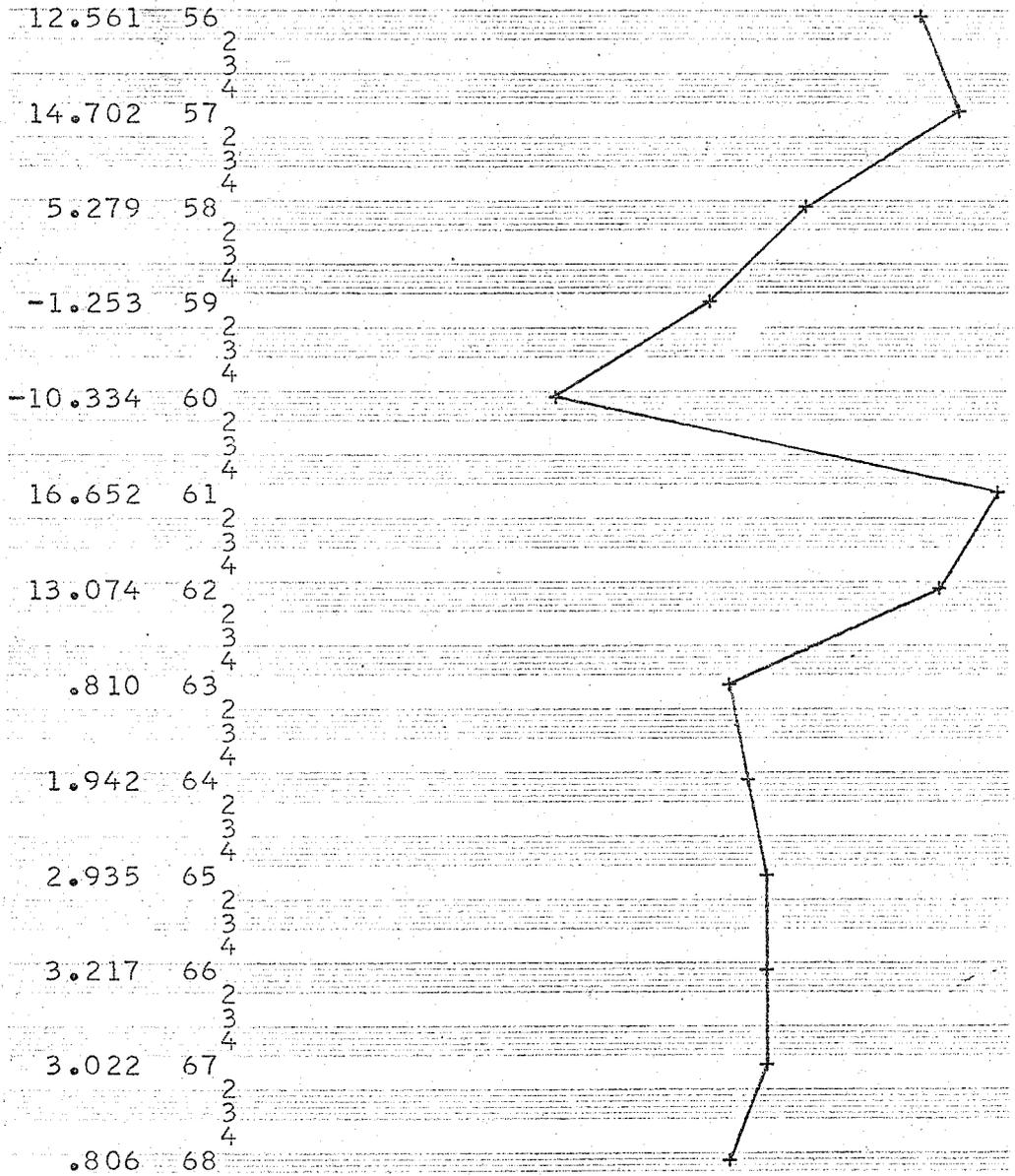


Quelle: Eigenberechnung

$$SDBN = .782 \text{ LLPN} + .224 \text{ LLON} - 1.000 \text{ NLDN}$$

DRUCK DER DIREKTEN STEUERN

SDDN

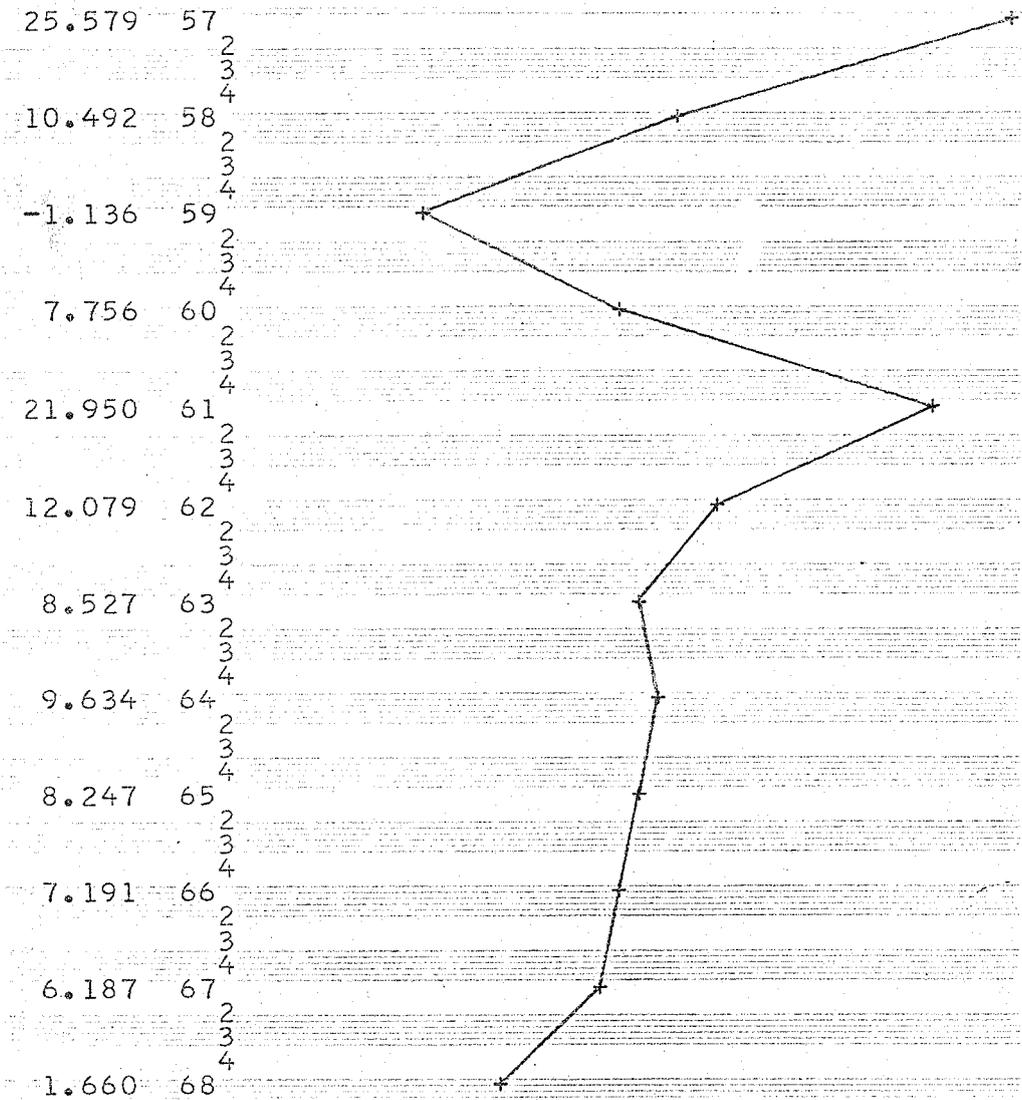


Quelle: Eigenberechnung

$$SDDN = SDUN - NLPN$$

DIREKTE STEUERN MINUS LOHNSTEUER

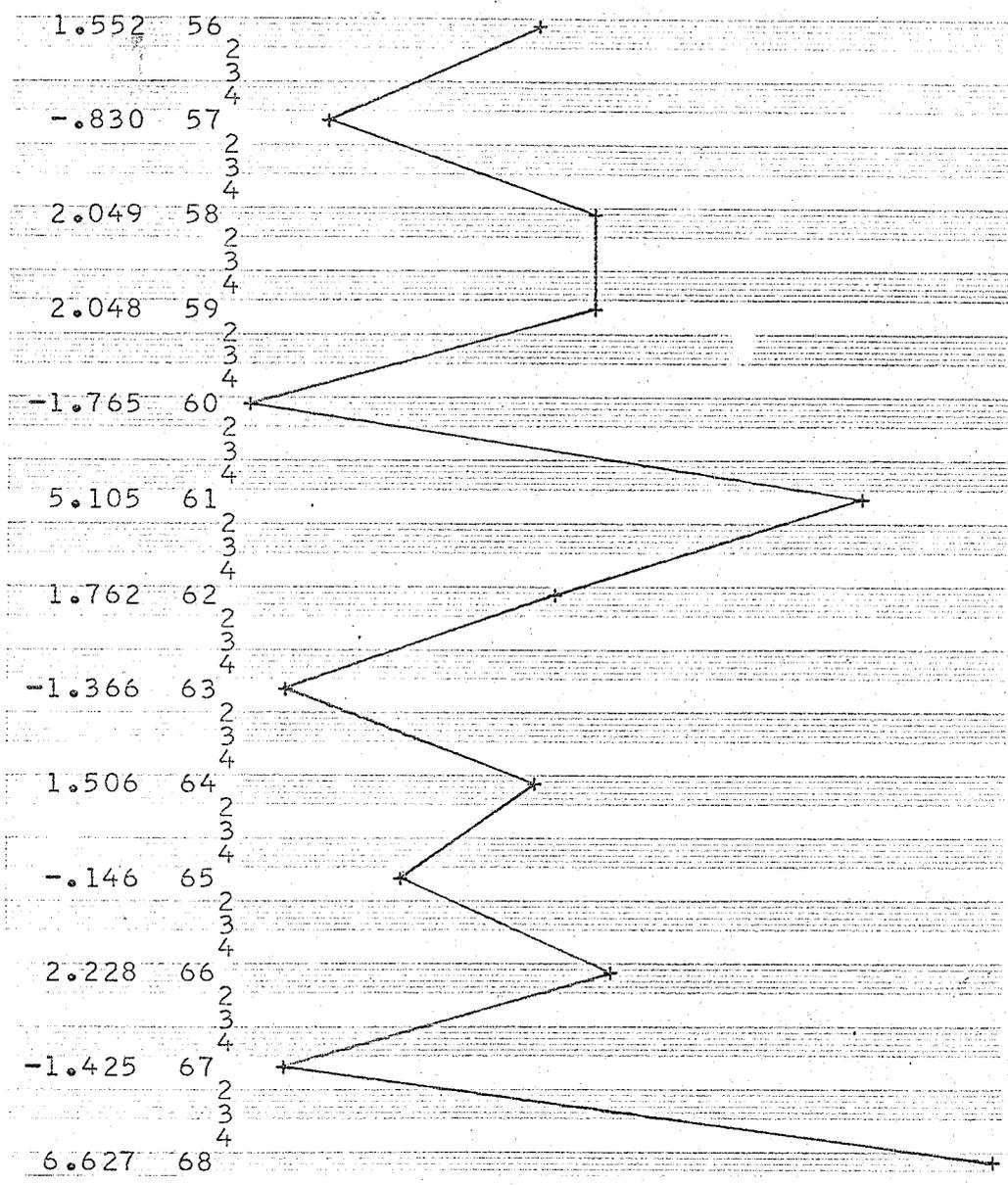
SDUN



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabelle 1.10

DRUCK DER INDIREKTEN STEUERN

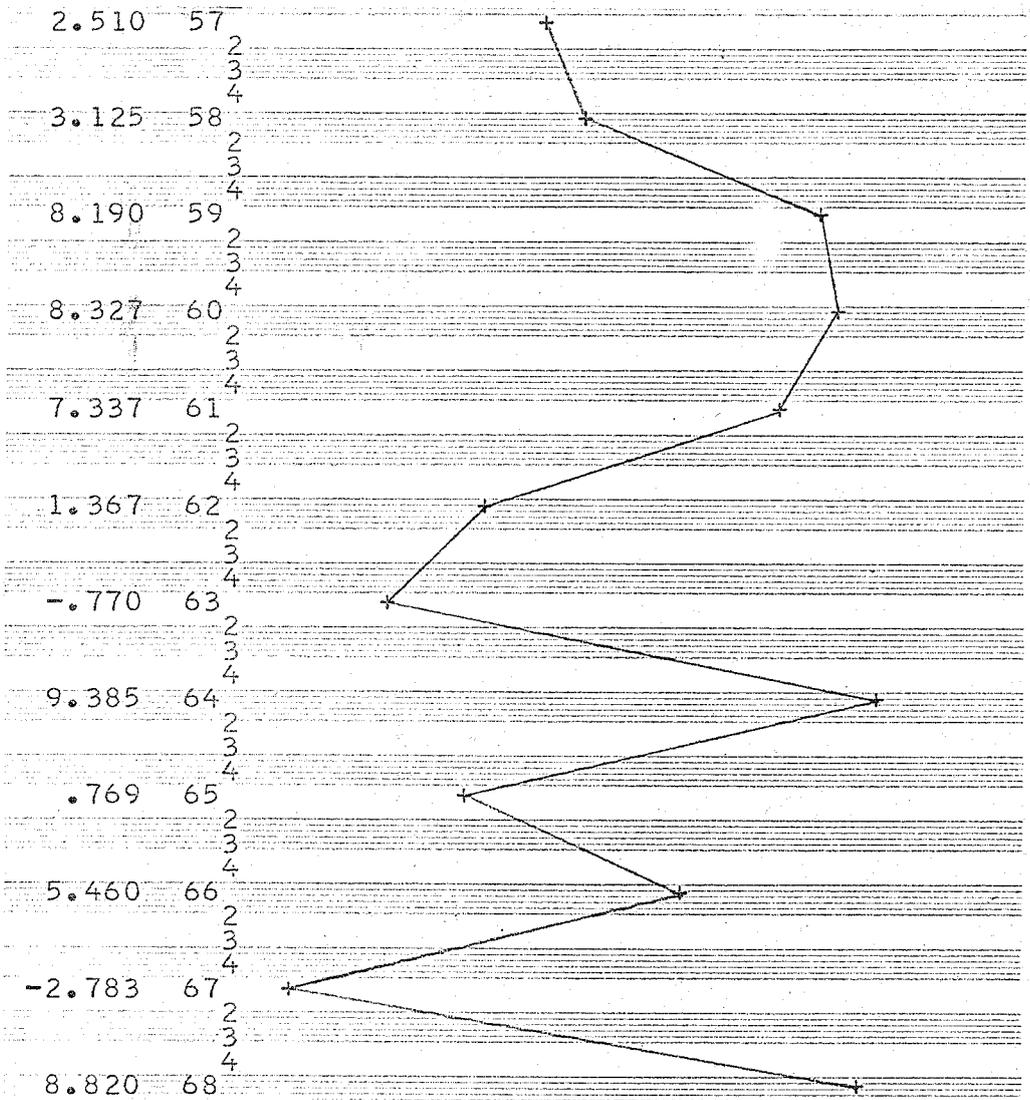
SIDN



Quelle: Eigenberechnung
Aufkommen aus indirekten Steuern dividiert
durch UMSN

INDIREKTE STEUERN MINUS SUBVENTIONEN, REAL

SISR

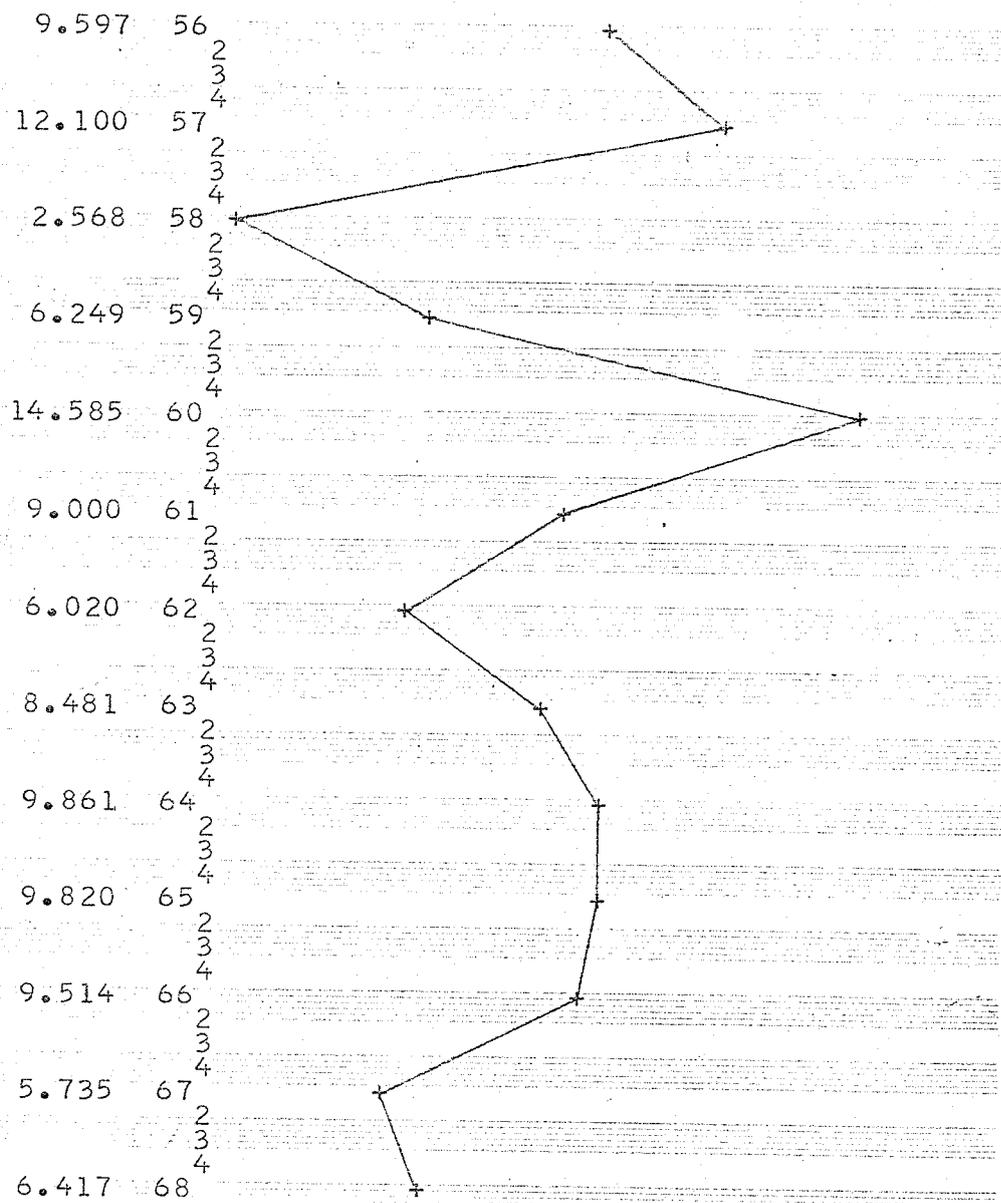


Quelle: WIFO

