

Frey, Bruno S.; Garbers, Hermann

**Working Paper**

## Der Einfluss wirtschaftlicher Variabler auf die Popularität der Regierung: Eine empirische Analyse

Diskussionsbeiträge, No. 5

**Provided in Cooperation with:**

Department of Economics, University of Konstanz

*Suggested Citation:* Frey, Bruno S.; Garbers, Hermann (1971) : Der Einfluss wirtschaftlicher Variabler auf die Popularität der Regierung: Eine empirische Analyse, Diskussionsbeiträge, No. 5, Universität Konstanz, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/78162>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

DER EINFLUSS WIRTSCHAFTLICHER  
VARIABLEN AUF DIE POPULARITÄT  
DER REGIERUNG  
- EINE EMPIRISCHE ANALYSE -

BRUNO S. FREY und HERMANN GARBERS

August 1971

Diskussionsbeiträge  
des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften  
der Universität Konstanz

Nr. 5

Der Einfluß wirtschaftlicher Variabler  
auf die Popularität der Regierung -  
eine empirische Analyse<sup>1)</sup>

von

Bruno S. Frey und Hermann Garbers, Konstanz

I. Einleitung

Die Popularität und die Wahlergebnisse der Regierung hängen entscheidend vom Zustand der Wirtschaft ab. Bei einer Verbesserung der wirtschaftlichen Lage sind die Wähler mit ihrer Regierung zufrieden und vergrößern deren Unterstützung; bei einer Verschlechterung wird umgekehrt die Regierung dafür verantwortlich gemacht und die Opposition unterstützt. Diese Auffassung ist sowohl in der breiten Bevölkerung, bei praktischen Politikern, als auch bei Wissenschaftlern weit verbreitet.

In Deutschland wird sie besonders durch die nachhaltige Erfahrung der 30er Jahre gestützt, bei der das Scheitern der Weimarer Republik und das Aufkommen des Nationalsozialismus entscheidend der Wirtschaftskrise zugeschrieben werden. Auch die innenpolitische Stabilität der Bundesrepublik und die wiederholten Wahlerfolge der CDU bis in die Mitte der Sechziger Jahre werden oft auf das "Wirtschaftswunder" zurückgeführt.

Gegenstand dieses Artikels ist eine nähere Untersuchung des behaupteten Zusammenhangs zwischen der Popularität politischer Parteien und der "Wirtschaftslage".

---

<sup>1)</sup> Die Autoren sind den Herren JANN, THOMMEN, ZEHNDER vom Institut für angewandte Wirtschaftsforschung der Universität Basel und Herrn NAEVE von der FU Berlin für die Durchführung der Computerarbeiten sowie Herrn HICKEL von der Universität Konstanz für anregende Diskussionen dankbar.

## II..Eine Untersuchung für das Vereinigte Königreich

Kürzlich ist ein Aufsatz von GOODHART und BHANSALI<sup>2)</sup> erschienen, der den bisher ehrgeizigsten und auch methodisch interessantesten Versuch<sup>3)</sup> enthält, den Einfluß wirtschaftlicher Variabler auf die Regierungspopularität im Vereinigten Königreich in verschiedenen Perioden der Nachkriegszeit nachzuweisen. Die Autoren nehmen als Maßstab für die Parteienpopularität die monatlichen Umfrageergebnisse von GALLUP und NATIONAL OPINION POLL. Diesen Zeitreihen unterstellen sie dann im ersten (von GOODHART stammenden) Teil der Arbeit, daß ihre einzelnen Kompo-

---

<sup>2)</sup> C.A.E. GOODHART and R.J. BHANSALI, Political Economy. Political Studies 18 (March 1970).

<sup>3)</sup> Wichtig ist auch die Studie von GERALD H. KRAMER, Short Term Fluctuations in U.S. Voting Behaviour 1896-1964. American Political Science Review 65 (1971).

Die ersten statistischen Studien gehen jedoch viel weiter zurück. Ein Teil der Forscher sieht den Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Popularität und/oder Wahlergebnissen bestätigt, während andere ihn verneinen.

Vgl. z.B. LOUIS H. BEAN, Ballot Behaviour. A Study of Presidential Elections..Washington D.C. 1940.