St. Ü., Tabelle 0.1

UMSATZ (GESAMTNACHFRAGE), NOMINELL

UMSN



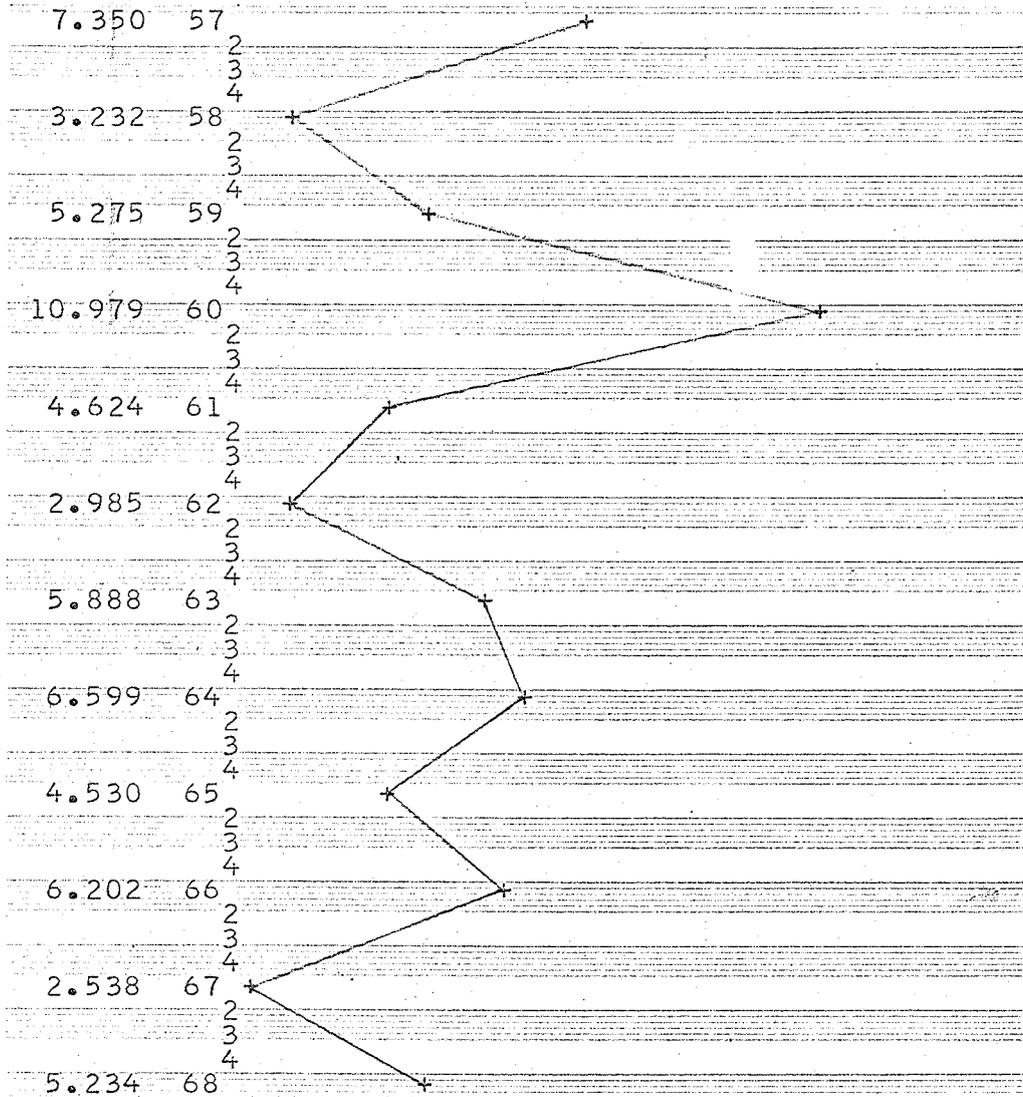
Quelle:

Eigenberechnung

$$\widetilde{\text{UMSN}} = \widetilde{\text{YMBN}} + \widetilde{\text{IMIN}}$$

UMSATZ (GESAMTNACHFRAGE), NOMINELL

UMSR



Quelle:

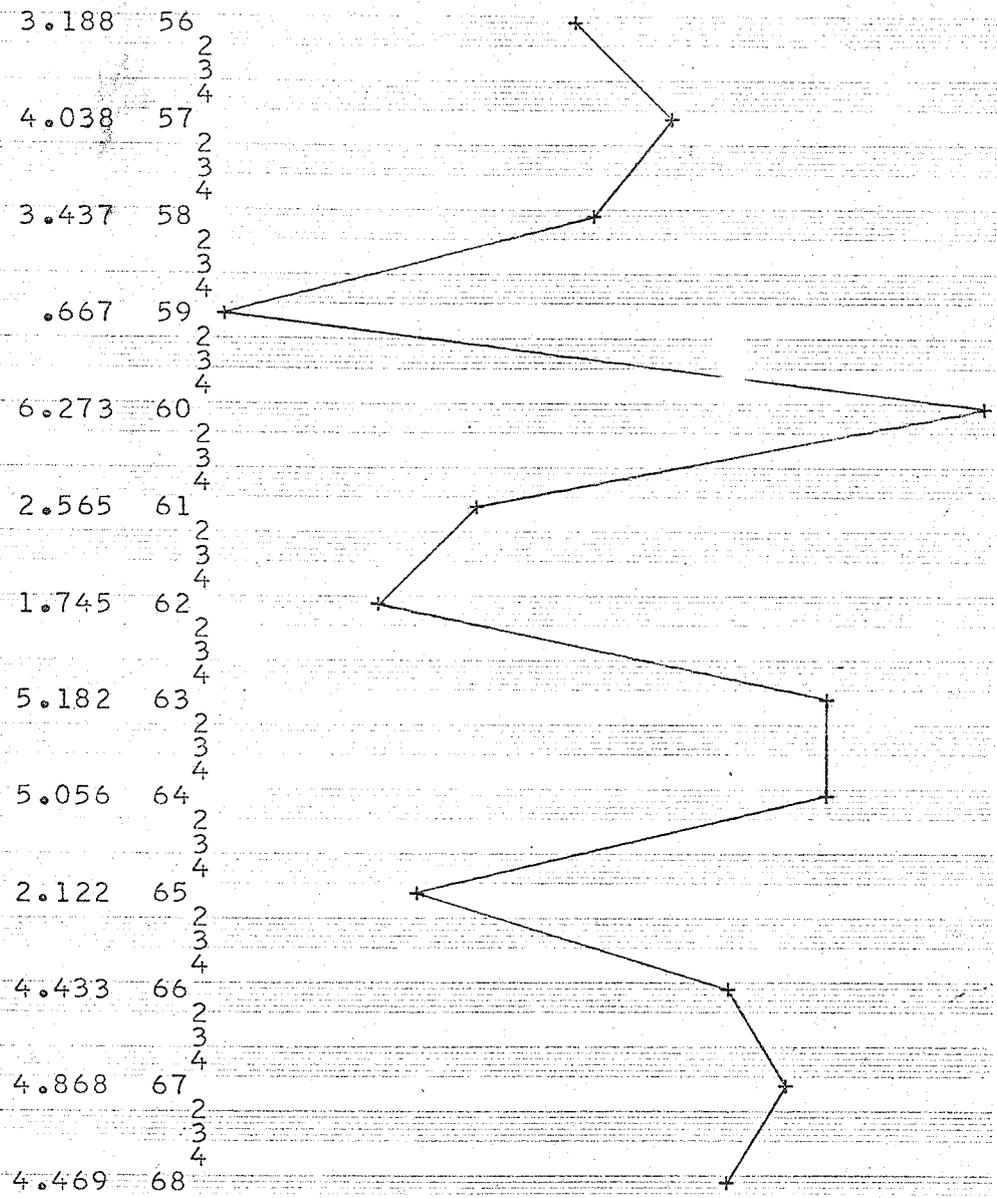
Eigenberechnung

$$\text{UMSR} = \text{YMBR} + \text{IMIR}$$

(IMIR = Importe real)

PRODUKTIVITÄT

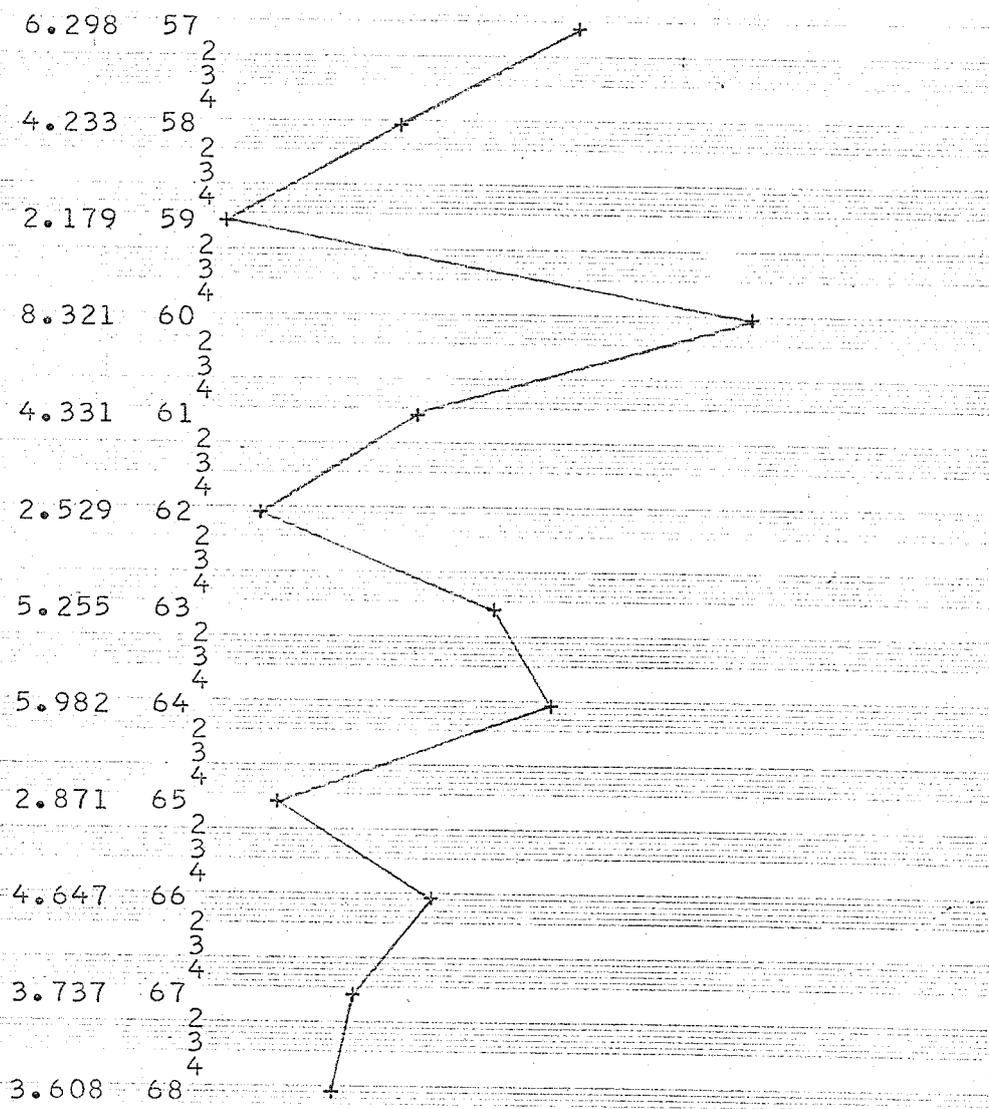
YBFR



Quelle: Eigenberechnung
YBFR = YFBR - BET

BRUTTONATIONALPRODUKT ZU FAKTORKOSTEN, REAL

YFBR

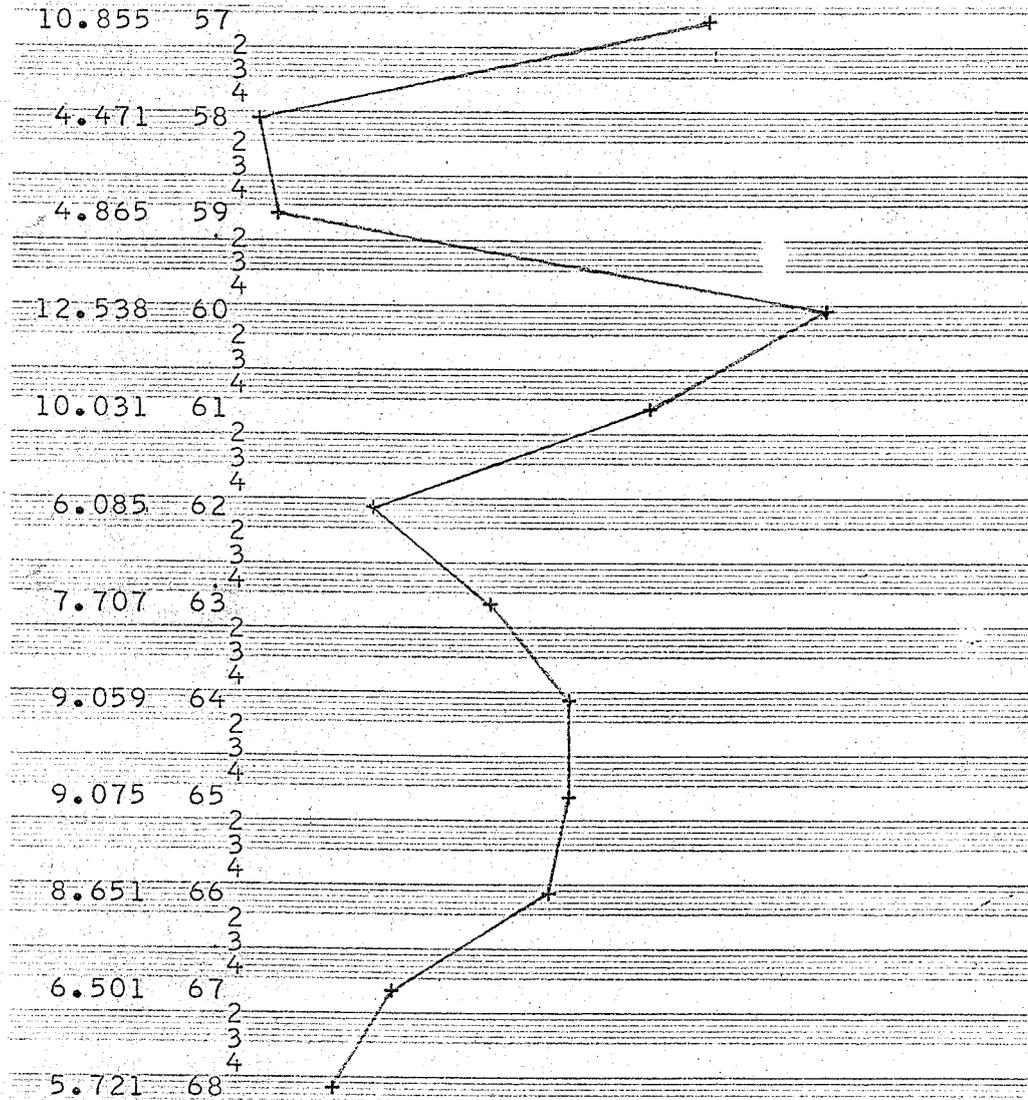


Quelle: WIFO

St. Ü., Tabelle Ø.1

BRUTTONATIONALPRODUKT ZU MARKTPREISEN, NOM.

YMBN

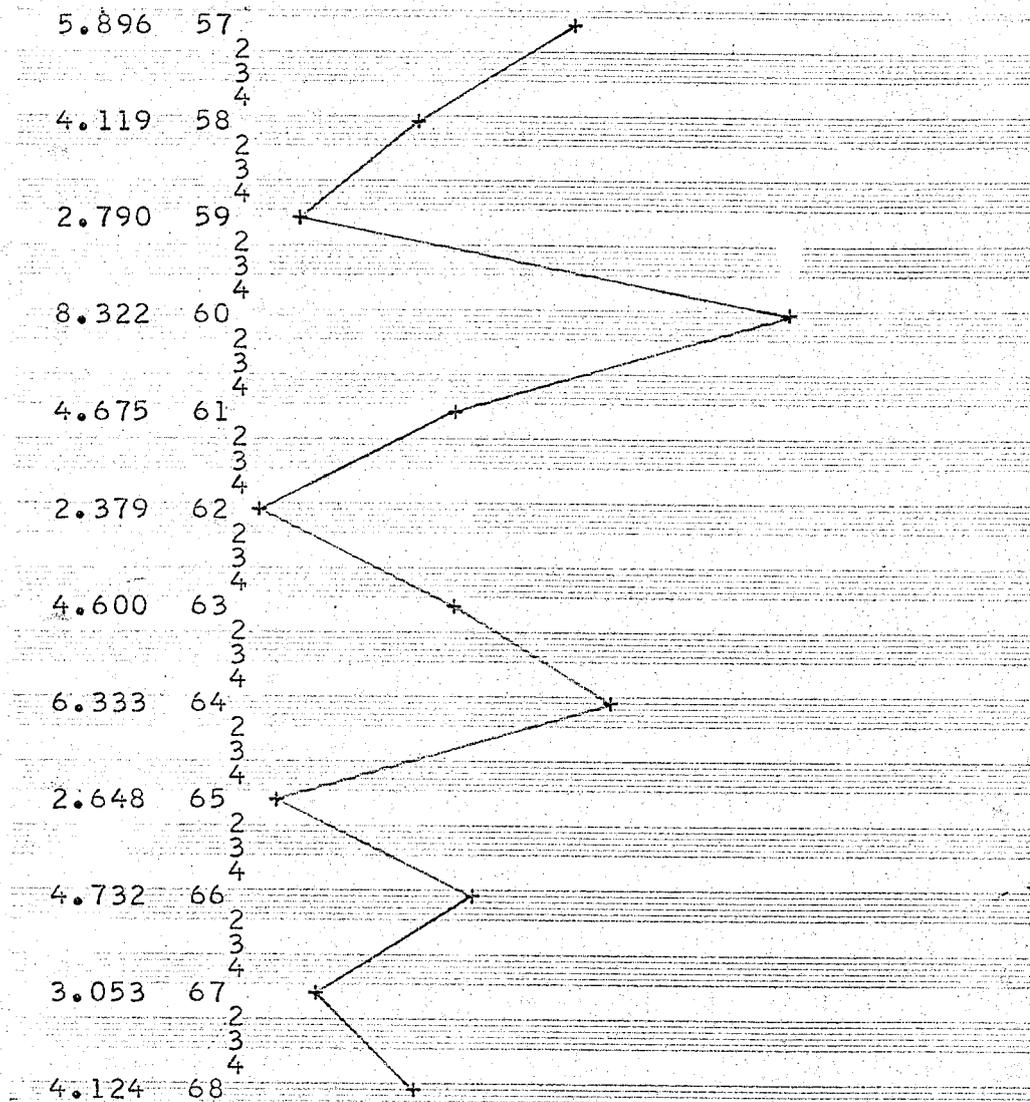


Quelle: WIFO

St. Ü., Tabelle Ø.1

BRUTTONATIONALPRODUKT ZU MARKTPREISEN, REAL

YMBR



Quelle: WIFO
St. Ü., Tabelle Ø.1

4. VERHALTENSGLEICHUNGEN

4.1 RATE DER ARBEITSLOSIGKEIT

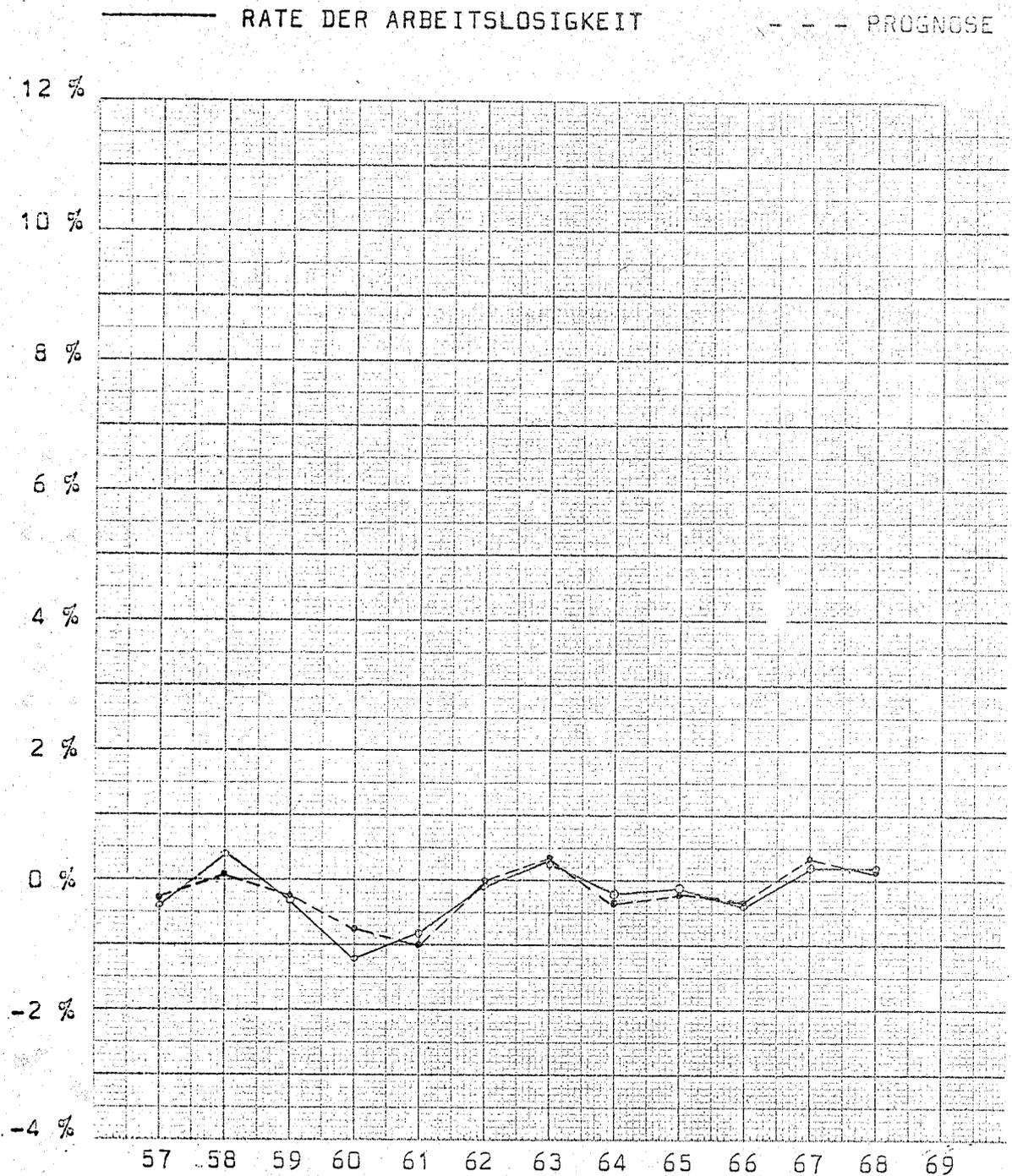
$$ALO = -.332 BEP + .534 BBS + .016 FRQ + .170$$

ALO = Rate der Arbeitslosigkeit

BEP = Privat Beschäftigte

BBS = Bevölkerungspotential

FRQ = Frostrate



$Y = ALO$	$R^2 = .834$	$DW = 2.66$
-----------	--------------	-------------

X_i	KONST.	BEP	BBS	FRQ
$\hat{\beta}_i$.170	-.332	.534	.016
$\hat{\sigma}_{\beta_i}$.10	.06	.15	.01
$\hat{\sigma}_{\beta_i} / \hat{\beta}_i$	60 %	19 %	29 %	74 %
r_i^2		.78	.61	.19

Die Bezeichnung "Rate der Arbeitslosigkeit" folgt den "Statistischen Übersichten" des Instituts für Wirtschaftsforschung (Tabelle 7.1) und ist definiert als der prozentuelle Anteil der vorgemerkten Arbeitslosen am Arbeitskräfteangebot.

Der Gleichung liegt die Annahme zugrunde, daß die Zahl der vorgemerkten Arbeitslosen in einem konstanten Verhältnis zur Differenz von Arbeitskräfteangebot und -nachfrage steht.

Die Angebotsseite wird durch eine demographische Größe beschrieben, wobei eine Zeitreihe "Arbeitsfähige Bevölkerung" (\widetilde{BVA}) als Summe von männlicher und weiblicher Bevölkerung zwischen 15 und 65 Jahren konstruiert wurde. Als repräsentativ für die Nachfrage nach Arbeitskräften wird die Zahl der privat Beschäftigten (\widetilde{BEP}) angesehen. Subtrahiert man von der Zahl der Arbeitsfähigen die Zahl der tatsächlich Beschäftigten, so erhält man eine hypothetische Arbeitslosenzahl (\widetilde{ALOH}), die gemäß unserer Hypothese der Zahl der vorgemerkten Arbeitssuchenden (\widetilde{ALOV}) proportional sein soll.

Um diese Zusammenhänge in eine statistisch verwertbare Form zu bringen, müssen noch einige mathematische Umformungen vorgenommen werden. Die oben beschriebenen Beziehungen lauten:

$$(i) \quad \widetilde{ALOH}_t = \widetilde{BVA}_t - \widetilde{BEP}_t$$

$$(ii) \quad \widetilde{ALOV}_t = \alpha \widetilde{ALOH}_t = \alpha (\widetilde{BVA}_t - \widetilde{BEP}_t)$$

Die weiteren Umformungen dienen dazu, einen Ausdruck zu erhalten, der den Jahreszuwächsen der Rate der Arbeitslosigkeit entspricht. Nach Differenzenbildung und Division durch \widetilde{BEP}_{t-1} erhält man

$$(iii) \quad \frac{\widetilde{ALOV}_t}{\widetilde{BEP}_{t-1}} - \frac{\widetilde{ALOV}_{t-1}}{\widetilde{BEP}_{t-1}} = \alpha \left(\frac{\widetilde{BVA}_t - \widetilde{BVA}_{t-1}}{\widetilde{BEP}_{t-1}} - \frac{\widetilde{BEP}_t - \widetilde{BEP}_{t-1}}{\widetilde{BEP}_{t-1}} \right)$$

$$= \alpha (BBS_t - BEP_t) .$$

Die linke Seite dieser Gleichung stellt bis auf eine annähernd feste Größe, die in die Konstante α eingeht, die jährliche Veränderung der Rate der Arbeitslosigkeit (ALO) dar. Der erste Ausdruck rechts definiert die Variable BBS ("Bevölkerungspotential"), der zweite Term ist identisch mit der jährlichen Veränderungsrate der privat Beschäftigten.

Diese Überlegungen legen den Regressionssatz

$$(iv) \quad ALO_t = \alpha BBS_t - \alpha BEP_t$$

nahe, der den Kern der ins Modell aufgenommenen Gleichung darstellt. Die geschätzten Koeffizienten von BBS und BEP weisen nicht genau denselben Absolutbetrag auf. Ihre Koeffizientenintervalle überschneiden einander jedoch, so daß die Hypothese gleich großer Koeffizienten nicht verworfen werden kann.

Es zeigte sich, daß die zusätzliche Verwendung der Variablen FRQ ("Frostrate" = Frosttage pro Jahr) signifikant zur Erklärung von ALO beiträgt. Es ist anzunehmen, daß diese Größe die Lage des Arbeitsmarktes vor allem im Baugewerbe und in der Landwirtschaft widerspiegelt.

4.2 PRIVAT BESCHÄFTIGTE

$$\text{BEP} = .725 \underset{-1}{\text{BEP}} + .171 \Delta \text{UMSN} - .160 \underset{-1}{\text{LBPN}} + .147 \underset{-1}{\text{NBPN}} + \\ + .472$$

BEP = Privat Beschäftigte

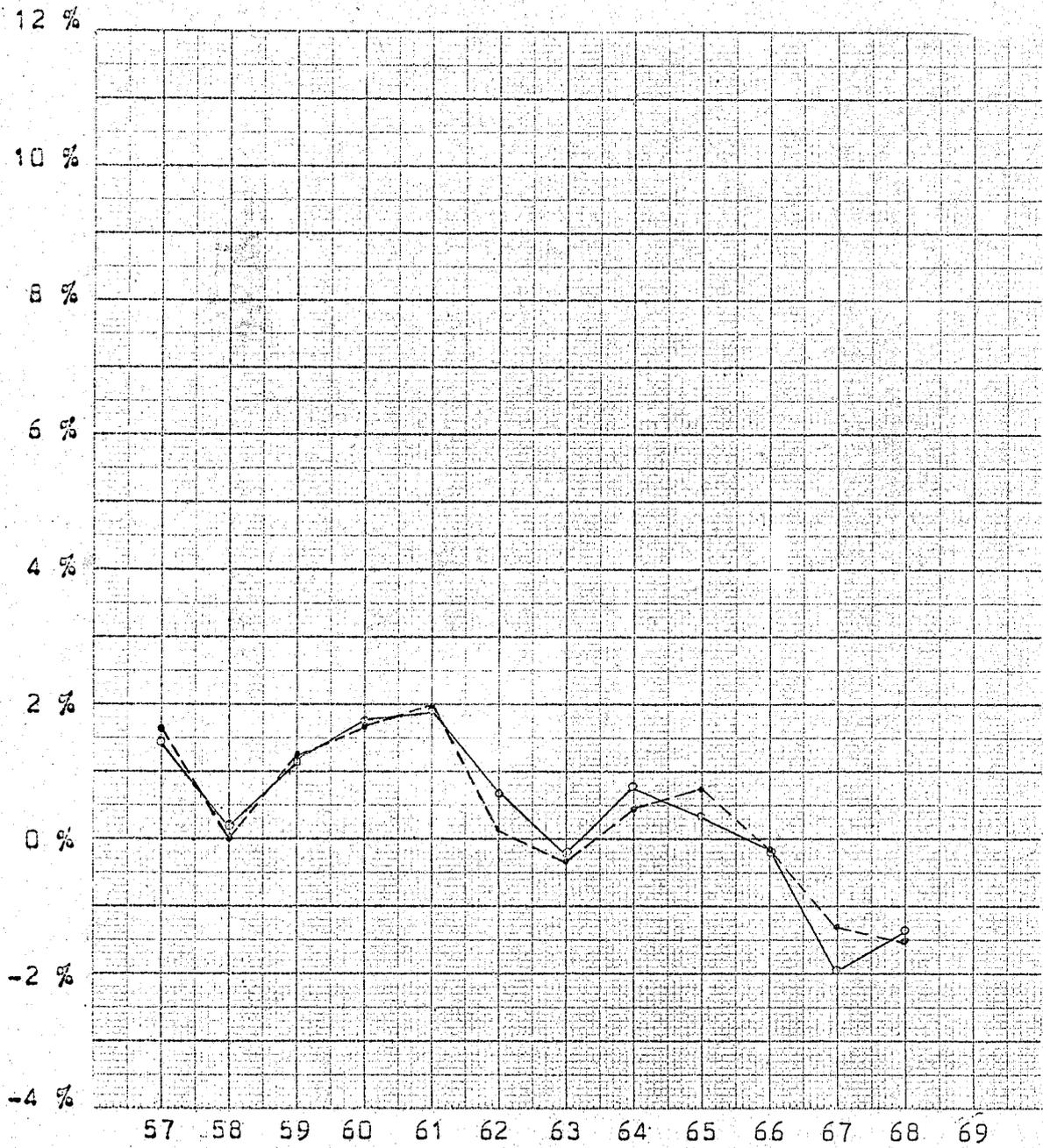
LBPN = Lohnniveau, privat, nominell

NBPN = Nichtlohneinkommen pro Beschäftigten, nom.