W.F. OGBURN and L.C. COOMBS, The Economic Factor in the Roosevelt Elections. American Political Science Review 34 (1940).

HAROLD T. DAVIS, Political Statistics. Evanston, Illinois 1954.

T.A. PEARSON and W.I. MYERS, Prices and Presidents. Farm Economics 163 (1948).

JOHAN ÅKERMAN, Political Economic Cycles. Kyklos 1 (1947).

T. WILKINSON and H. HART, Prosperity and Political Victory. Public Opinion Quarterly 14 (1950).

ALBERT REES, HERBERT KAUFMAN, SAMUEL J. ELDERSVELD and FRANK FREIDEL, The Effect of Economic Conditions on Congressional Elections 1946-1958. Review of Economics and Statistics 44 (1962).

Im deutschen Sprachgebiet ist vor allem hinzuweisen auf die Arbeit von WERNER KALTEFLEITER, Wirtschaft und Politik in Deutschland: Konjunktur als Bestimmungsfaktor des Parteien-Systems. Köln und Opladen 1966.

nenten jeweils Realisierungen einer endogenen Variablen aus einem multiplen Regressionsmodell sind. Die exogenen Variablen dieser Modelle bestehen, abgesehen von einigen "dummy variables" aus der Arbeitslosigkeit und den Preissteigerungen. Eines ihrer Ergebnisse für die Periode November 1951 - Oktober 1964 <sup>4)</sup> lautet z.B.

$$\begin{aligned}(1) \quad G(t) = & 12.02 - 0.004 U_G(t) - 1.37 \Delta P(t) - \\ & (2.30) \quad (0.002) \quad (0.23) \\ & - 0.52 EU(t) - 0.28 TR(t) - 2.51 BA(t) \\ & (0.34) \quad (0.04) \quad (0.35)\end{aligned}$$

$$R^2 = 0,47 \quad \text{Durbin-Watson } 0,57$$

Diese Gleichung wurde unter Verwendung von Gallup Daten geschätzt mit  $G(t)$  = prozentualer Vorsprung der Konservativen vor den Sozialisten,  $U_G(t) = \sum_{i=6,5,4} \text{Arbeitslosigkeit } (t-i) \text{ in } 1.000$ ,  $t$  in Monaten,  $\Delta P(t)$  = Preisveränderungen.  $EU(\cdot)$ ,  $TR(\cdot)$  und  $BA(\cdot)$  sind "dummy variables", die die Euphorie nach gewonnenen Wahlen bzw. den Verschleiß der Regierungspartei zwischen den bzw. ihren "back swing" vor den Wahlen berücksichtigen.

Im zweiten (von BHANSALI geschriebenen) Teil der Arbeit wird den gleichen Zeitreihen jedoch unterstellt, sie seien Realisierungen schwach stationärer stochastischer Prozesse. Als Ergebnis erhalten sie: die Popularität ( $X(t)$ ) sowohl der Tories als auch von Labour sind autoregressive Prozesse 1. Ordnung.

---

<sup>4)</sup> In diesem Zeitraum stellten ausschließlich die Konservativen die Regierung. Die vorliegende Arbeit bezieht sich nur dann nicht auf diese Periode, wenn es ausdrücklich vermerkt ist.

$$\begin{aligned} X(t) &= \alpha X(t-1) + \varepsilon(t) \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j (t-j) \quad 5) \end{aligned}$$

mit  $\alpha \sim 0.8$ .

Von den Autoren wird jedoch übersehen, daß in der Regel nicht beide Modelle gleichzeitig "wahr" sein können, da im ersten Fall die endogene Variable durch zwei typisch nicht-stationäre Größen erklärt wird.