UMSN = Umsatz (Gesamtnachfrage), nominell

PRIVAT BESCHÄFTIGTE

- - - PROGNOSE



$y = \text{BEP}$	$R^2 = .926$	$DW = 2.39$
------------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	BEP -1	Δ UMSN	LBPN -1	NBPN -1
$\hat{\beta}_i$.472	.725	.171	-.160	.147
$\hat{\sigma}_{\beta_i}$.86	.10	.05	.09	.04
$\hat{\sigma}_{\beta_i}/\hat{\beta}_i$	181 %	13 %	27 %	53 %	28 %
\hat{r}_i^2		.89	.66	.33	.65

Das Wachstum der Zahl der unselbständig Beschäftigten des privaten Sektors wird in dieser Gleichung durch die Nachfrage der Unternehmer nach Arbeitskräften erklärt.

Wie zu erwarten war, zeigte sich ein deutlicher positiver Zusammenhang zwischen der nominellen Gesamtnachfrage (UMSN = "Umsatz") und der Zahl der privat Beschäftigten. Die Wachstumsrate der privat Beschäftigten reagiert mit einem Faktor von .171 auf die Beschleunigung des Wachstums der Gesamtnachfrage.

Die Variable NBPN (Gewinn pro Beschäftigtem) ist definiert als

$$(i) \quad \text{NBPN}_t = \text{NLPN}_t - \text{BEP}_t$$

und tritt mit einer Verzögerung von einer Periode in der Gleichung auf. Es wird dabei angenommen, daß sich die Unternehmer in ihrer Beschäftigungspolitik vorwiegend am schon bekannten Gewinn der Vorperiode orientieren. Stellen die Unternehmer einen Zuwachs im Gewinn pro Beschäftigtem fest, neigen sie zur Einstellung weiterer Arbeitskräfte.

Sind hingegen in der Vorperiode die Lohnkosten pro Beschäftigtem (LBPN) gestiegen, ist mit einer verminderten Nachfrage nach Arbeitskräften zu rechnen.

Einen bedeutenden Beitrag zur Erklärung der Beschäftigungslage liefert die Variable BEP_{t-1} . Man kann daraus auf die Existenz eines "distributed lag" schließen: Somit beeinflussen die genannten erklärenden Variablen die gegenwärtige Beschäftigung auch mit einer Verzögerung von zwei und mehr Jahren, wobei allerdingens eine exponentiell fallende Gewichtung zu berücksichtigen ist.

4.3 PRIVATER KONSUM

$$\begin{aligned} \text{CTPN} = & .576 \text{ LDTN} + .118 \text{ NLDN} - 1.706 \text{ DLA} + .623 \text{ PV2X} - \\ & -.160 \text{ RLA} + .400 \end{aligned}$$

CTPN = Privater Konsum, nominell

DLA = Dummy-Landwirtschaft

LDTN = Disponibles Lohneinkommen, nominell

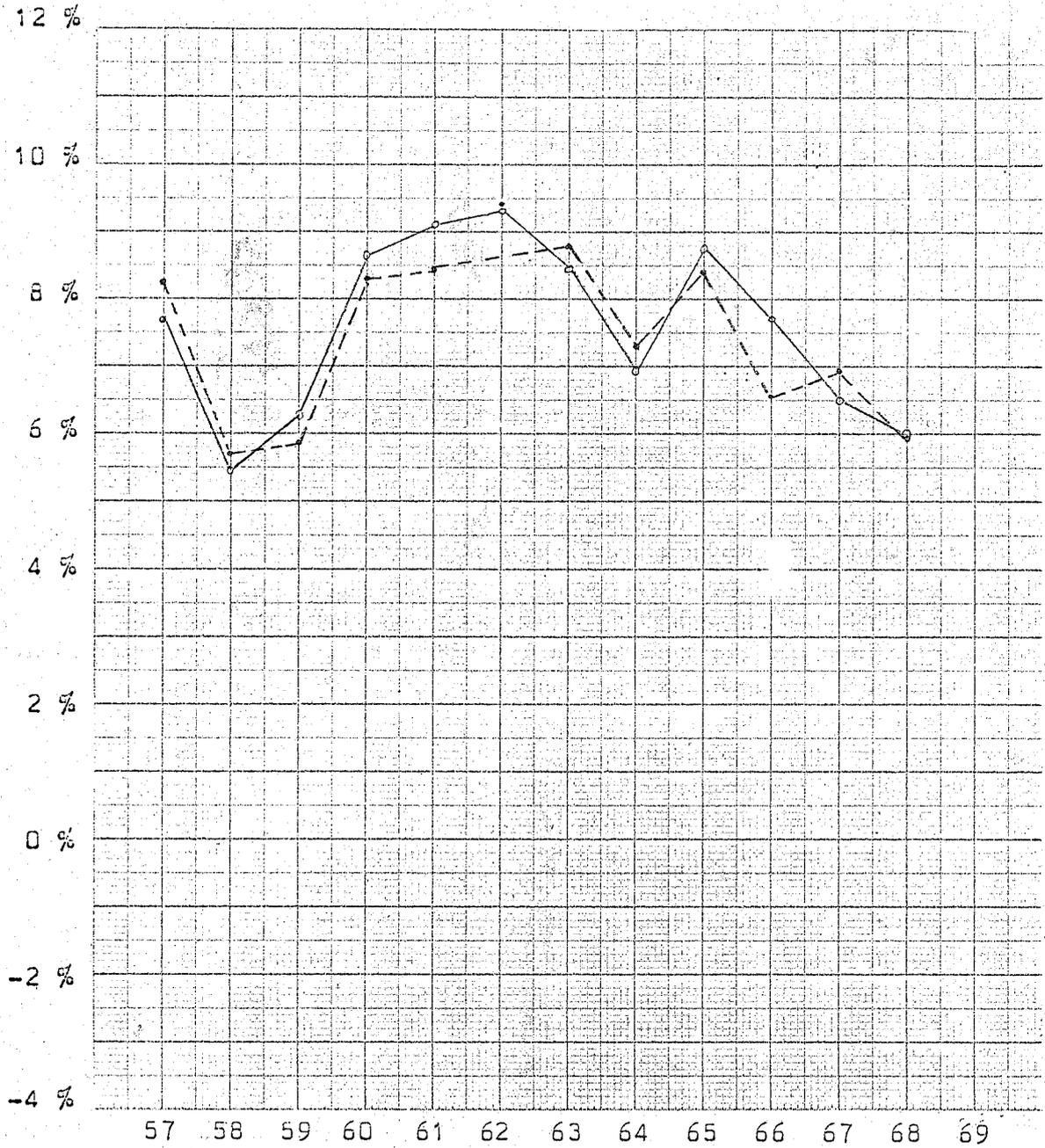
NLDN = Disponibles Nichtlohneinkommen, nominell

PV2X = Verbraucherpreisindex

RLA = Rendite festverzinslicher Wertpapiere

PRIVATER KONSUM, NOMINELL

- - - PROGNOSE



$Y = CTPN$	$R^2 = .911$	$DW = 1.40$
------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	LDTN	NLDN	DLA	PV2X	RLA
$\hat{\beta}_i$.400	.576	.118	-1.706	.623	-.160
$\hat{\sigma}_{\beta_i}$.98	.11	.03	.61	.16	.04
$\hat{\sigma}_{\beta_i} / \hat{\beta}_i$	244 %	19 %	25 %	36 %	26 %	25 %
r_{i2}^2		.82	.73	.57	.71	.72

Unterschiedliche Bestimmungsgründe und unterschiedliche Konsumgrenzneigungen gaben bei der Schätzung von Konsumgleichungen vielfach Anlaß zu einer Aufspaltung des Konsums in drei Kategorien: Konsum nicht-dauerhafter Güter, Konsum dauerhafter Güter und Konsum von Dienstleistungen. Vor allem im Konjunkturverlauf verhält sich der Konsum dauerhafter Güter anders als die beiden anderen Kategorien, weil er gegebenenfalls aufgeschoben werden kann und weil überdies Kreditbeschränkungen in erster Linie für dauerhafte Konsumgüter wirksam werden. Eine solche Aufspaltung wurde im Zuge der Arbeit am Modell ÖSTERREICH I versucht, führte jedoch zu keinen befriedigenden statistischen Ergebnissen.

Gemäß der Konsumtheorie sind verfügbares Einkommen und Preis die wichtigsten Variablen, die das Konsumverhalten bestimmen. Verschiedene theoretische Konzepte berücksichtigen darüber hinaus den Zinssatz, das Vermögen und das langfristige Einkommen des Konsumenten.

Um die funktionale Einkommensverteilung zu berücksichtigen, werden im Modell sowohl das verfügbare Lohneinkommen als auch das verfügbare Nichtlohneinkommen als erklärende Variable verwendet.

Man kann die geschätzten Elastizitäten in Grenzneigungen umrechnen:

$$(i) \frac{\widetilde{\Delta CTPN}_t}{\widetilde{CTPN}_{t-1}} = .576 \frac{\widetilde{\Delta LDTN}_t}{\widetilde{LDTN}_{t-1}} + .118 \frac{\widetilde{\Delta NLDN}_t}{\widetilde{NLDN}_{t-1}}$$

Nach Multiplikation mit \widetilde{CTPN}_{t-1} erhält man

$$(ii) \Delta \widetilde{CTPN}_t = .576 \frac{\widetilde{CTPN}_{t-1}}{\widetilde{LDTN}_{t-1}} \Delta \widetilde{LDTN}_t + .118 \frac{\widetilde{CTPN}_{t-1}}{\widetilde{NLDN}_{t-1}} \Delta \widetilde{NLDN}_t$$

Berechnet man die Werte der beiden Brüche für jede Periode und bildet man das Mittel über den Beobachtungszeitraum, erhält man

$$(iii) \frac{1}{12} \sum_{t=1}^{12} \frac{CTPN_{t-1}}{LDTN_{t-1}} = 1.26 \quad ,$$

$$\frac{1}{12} \sum_{t=1}^{12} \frac{CTPN_{t-1}}{NLDN_{t-1}} = 2.76 \quad .$$

Damit ergibt sich eine mittlere Grenzneigung zum Konsum für die Bezieher von Lohneinkommen von .726 und für die Bezieher von Nichtlohneinkommen von .326. Die marginalen Konsumneigungen stimmen in ihrer Größenordnung mit theoretischen Erwartungen überein. Aus der Tatsache, daß das Aggregat "Nichtlohneinkommen" auch die für den Konsum irrelevanten unverteilter Gewinne enthält, ergibt sich eine weitere Erklärung für die relativ niedrige Grenzneigung der Unternehmer.

Zerlegt man den nominellen Konsum in eine reale Komponente und in eine Preiskomponente (PV2X), erhält man für die Preiselastizität des realen Konsums einen Wert von -.38. Die Beurteilung dieses Schätzwertes wird durch den Umstand erschwert, daß der private Konsum eine sehr inhomogenes Aggregat darstellt; Vorzeichen und Größe der geschätzten Elastizität scheinen jedoch plausibel.

Die Dummy-Variable DLA ist als Korrektur der Preisvariablen PV2X anzusehen, da 1964 und 1965 im Verbraucherpreisindex

infolge inadäquater Zusammensetzung des Warenkorbes die witterungsbedingte Preiserhöhung bei Saisonprodukten zu stark durchschlug und der Preisanstieg überschätzt wurde.

Der Zinssatz wird im vorliegenden Modell durch die Rendite neuemittierter Wertpapiere repräsentiert. Der geschätzte Wert der Zinselastizität des Konsums ist negativ, was mit den bekannten Hypothesen der ökonomischen Theorie durchaus im Einklang steht.

4.4 PRIVATE AUSRÜSTUNGSINVESTITIONEN

$$\begin{aligned} \text{IAPR} = & .660 \text{ NLDN} + .358 \text{ NLDN} + .437 \text{ NLDN} - 5.869 \text{ ALO} + \\ & \qquad \qquad \qquad -1 \qquad \qquad \qquad -2 \\ & + .135 \text{ ITON} - 1.318 \text{ PIAX} - .185 \\ & \qquad \qquad \qquad -1 \qquad \qquad \qquad -1 \end{aligned}$$

ALO = Rate der Arbeitslosigkeit

IAPR = Private Ausrüstungsinvestitionen, real

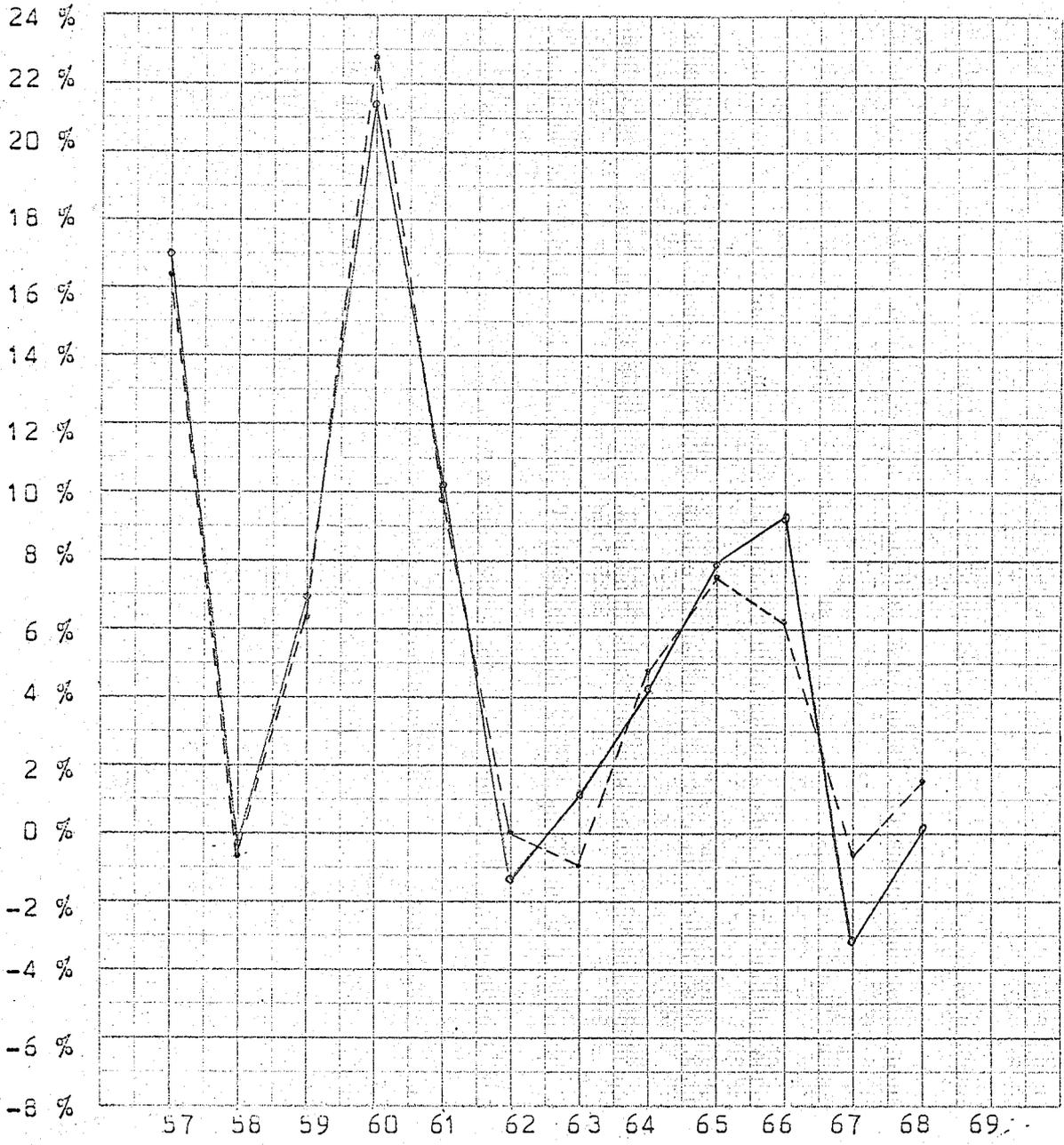
ITON = Öffentliche Investitionen, nominell

NLDN = Disponibles Nichtlohneinkommen, nominell

PIAX = Deflator der privaten Ausrüstungs-
investitionen

PRIV. AUSRÜSTUNGSINVESTITIONEN

- - - PROGNOSE



$Y = IAPR$	$R^2 = .954$	$DW = 2.58$
------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	NLDN	NLDN -1	NLDN -2	ALO	ITON -1	PIAX -1
$\hat{\beta}_i$	-.185	.660	.358	.437	-5.869	.135	-1.318
$\hat{\sigma}_{\beta_i}$	3.72	.23	.19	.13	2.74	.12	.72
$\hat{\sigma}_{\beta_i} / \hat{\alpha}_i$	2006 %	35 %	54 %	31 %	47 %	86 %	54 %
\hat{r}_i^2		.62	.41	.68	.48	.21	.40

Die Gleichung bestätigt die Gewinntheorie der Investition und unterstreicht die Bedeutung der Eigenfinanzierung, repräsentiert durch das disponible Nichtlohneinkommen. Die Richtung des Kausalzusammenhanges ist dadurch gesichert, daß diese Finanzierungsvariable auch mit Verzögerungen von einem und zwei Jahren auftritt.

Mit dem hohen negativen Koeffizienten der Rate der Arbeitslosigkeit sind verschiedene gleichgerichtete Interpretationen vereinbar.

Zunächst kann die Variable ALO als Konjunkturindikator angesehen werden, da sie dem durch das Bruttosozialprodukt wiedergegebenen Konjunkturverlauf sehr gut angepaßt ist. Dadurch wäre auch eine Verbindung zur Akzeleratorhypothese der Investition herstellbar, wonach die Höhe der Investitionen proportional mit der Entwicklung des Bruttosozialprodukts verknüpft ist.

Ferner wäre es möglich, die Veränderungen der Arbeitslosenrate als ein Maß für die Kapazitätsauslastung der Wirtschaft zu betrachten. Dabei wird von der Annahme ausgegangen, daß Kapazitätsknappheit die Unternehmer zu Investitionen ermuntert. Diese Interpretation betont den Komplementäreffekt, der zu Erweiterungsinvestitionen führt.

Überdies könnten die Veränderungen der Arbeitslosenrate als Knappheitsindikator für den Produktionsfaktor Arbeit gelten. Diese Interpretation stützt sich auf die Überlegung, daß die Unternehmer bei Arbeitskräftemangel zu einer kapitalintensiveren Produktion gezwungen werden. Der Substitutionseffekt und die damit verbundene Substitutionsinvestition stehen bei dieser Erklärung im Vordergrund.

Die Preisabhängigkeit der Ausrüstungsinvestitionen kann durch diese Gleichung deutlich nachgewiesen werden. Erwartungsgemäß liegt die Preiselastizität der Ausrüstungsinvestitionen erheblich über der Preiselastizität der Bauinvestitionen.

Die Berechnungen zeigen, daß öffentliche Investitionen mit einer Verzögerung von etwa einem Jahr private Ausrüstungsinvestitionen induzieren.

Die Streuung des Koeffizienten ist relativ groß; dennoch wurde diese Variable in der Gleichung belassen, da sie sich bei anderen Schätzvarianten als stabil erwiesen hat. Außerdem handelt es sich bei dieser Variablen um ein wirtschaftspolitisches Instrument, dessen Auswirkungen auf die einzelnen Wirtschaftsgrößen möglichst differenziert dargestellt werden sollen.

Ohne positives Ergebnis blieb der Versuch, die Rendite festverzinslicher Wertpapiere in die Gleichung einzubeziehen. Dies ist nicht überraschend, da Finanzinvestitionen wohl kaum eine gleichwertige Alternative zu Ausrüstungsinvestitionen darstellen.

4.5 PRIVATE BAUINVESTITIONEN

$$\begin{aligned} \text{IBPR} = & - 10.271 \text{ DIB} + .277 \text{ NLPN} + .608 \text{ ITON} - .734 \text{ PIBX} + \\ & \qquad \qquad \qquad -1 \qquad \qquad \qquad -2 \qquad \qquad \qquad -1 \\ & \qquad + 2.140 \end{aligned}$$

DIB = Dummy-Wohnbau

IBPR = Private Bauinvestitionen, real

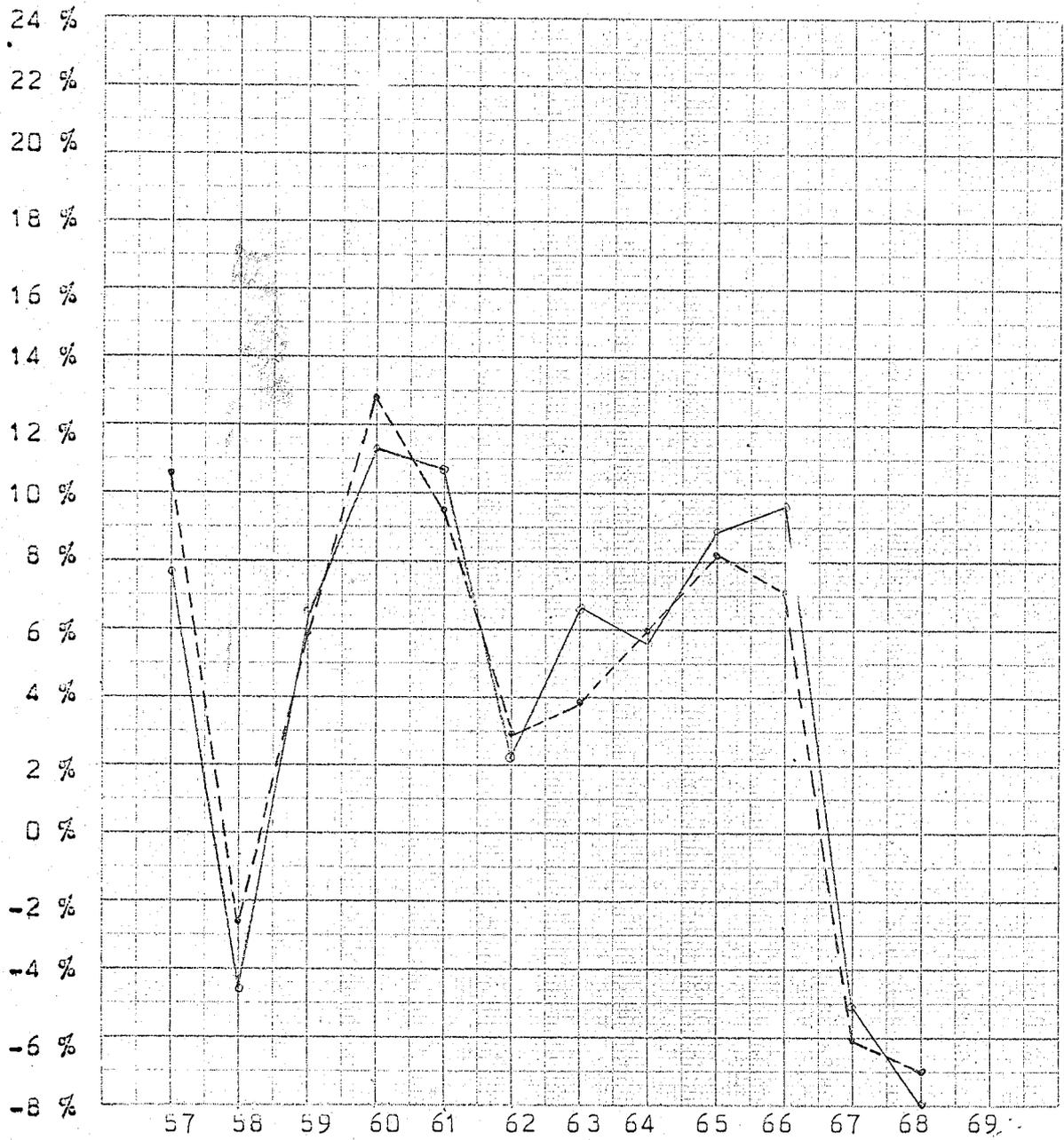
ITON = Öffentliche Investitionen, nominell

NLPN = Privates Nichtlohneinkommen, nominell

PIBX = Deflator der privaten Bauinvestitionen

PRIVATE BAUINVESTITIONEN

- - - PROGNOSE



$Y = IBPR$	$R^2 = .934$	$DW = 1.66$
------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	DIB	NLPN -1	ITON -2	PIBX -1
$\hat{\beta}_i$	2.140	-10.271	.277	.608	-.734
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$	1.67	1.83	.15	.10	.24
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i} / \hat{\beta}_i$	78 %	18 %	53 %	27 %	32 %
r^2		.82	.34	.84	.58

Sämtliche ökonomischen Bestimmungsgründe der Bauinvestitionen treten in der Gleichung mit einer Verzögerung von mindestens einem Jahr auf (die Dummy-Variable sei vorerst ausgeklammert). Das bedeutet, daß die Entscheidung über die Durchführung von Bauinvestitionen etwa ein Jahr vor deren Realisierung fällt.

Das private Nichtlohneinkommen konnte wie im Fall der privaten Ausrüstungsinvestitionen statistisch signifikant als Finanzierungsquelle nachgewiesen werden. Die Preiselastizität liegt deutlich unter 1, womit ökonometrisch die geringe Preisabhängigkeit der Nachfrage nach Bauinvestitionen bestätigt wird. Wesentlich stärker als bei den Ausrüstungsinvestitionen ist auf dem Bauinvestitionssektor die Wirkung von öffentlichen Investitionen, was bei dem hohen Anteil der öffentlichen Investitionen für Bauzwecke nicht verwunderlich ist. Öffentliche Investitionen induzieren private Bauinvestitionen mit einer Verzögerung von 2 Jahren.

Im Jahre 1967 traten neue gesetzliche Bestimmungen für die Wohnbauförderung in Kraft. Sie bewirkten einen deutlichen Rückgang der privaten Wohnbautätigkeit, bedingt durch die administrativen Neuordnungen in den Jahren 1967/68. Dieser Effekt wurde durch eine Dummy-Variable für diese beiden Jahre erfaßt.

4.6 LAGERVERÄNDERUNGEN

$$\begin{aligned} \text{ILDN} = & .415 \text{ UMSN} - .220 \text{ UMSN} - .399 \text{ PYMX} + .352 \text{ PYMX} - \\ & \qquad \qquad \qquad -1 \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad -1 \\ & \qquad - .822 \text{ LV2N} + .159 \end{aligned}$$

ILDN = Lagerveränderungen, nominell

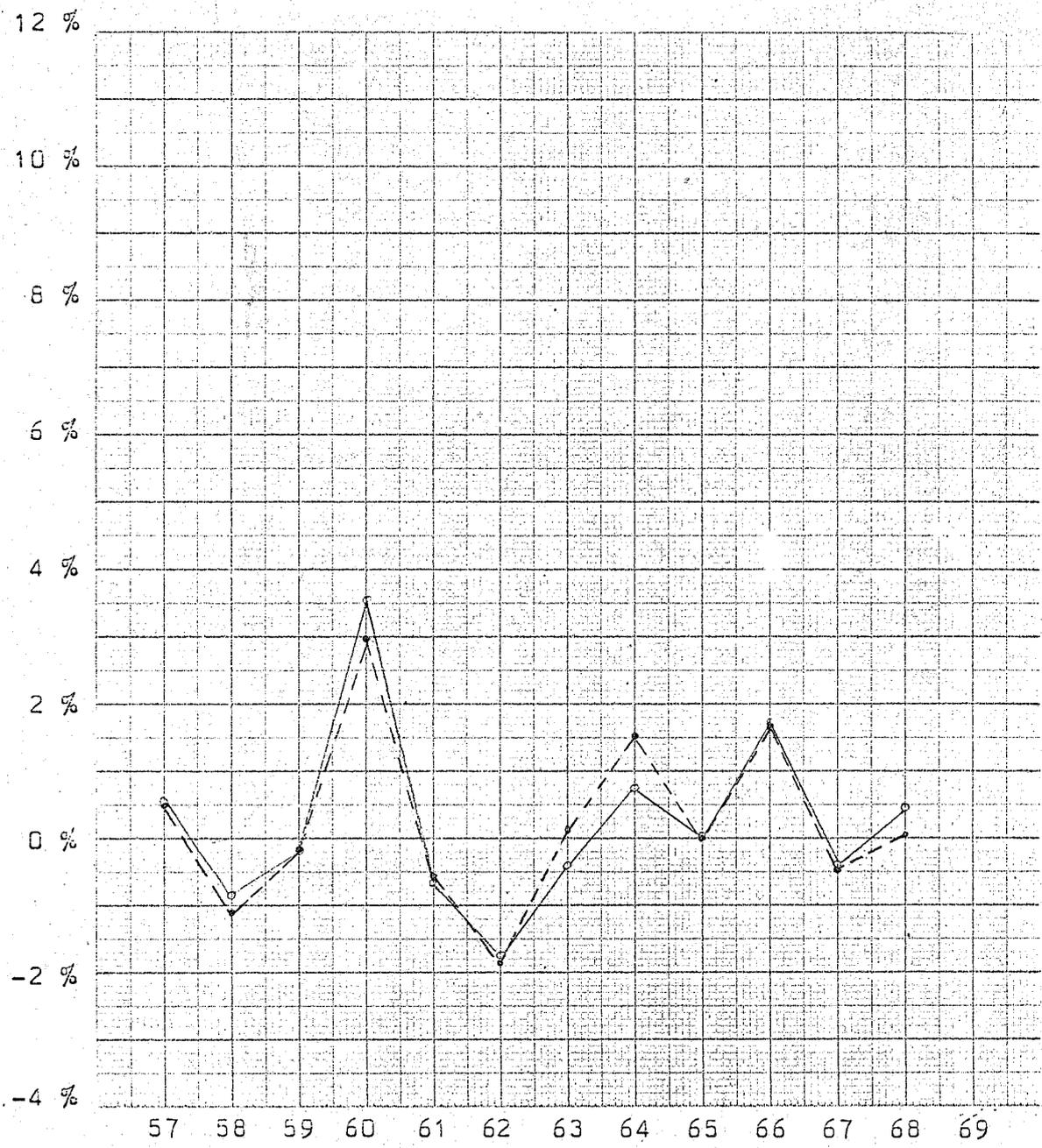
LV2N = Lagerveränderungen/Umsatz

PYMX = Deflator des Bruttonationalprodukts

UMSN = Umsatz (Gesamtnachfrage), nominell

LAGERVERÄNDERUNGEN

- - - PROGNOSE



$Y = \text{ILDN}$	$R^2 = .923$	$DW = 1.55$
-------------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	UMSN	UMSN -1	PYMX	PYMX -1	LV2N
$\hat{\beta}_i$.159	.415	-.220	-.399	.352	-.822
$\hat{\sigma}_{\beta_i}$.97	.07	.10	.15	.16	.23
$\hat{\sigma}_{\beta_i}/\beta_i$	613 %	18 %	45 %	37 %	46 %	28 %
r_i^2		.84	.46	.55	.44	.68

Die in der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ausgewiesene Zeitreihe "Lagerveränderungen plus statistische Differenz" ($\widetilde{\text{LADN}}$) bildet die Basis der im Modell verwendeten Variablen ILDN, die folgendermaßen definiert ist:

$$(i) \quad \text{ILDN}_t = \frac{\widetilde{\text{LADN}}_t - \widetilde{\text{LADN}}_{t-1}}{\widetilde{\text{UMSN}}_{t-1}}$$

Die obige Definition wird aus der Verbindung zweier Theorien hergeleitet, die allerdings die "Lagerveränderungen ohne statistische Differenz" ($\widetilde{\text{LAGN}}$) zum Gegenstand haben.

Theorie des fixen Akzelerators:

Ausgehend von der Keynes'schen Hypothese, daß eine proportionale Beziehung zwischen Lagerbeständen ($\widetilde{\text{LABN}}$) und Umsätzen gegeben ist, sich daher auch die Lagerveränderungen proportional den Umsatzveränderungen verhalten, gelangt man zu folgender Gleichung:

$$(ii) \quad \widetilde{\text{LAGN}}_t = \alpha(\widetilde{\text{UMSN}}_t - \widetilde{\text{UMSN}}_{t-1}) = \alpha \Delta \widetilde{\text{UMSN}}_t$$

Nach Bildung **erster** Differenzen erhält man

$$(iii) \quad \Delta \widetilde{\text{LAGN}}_t = \alpha(\Delta \widetilde{\text{UMSN}}_t - \Delta \widetilde{\text{UMSN}}_{t-1})$$

Da die Zeitreihe $\widetilde{\text{LAGN}}$ auch negative Werte enthalten kann, ist die Bildung von Veränderungsrate nicht sinnvoll. Man behilft sich daher mit einer positiven Bezugsgröße, in unserem Fall dem Umsatz der Vorperiode:

$$(iv) \quad \frac{\Delta \widetilde{LAGN}_t}{\widetilde{UMSN}_{t-1}} = \alpha \left(\frac{\Delta \widetilde{UMSN}_t}{\widetilde{UMSN}_{t-1}} - \frac{\Delta \widetilde{UMSN}_{t-1}}{\widetilde{UMSN}_{t-1}} \right)$$

Nach Verwendung der Definition

$$(v) \quad \widetilde{UMSN}_t = \frac{\Delta \widetilde{UMSN}_t}{\widetilde{UMSN}_{t-1}}$$

und der Näherungen

$$(vi) \quad \widetilde{UMSN}_{t-1} \approx \frac{\Delta \widetilde{UMSN}_{t-1}}{\widetilde{UMSN}_{t-1}}$$

$$(vii) \quad \widetilde{LADN}_t \approx \widetilde{LAGN}_t$$

erhält man aus (iv) die Beziehung

$$(viii) \quad \widetilde{ILDN}_t = \alpha (\widetilde{UMSN}_t - \widetilde{UMSN}_{t-1})$$

Theorie des flexiblen Akzelerators:

Im Gegensatz zur Theorie des fixen Akzelerators finden in diesem verfeinerten Ansatz auch die zur Lageranpassung erforderlichen Vorgänge und Zeitspannen Berücksichtigung.

Es wird angenommen, daß die Unternehmer mit einer durchschnittlichen Lagerkontrollperiode von 1/2 Jahr, mit einer Bestellzeit ϵ und einer Lieferzeit δ zu rechnen haben. Wie aus "Voorraadvoorming en de flexibele accelerator" (Rapport E-59 des Centraal Planbureau, Niederlande) hervorgeht, können die Lagerveränderungen \widetilde{LAGN} als lineare Funktion einer sogenannten Spannungsvariablen

$$(ix) \quad \Phi_t = \beta \widetilde{UMSN}_t - \widetilde{LABN}_{t-2} - \epsilon$$

angesehen werden:

$$(x) \quad \widetilde{LAGN}_t = \gamma \Phi_{t-\delta}$$

Die Verwendung der Näherung (vii) sowie einiger Umformungen und Interpolationen führt zu

$$(xi) \quad \begin{aligned} \text{ILDN}_t = & \beta \gamma (1-\delta) \text{UMSN}_t + \beta \gamma \delta \text{UMSN}_{t-1} - \\ & - \gamma \left(\frac{3}{2} - \epsilon - \delta \right) \text{ILDN}_{t-1} - \gamma \frac{\widetilde{LADN}_{t-2}}{\widetilde{UMSN}_{t-1}}, \end{aligned}$$

wobei $\frac{\text{LADN}_{t-2}}{\text{UMSN}_{t-1}}$ kurz als LV2N_t bezeichnet wird.

Eine Kombination beider Theorien liefert die Grundstruktur der Gleichung unseres Modells. Der Koeffizient der Variablen ILDN_{t-1} erwies sich allerdings als vollkommen insignifikant, dagegen trugen die Preisvariablen PYMX_t und PYMX_{t-1} erheblich zur statistischen Erklärung bei.

4.7 IMPORTE I. W. S.

$$\begin{aligned} \text{IMIN} = & 1.919 \text{ UMSN} - 1.178 \text{ UMSN} + .681 \text{ PIMX} - .735 \text{ PIYX} + \\ & -1 \\ & + 1.627 \end{aligned}$$

IMIN = Importe i.w.S., nominell

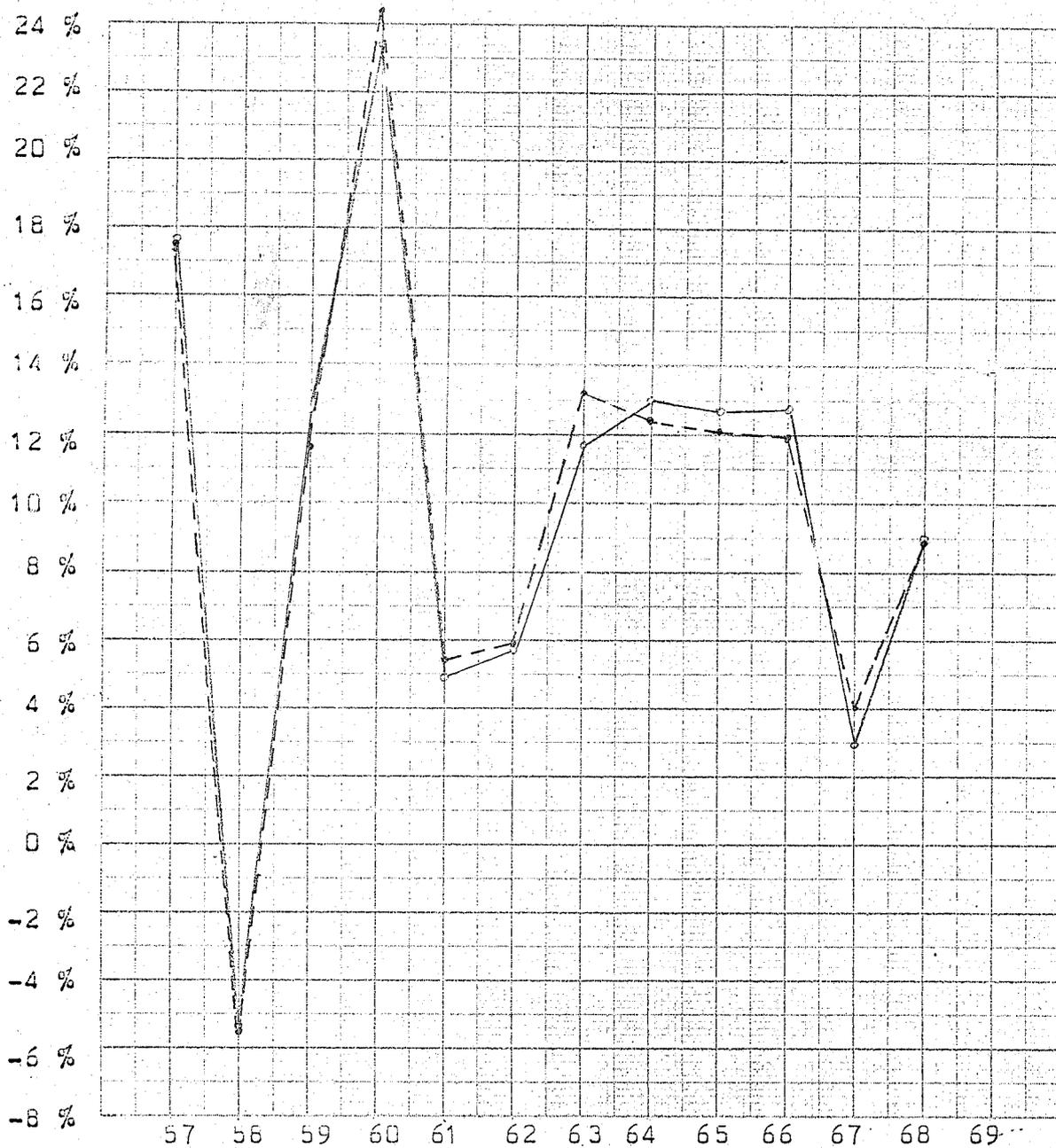
PIMX = Deflator der Importe i.w.S.

PIYX = Preisverhältnis Importpreise/Inlandspreise

UMSN = Umsatz (Gesamtnachfrage), nominell

IMPORTE I. W. S.

- - - PROGNOSE



$Y = \text{IMIN}$	$R^2 = .987$	$DW = 2.28$
-------------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	UMSN	UMSN -1	PIMX	PIYX
$\hat{\beta}_i$	1.627	1.919	-1.178	.681	-.735
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$	1.56	.15	.16	.43	.47
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i} / \hat{\beta}_i$	96 %	8 %	13 %	63 %	63 %
r_i^2		.96	.89	.26	.26

Da keinerlei Beschränkungen des Angebots angenommen werden, stellt die Importgleichung im wesentlichen eine Nachfragegleichung dar.

Die grundsätzliche Entscheidung, ob man eine Verhaltensgleichung für die Importe real oder die Importe nominell zu schätzen versucht, hängt unter anderem von der Genauigkeit der Messung des Preisniveaus (also des impliziten Deflators) ab. Wird der implizite Deflator als nicht sehr verlässlich gemessen angesehen, pflegt man die Verwendung nomineller Werte vorzuziehen.

Die vorliegende Importgleichung ist mit einigem Vorbehalt zu betrachten, denn die Variable IMIN ist als Summe von Güter- und Dienstleistungseinfuhren ein Aggregat sehr heterogener Elemente. Die importierten Güter sind unter anderem Nahrungsmittel, Rohstoffe sowie Halb- und Fertigwaren; bei den Dienstleistungen handelt es sich etwa um Reiseverkehr, Transportleistungen und Zinsen. Da die zur Erklärung herangezogenen Variablen ebenfalls hochaggregierte Größen sind, können nur verhältnismäßig grobe Aussagen über die Bestimmungsgründe der Importe abgeleitet werden.

Als wichtigste Erklärungsgröße der Importe tritt die nominelle Gesamtnachfrage (UMSN = "Umsatz") auf. Die Koeffizienten der Variablen "Umsatz" und der Variablen "Umsatz der Vorperiode" sind folgendermaßen zu interpretieren:

$$\begin{aligned} \text{(i)} \quad & 1.919 \text{ UMSN}_t - 1.178 \text{ UMSN}_{t-1} = \\ & = .741 \text{ UMSN}_t + 1.178 \text{ UMSN}_t - 1.178 \text{ UMSN}_{t-1} = \\ & = .741 \text{ UMSN}_t + 1.178 \Delta \text{UMSN}_t \end{aligned}$$

Das Wachstum der Importe wird also vom Wachstum der Gesamtnachfrage und zusätzlich von der Veränderung des Wachstums derselben - also vom Akzelerator der Gesamtnachfrage - bestimmt. Dieses Ergebnis ist statistisch gut gesichert, doch muß darauf verwiesen werden, daß dies zum Teil eine Folge des definitorischen Zusammenhanges $\widetilde{\text{UMSN}} = \widetilde{\text{YMBN}} + \widetilde{\text{IMIN}}$ sein dürfte.

Das Importwachstum ist also unterproportional mit dem Wachstum und überproportional mit der Veränderung des Wachstums der Gesamtnachfrage verbunden. Aus dieser Beziehung kann keine generelle Aussage über den Einfluß von Gesamtnachfragewachstum oder dessen Veränderung auf die Warenstruktur der Importe oder auf kapazitätsbedingte Substitutionen abgeleitet werden.¹⁾

Der Einfluß der beiden Preisvariablen ist statistisch nicht so gut gesichert, kann jedoch mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 7 % oder mehr nicht verworfen werden. Um den Effekt der Preise beurteilen zu können, muß zunächst die Preiselastizität der realen Importe berechnet werden. Diese Elastizität erhält man nach Zerlegung von IMIN in ihre Preiskomponente PIMX und ihre reale Komponente IMIR:

$$(ii) \text{ IMIR}_t = .741 \text{ UMSN}_t + 1.178 \Delta \text{UMSN}_t - .319 \text{ PIMX}_t - \\ - .735 \text{ PIYX}_t + 1.627$$

1) Siehe dazu: H. Handler, Schätzung von Importfunktionen, Monatsberichte 10/1969, Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung.

In einer Importgleichung ist der Einfluß des Importpreisniveaus als kurzfristig aufzufassen, wodurch die relativ niedrige Preiselastizität von $-.319$ erklärlich wird. Ein weiteres Maß für Preiseinflüsse stellt die Elastizität der Importe bezüglich PIYX dar. Diese Variable ist definiert als

$$(iii) \quad PIYX_t = PIMX_t - PYMX_{t-1/2} \quad .$$

Sie drückt daher approximativ Veränderungen im Verhältnis des Importpreisniveaus zum Inlandspreisniveau aus. Die Verzögerung von PYMX um eine halbe Periode wurde gewählt, um den Zeitraum zu berücksichtigen, der zwischen der Entscheidung zum Import und der tatsächlichen Lieferung der Ware liegt. Der Koeffizient von PIYX kann somit als Indikator für Substitutionseffekte gewertet werden.

Der Einfluß der Zölle und sonstiger Importbelastungen konnte statistisch nicht nachgewiesen werden, ebensowenig andere den Druck der Inlandsnachfrage repräsentierende Variable wie z.B. Kapazitätsspannung. Im relativ hohen konstanten Glied dürfte das "autonome" Importwachstum zum Ausdruck kommen, welches auf die zunehmende internationale Arbeitsteilung und das Ansteigen des Reiseverkehrs zurückzuführen ist.

4.8 LOHNNIVEAU, PRIVAT

$$\text{LBPN} = .359 \text{ LTAX} + .235 \text{ LTAX} - 1.686 \text{ ALO} + .536 \text{ LBPN} + .013$$

-1 -1

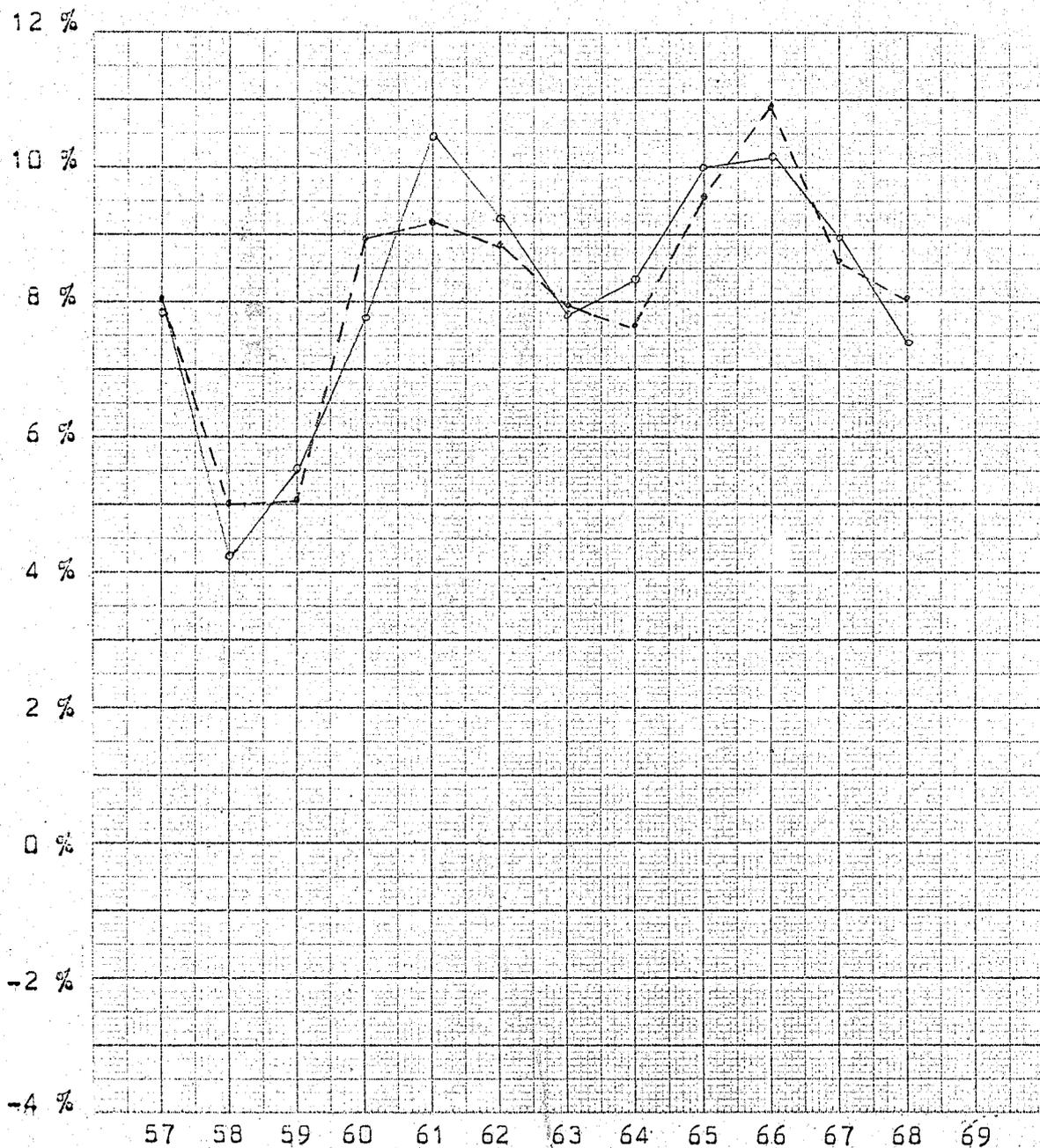
ALO = Rate der Arbeitslosigkeit

LBPN = Lohnniveau, privat, nominell

LTAX = Tariflohnindex

LOHNNIVEAU, PRIVAT

--- PROGNOSE



$Y = \text{LBPN}$	$R^2 = .844$	$DW = 2.78$
-------------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	LTAX	LTAX ₋₁	ALO	LBPN ₋₁
$\hat{\beta}_i$.013	.359	.235	-1.686	.536
$\hat{\sigma}_{\beta_i}$	1.68	.13	.18	.82	.23
$\hat{\sigma}_{\beta_i} / \hat{\beta}_i$	13320%	36 %	76 %	48 %	43 %
r^2		.52	.20	.38	.44

Diese Gleichung zeigt deutlich den Einfluß der Tariflohnpolitik auf die Entwicklung der Istlöhne. Beispielsweise würde ein Zuwachs von zehn Prozent im Tariflohnindex ceteris paribus einen sechsprozentigen Anstieg der Istlöhne zur Folge haben. Die Ergebnisse lassen darauf schließen, daß sich Änderungen des Tariflohnindex aber erst durchschnittlich vier bis fünf Monate später auf die Istlöhne auswirken. Aus den beiden Variablen $LTAX_t$ und $LTAX_{t-1}$ ließe sich nämlich durch Linearkombination eine neue Variable mit einer Verzögerung von $\frac{235}{359 + 235}$ Jahren konstruieren. Diese neue Variable $LTAX_{t-.4}$ würde mit einem Koeffizienten von $.359 + .235 = .594$ in die Gleichung eingehen.

Als weiterer Bestimmungsgrund scheint die Rate der Arbeitslosigkeit auf, da sie die Knappheitsverhältnisse am Arbeitsmarkt und somit die Verhandlungsstärke der Arbeitnehmer zum Ausdruck bringt; der Koeffizient dieser Variablen entspricht mit -1.686 durchaus den Erwartungen. Diese Variable spiegelt in Verbindung mit den Lohnbewegungen der Vorperiode das Ausmaß der "wage drift" wider.

4.9. PRIVATES NICHTLOHNEINKOMMEN

$$\begin{aligned} \text{NLPN} = & 1.532 \Delta \text{YBFR} - 1.136 \text{LYF} + .707 \text{UMSN} + .283 \text{EXIN} + \\ & \qquad \qquad \qquad -1 \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad -1 \\ & \qquad + .115 \text{ITON} + .779 \end{aligned}$$

EXIN = Exporte i. w. S. nominell

ITON = Öffentliche Investitionen, nominell

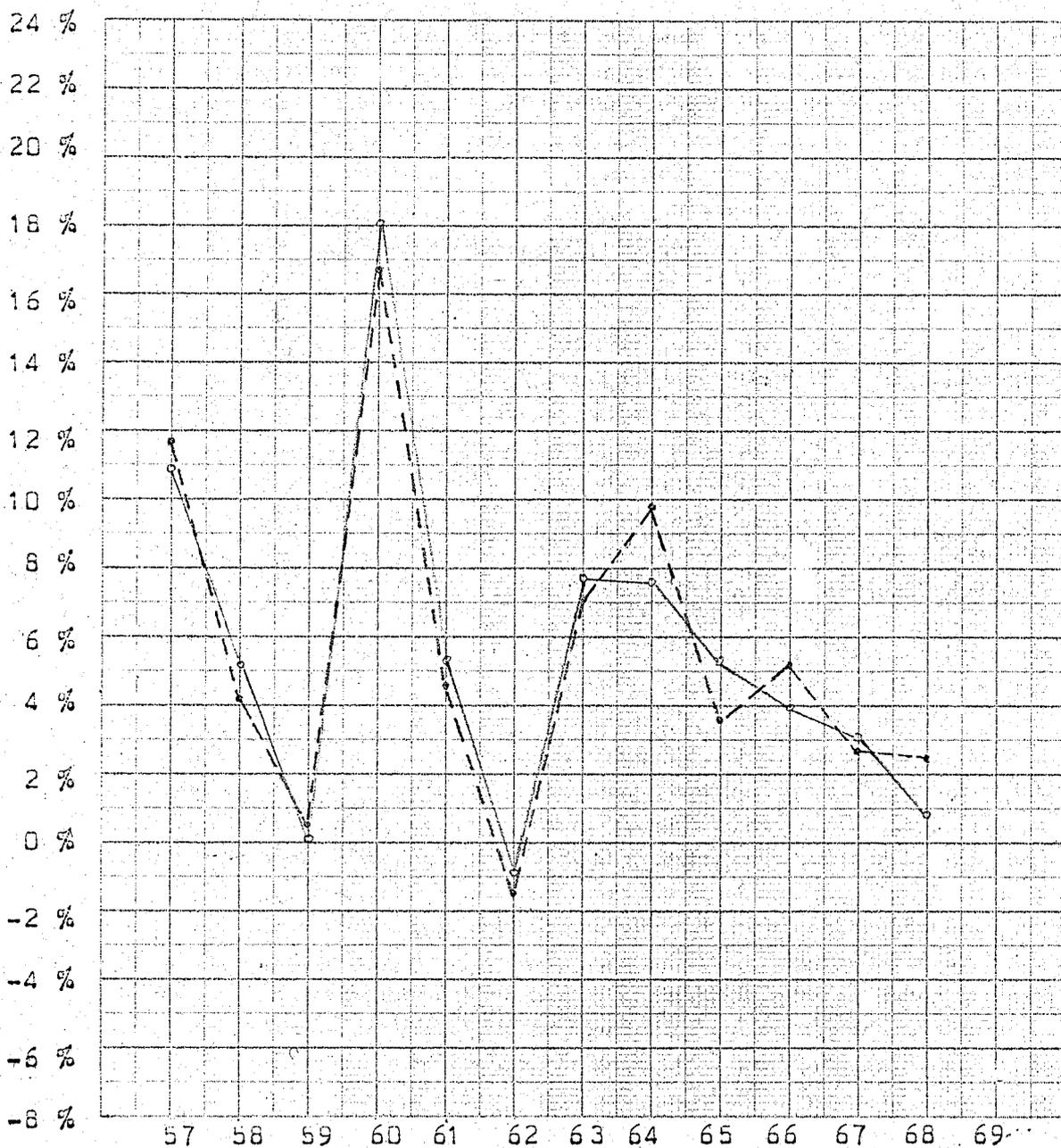
LYF = Lohnwachstum, nominell, minus Produktivitätswachstum

UMSN = Umsatz (Gesamtnachfrage), nominell

YBFR = Produktivität

PRIVATES NICHTLOHNEINKOMMEN

- - - PROGNOSE



Y = NLPN	R ² = .943	DW = 2,82
----------	-----------------------	-----------

X _i	KONST.	ΔYBFR	LYF -1	UMSN	EXIN -1	ITON
$\hat{\beta}_i$.779	1.532	-1.136	.707	.283	.115
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$	4.02	.34	.36	.27	.08	.11
$\frac{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}}{\hat{\beta}_i}$	515 %	23 %	32 %	38 %	29 %	98 %
r^2_i		.77	.63	.54	.66	.15

In den meisten kurzfristigen ökonometrischen Modellen wird das private Nichtlohneinkommen durch eine Definitionsgleichung bestimmt. Dies zieht einerseits nach sich, daß zusätzliche exogene Variable in das Modell aufgenommen werden müssen; andererseits ist das Gewicht des Brutto-sozialprodukts in einer solchen Definitionsgleichung so groß, daß zum Beispiel ein einprozentiger Schätzfehler im Sozialprodukt einen etwa vierprozentigen Fehler in der Berechnung des privaten Nichtlohneinkommens bewirkt. Aus diesen Gründen wird im vorliegenden Modell für das private Nichtlohneinkommen eine Verhaltensgleichung postuliert.

Die Veränderung im Wachstum der Produktivität erweist sich als wichtigste Determinante des privaten Nichtlohneinkommens. Darüber hinaus läßt sich der Einfluß der nominellen Gesamtnachfrage und der Exporte der Vorperiode nachweisen. Obwohl der Effekt der Variablen ITON, die die öffentliche Investitionstätigkeit wiedergibt, statistisch nicht vollkommen gesichert ist, tritt sie in der vorliegenden Gleichung auf, da sie einen wesentlichen Beitrag zur Varianzerklärung liefert. Dadurch wird es möglich, zwischen Wirkungen der beiden wirtschaftspolitischen Instrumentvariablen öffentlicher Konsum und öffentliche Investitionen zu unterscheiden. Die Variable LYF, definiert als Lohnwachstum minus Produktivitätswachstum, zeigt als einzige einen stark negativen Einfluß auf das private Nichtlohneinkommen. Über diese "Saldovariable" LYF sind auch deutlich die Auswirkungen der Tariflohnpolitik zu verfolgen: Diese wirkt unmittelbar auf das Lohneinkommen, beeinflusst über LYF das private Nichtlohneinkommen, von dem wiederum die Investitionstätigkeit und damit die Gesamtnachfrage abhängen.

4.10 DEFLATOR DER PRIVATEN AUSRÜSTUNGSINVESTITIONEN

$$\text{PIAX} = .069 \text{ SDDN} + .100 \text{ IAPN} + .071 \text{ IAPN} + .153 \text{ LBPN} - .390$$

-1

IAPN = Private Ausrüstungsinvestitionen, nominell

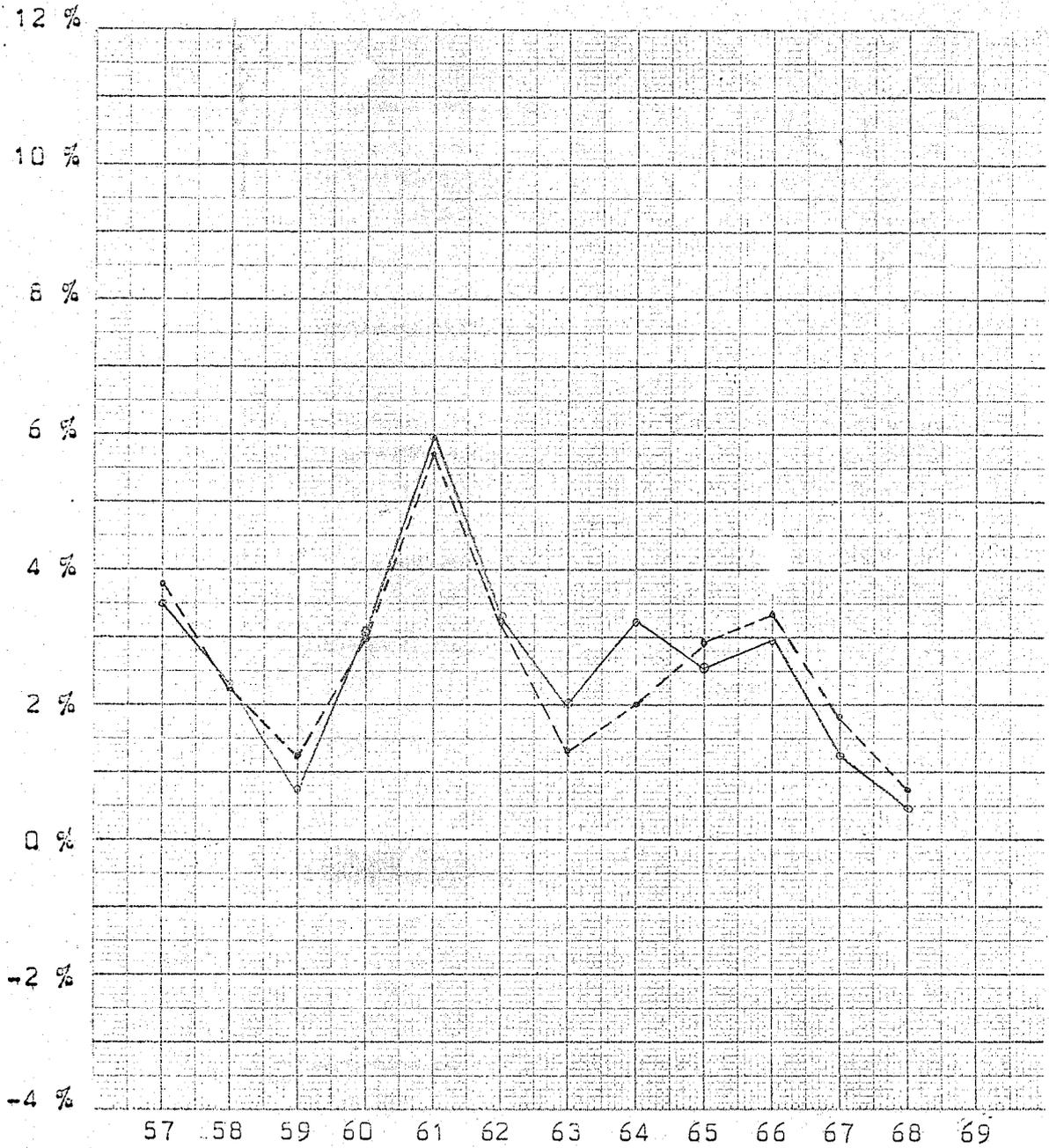
LBPN = Lohnniveau, privat, nominell

PIAX = Deflator der privaten Ausrüstungs-
investitionen

SDDN = Druck der direkten Steuern, nominell

DEFLATOR DER PRIVATEN
AUSRÜSTUNGSINVESTITIONEN

--- PROGNOSE



$Y = PIAX$	$R^2 = .861$	$DW = 1.33$
------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	SDDN	IAPN	IAPN ₋₁	LBPN
$\hat{\beta}_i$	-.390	.069	.100	.071	.153
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$.96	.03	.03	.03	.12
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i} / \hat{\beta}_i$	246 %	45 %	26 %	38 %	80 %
r^2_L		.41	.68	.50	.18

Diese Gleichung wird von der Nachfragekomponente dominiert. Das Wachstum der nominellen Ausrüstungsinvestitionen der laufenden und das der Vorperiode tragen mit abnehmender Gewichtung und bei guter statistischer Sicherung zur Erklärung der Änderungen des Deflators bei.

Der Einfluß des privaten Lohnniveaus erweist sich dagegen als wenig gesichert. Vermutlich wird der Lohnkosteneffekt durch starke gleichlaufende Preiserhöhungen überlagert, die in Phasen des Konjunkturaufschwungs durch eine bedeutende Überschußnachfrage induziert werden. Mit ähnlichen Überlegungen ist auch das Fehlen des Einflusses der Importpreise zu rechtfertigen.

Die Variable SDDN repräsentiert den Druck der direkten Steuern auf das private Nichtlohneinkommen. Ihre Bedeutung in dieser Gleichung bringt die Tendenz zum Ausdruck, Aufwendungen für direkte Steuern auf die Käufer zu überwälzen.

4.11 DEFLATOR DER PRIVATEN BAUINVESTITIONEN

$$\begin{aligned} \text{PIBX} = & 1.211 \text{ LTAX} - .844 \text{ LTAX} + .096 \Delta \text{ SDDN} + .124 \text{ IBPN} + \\ & \quad \quad \quad -1 \\ & \quad \quad \quad + .387 \text{ PIBX} - .729 \\ & \quad \quad \quad -1 \end{aligned}$$

IBPN = Private Bauinvestitionen, nominell

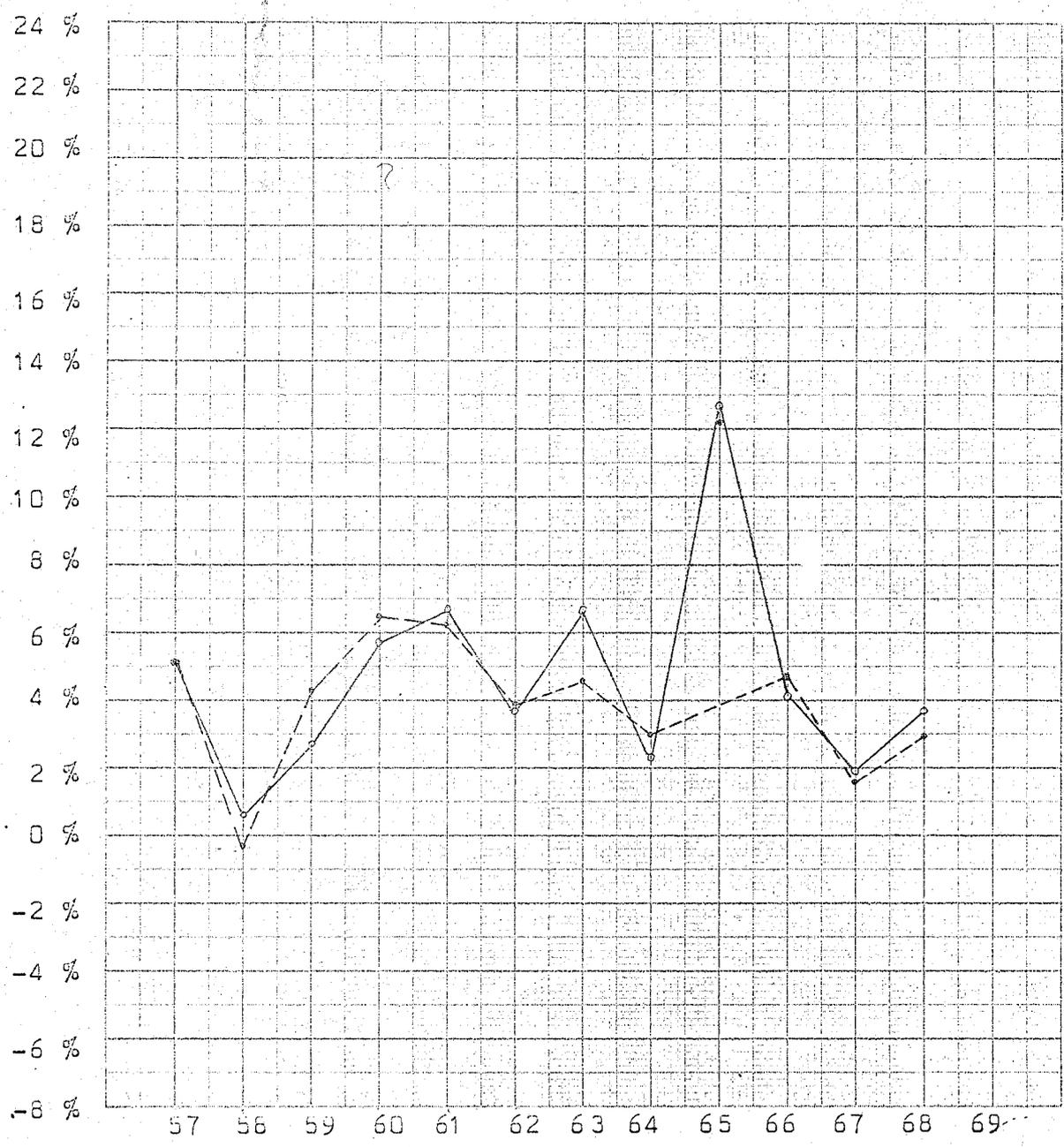
LTAX = Tariflohnindex

PIBX = Deflator der privaten Bauinvestitionen

SDDN = Druck der direkten Steuern, nominell

DEFLATOR DER PRIVATEN
BAUINVESTITIONEN

- - - PROGNOSE



Y = PIBX	$R^2 = .911$	DW = 2.69
----------	--------------	-----------

X_i	KONST.	LTAX	LTAX -1	$\Delta SDDN$	IBPN	PIBX -1
$\hat{\beta}_i$	-.729	1.211	-.844	.096	.124	.387
$\hat{\sigma}_{\beta_i}$	1.62	.36	.38	.05	.07	.25
$\hat{\sigma}_{\beta_i} / \hat{\beta}_i$	222 %	30 %	45 %	54 %	57 %	63 %
f_i^2		.65	.45	.36	.34	.29

Zum Unterschied von den Ausrüstungsinvestitionspreisen stehen in der Erklärung des Baupreisniveaus die durch den Tariflohnindex repräsentierten Kostenfaktoren im Vordergrund. Die Variable LTAX ist zur Erklärung der Baupreisbewegungen deshalb besser als LBPN geeignet, weil Baupreiserhöhungen sehr häufig vertraglich an Tariflohnerhöhungen gebunden sind. Die Interpretation der Koeffizienten der Variablen $LTAX_t$ und $LTAX_{t-1}$ erfolgt analog zu Ansatz (i) in der Beschreibung der Importgleichung.

Auch in dieser Preisgleichung erweist sich die Bedeutung der Steuerdruckvariablen SDDN (hier in Form des Akzelerators). Darüber hinaus leisten die Nachfragegrößen IBPN und die um eine Periode verzögerte abhängige Variable einen wesentlichen Beitrag zur Varianzerklärung.

4.12 INDEX DER VERBRAUCHERPREISE

$$\begin{aligned} PV2X = & .278 LBPN + .175 PIMX + .126 FRQ + .218 SIDN + \\ & \qquad \qquad \qquad -1 \qquad \qquad \qquad -1 \\ & \qquad \qquad \qquad + 1.459 DLA + .089 \end{aligned}$$

DLA = Dummy-Landwirtschaft

FRQ = Frostrate

LBPN = Lohnniveau, privat, nominell

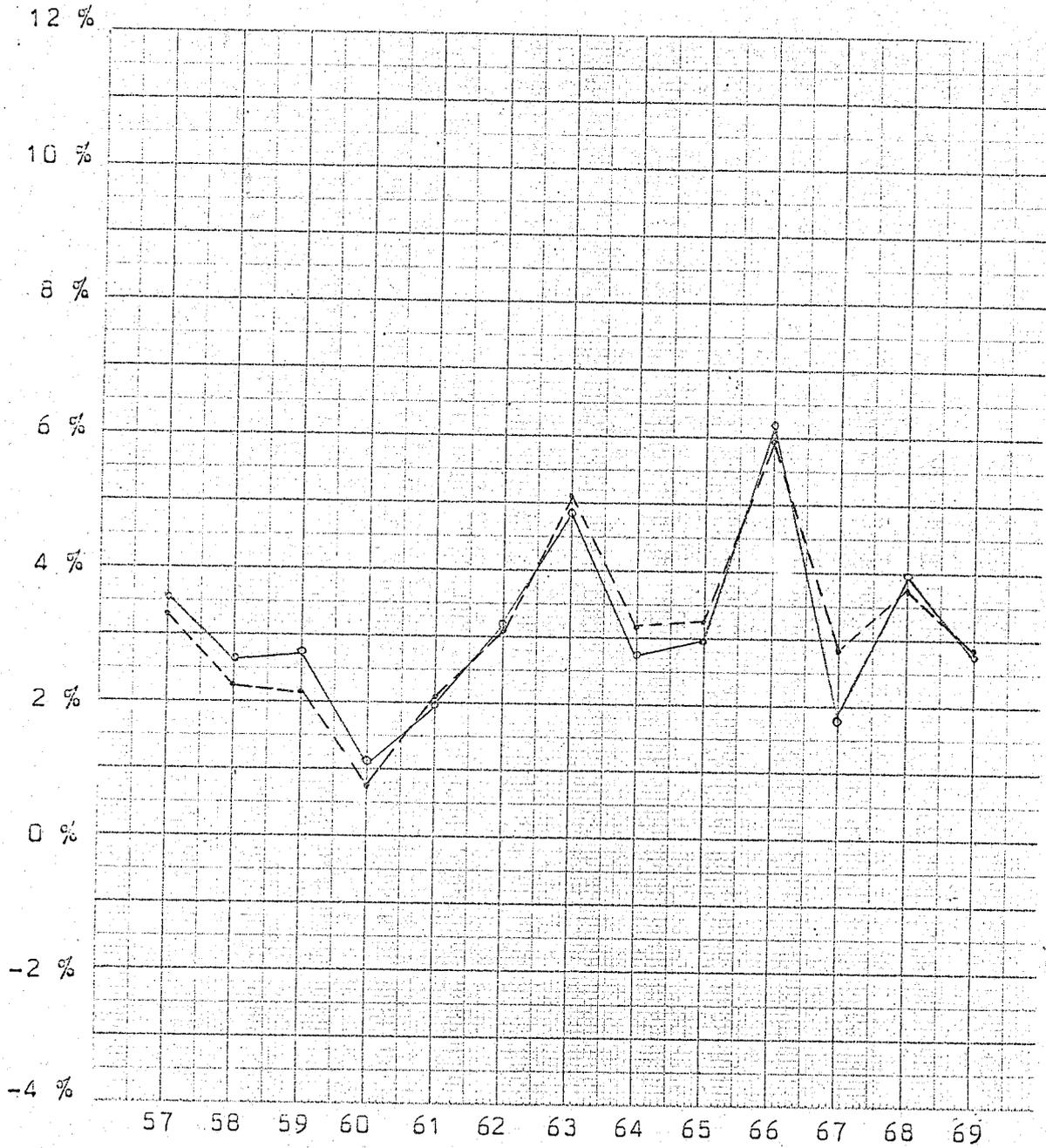
PIMX = Deflator der Importe i. w. S.

PV2X = **Index der Verbraucherpreise**

SIDN = Druck der indirekten Steuern, nominell

INDEX DER VERBRAUCHERPREISE

- - - PROGNOSE



$Y = PV2X$	$R^2 = .970$	$DW = 1.90$
------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	LBPN	PIMX -1	FRQ	SIDN -1	DLA
$\hat{\beta}_i$.089	.278	.175	.126	.218	1.459
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$.43	.05	.03	.02	.05	.26
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i} / \hat{\beta}_i$	480 %	19 %	20 %	13 %	24 %	18 %
r_i^2		.80	.89	.90	.71	.82

Der hier verwendete Verbraucherpreisindex wird seit dem Basisjahr 1958 geführt und bezieht sich auf einen städtischen Arbeitnehmerhaushalt durchschnittlicher Größe und durchschnittlichen Einkommens. Ab Jänner 1967 ist er mit dem Index der Verbraucherpreise 66 verkettet, der auf einen durchschnittlichen städtischen Haushalt unter Berücksichtigung aller sozialer Schichten abgestellt ist.

Die Prognose der Verbraucherpreise ist insofern besonders schwierig, als diese durch amtliche Bindungen und saisonbedingte Schwankungen stark beeinflußt werden. Die Saisonkomponente wird in vorliegender Gleichung durch die Variable FRQ (Frostrate) repräsentiert; amtliche Preisfestsetzungen konnten hingegen nicht erfaßt werden.

Die Mehrzahl der erklärenden Variablen bringt im wesentlichen Kostenveränderungen zum Ausdruck: Privates Lohnniveau (LBPN), Deflator der Importe (PIMX) und indirekter Steuerdruck (SIDN). Die dafür geschätzten Elastizitäten liegen alle in etwa derselben Größenordnung, und ihr Beitrag zur Varianzerklärung darf als statistisch besonders gut gesichert angesehen werden.

Die Dummy-Variable DLA, die bereits in der Gleichung für den privaten Konsum auftritt, ist auch hier als Korrektur des Verbraucherpreisindex zu interpretieren.

4.13 DEFLATOR DES BRUTTONATIONALPRODUKTS

$$\begin{aligned} \text{PYMX} = & .171 \text{ UMSN} + .616 \text{ LBPN} + .327 \text{ PIMX} - .537 \text{ LBPN} + \\ & \qquad \qquad \qquad -1 \qquad \qquad \qquad -1 \\ & + .360 \text{ SIDN} + .027 \text{ SDDN} + .553 \\ & \qquad \qquad \qquad -1 \end{aligned}$$

LBPN = Lohnniveau, privat, nominell

PIMX = Deflator der Importe i. w. S.

PYMX = Deflator des Bruttonationalprodukts

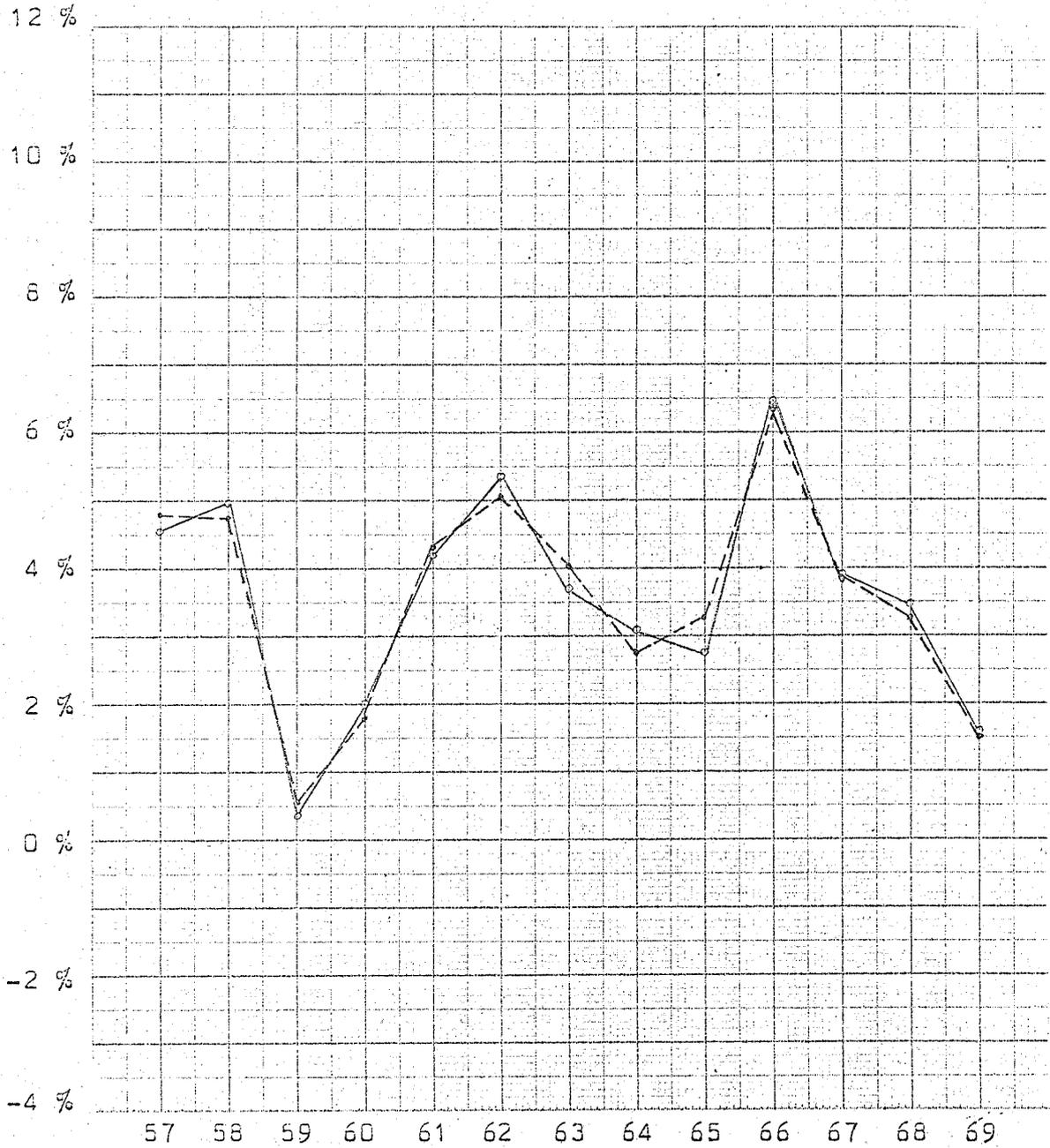
SDDN = Druck der direkten Steuern, nominell

SIDN = Druck der indirekten Steuern, nominell

UMSN = Umsatz (Gesamtnachfrage), nominell

DEELATOR DES BRUTTO-
NATIONALPRODUKTS

--- - PROGNOSE



$Y = PYMX$	$R^2 = .970$	$DW = 3.29$
------------	--------------	-------------

X_i	KONST.	UMSN	LBPB	PIMX -1	LBPB -1	SIDN -1	SDDN
$\hat{\beta}_i$.553	.171	.616	.327	-.537	.360	.027
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$.86	.05	.09	.07	.11	.07	.02
$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}/\beta_i$	156 %	29 %	15 %	20 %	21 %	20 %	69 %
r_i^2		.67	.88	.81	.79	.81	.26

Die Gleichung zur Erklärung des Wachstums des gesamten Preisniveaus ist ähnlich den übrigen Preisgleichungen strukturiert und auch im Ergebnis mit ihnen konsistent. Die Nachfrage ist durch die Variable UMSN repräsentiert, die allerdings mit einer Elastizität von .171 nur relativ geringen Einfluß zeigt. Wichtig für die Erklärung der Veränderung des gesamten Preisniveaus ist wieder das private Lohnniveau, und zwar das Wachstum des Lohnniveaus mit einer Elastizität von .079 und der Akzelerator mit einer Elastizität von .537.

In Übereinstimmung mit der Schätzgleichung für den Verbraucherpreisindex tragen sowohl die Veränderung der Importpreise als auch die Veränderung des indirekten Steuerdrucks jeweils um ein Jahr verzögert zur Erklärung bei. Mit weit geringerer statistischer Sicherung wurde die Veränderung des direkten Steuerdrucks der laufenden Periode in den Regressionsansatz aufgenommen.

Die Güte der Anpassung ist mit 97 % gleich hoch wie beim Verbraucherpreisindex. Der Durbin-Watson-Wert deutet auf eine negative Autokorrelation der Residuen hin, womit meist eine Unterschätzung der an sich geringen Streuungen der Koeffizienten verbunden ist.

5. DEFINITIONSGLEICHUNGEN

$$\text{BET} = .797 \text{ BEP} + .202 \text{ BEO}$$

$$\text{IAPN} = 1.000 \text{ IAPR} + 1.000 \text{ PIAX}$$

$$\text{IBPN} = 1.000 \text{ IBPR} + 1.000 \text{ PIBX}$$

$$\text{LDTN} = .782 \text{ LLPN} + .224 \text{ LLON} - 1.000 \text{ SDBN}$$

$$\text{LLPN} = 1.000 \text{ BEP} + 1.000 \text{ LBPN}$$

$$\text{LYF} = 1.000 \text{ LBPN} - 1.000 \text{ YBFR}$$

$$\text{NLDN} = 1.368 \text{ NLPN} - .368 \text{ SDUN}$$

$$\text{PIYX} = - .500 \text{ PYMX} + 1.000 \text{ PIMX} - .500 \text{ PYMX} \\ -1$$

$$\text{PUMX} = .733 \text{ PYMX} + .267 \text{ PIMX}$$

$$\text{UMSN} = .463 \text{ CTPN} + .090 \text{ IAPN} + .069 \text{ IBPN} + 1.000 \text{ ILDN} + \\ + .108 \text{ CTON} + .196 \text{ EXIN} + .044 \text{ ITON}$$

$$\text{UMSR} = - 1.000 \text{ PUMX} + 1.000 \text{ UMSN}$$

$$\text{YBFR} = - 1.000 \text{ BET} + 1.000 \text{ YBFR}$$

$$\text{YFBR} = 1.117 \text{ YMBR} - .117 \text{ SISR}$$

$$\text{YMBN} = - .278 \text{ IMIN} + 1.278 \text{ UMSN}$$

$$\text{YMBR} = - 1.000 \text{ PYMX} + 1.000 \text{ YMBN}$$