Eine nähere Untersuchung ihrer regressionsanalytischen Ergebnisse bestätigt nun die Richtigkeit des Modells eines schwach stationären stochastischen Prozesses. Denn an diesen Ergebnissen, wie z.B. (1), fällt zunächst der niedrige Durbin-Watson Wert unangenehm auf. Er zeigt die Existenz einer beträchtlichen Autokorrelation in der Störvariablen an. Das veranlaßt GOODHART dann auch, nach einem anderen Modell zur Erklärung der Parteien-Popularität zu suchen. Er ändert seinen ersten Ansatz dadurch ab, daß er zu den erklärenden Variablen noch die um eine Periode verzögerte endogene Variable hinzunimmt. Das ergibt dann statt (1):

$$\begin{aligned} (2) \quad G(t) &= 2.74 - 0.001 U_G(t) - 0.34 \Delta P(t) - \\ &\quad (1.73) \quad (0.001) \quad (0.17) \\ &\quad - 0.27 EU(t) - 0.07 TR(t) + 0.87 BA(t) + \\ &\quad (0.23) \quad (0.03) \quad (0.27) \\ &\quad + 0.75 G(t-1) \\ &\quad (0.06) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,75 \quad \text{Durbin-Watson} = 2,26$$

---

<sup>5)</sup> Die  $\varepsilon(t)$  sind bekanntlich nicht korreliert, von gemeinsamer endlicher Varianz und haben den Erwartungswert Null.

An dieser Stelle übersehen die Autoren, daß bei einem autoregressiven Regressionsmodell die Durbin-Watson Werte gegen 2 verzerrt sind und daher auch im Falle von (2) die Störvariable noch autokorreliert sein kann.

Nun gilt jedoch, daß bei einem autoregressiven Modell mit autokorrelierten Restgliedern die Varianzen der OLS-Schätzfunktionen für die Parameter im Durchschnitt den Werten entsprechen, die durch die Formel für das nicht-autoregressive Modell mit autokorrelierten Störvariablen gegeben sind, wenn man die verzögerte endogene als exogene Variable behandelt.<sup>6)</sup> Unter diesen Voraussetzungen fallen aber bekanntlich die Schätzwerte für die Standardfehler der Parameter in der Regel zu niedrig aus. Die Koeffizienten vor den ökonomischen Variablen dürften dann auch nicht mehr länger als von Null verschieden angesehen werden. Das aber spricht für die Korrektheit des spektral-analytischen Ansatzes.<sup>7)</sup>

Die weitgehende Unabhängigkeit der Popularitätsdaten von der Arbeitslosigkeit und den Preisveränderungen unterstreichen schließlich auch die folgenden Diagramme (Figur 1,2,3). Sie deuten darüber hinaus noch auf einen weiteren Zusammenhang hin, der später wieder aufgegriffen werden soll:

Steigt die Zahl der Arbeitslosen auf über 480.000,<sup>8)</sup> so geht der Popularitätsvorsprung der Regierungspartei deutlich zurück. Dieser Vorsprung ist zudem praktisch immer negativ, wenn die Veränderung des Einzelhandelspreisindex gegenüber dem Vorjahr größer als 6,5 % ist.

---

<sup>6)</sup> EDMUND MALINVAUD, Statistical Methods of Econometrics, North Holland Publish. Co, Amsterdam 1970, S. 561.

<sup>7)</sup> Für eine ausführliche Kritik vgl. BRUNO S. FREY und HERMANN GARBERS, Politico-Econometrics - On Estimation in Political Economy. Political Studies 19 (1971).

<sup>8)</sup> Die verwendeten Zahlen sind saisonbereinigt.

### III. Über die Beziehungen für die Bundesrepublik

Bei unseren sich auf die Bundesrepublik beziehenden Untersuchungen wurden die folgenden wirtschaftlichen Daten verwendet:

- 1) die Wachstumsraten des Nettoproduktionsindex der Industrie (Februar 1960 - Dezember 1969)
- 2) die Wachstumsraten des Lebenshaltungskostenindex (4-Personen-Arbeitnehmer-Haushalt, Februar 1950 - Dezember 1969).<sup>9)</sup>
- 3) die Anzahl der bei den Arbeitsämtern gemeldeten Arbeitslosen (Januar 1957 - Dezember 1969).

Bei den Popularitätsdaten handelt es sich um ein Ergebnis der vom "Institut für Demoskopie Allensbach" unternommenen Umfragen. Dieses Institut stellt in monatlichen Abständen an einzelne, jeweils nach einem Quotenverfahren ausgewählte, Personen die Frage: "Wenn schon morgen die Bundestagswahl wäre: Welche Partei würden Sie dann wählen - können Sie mir nach einer Liste hier sagen, welche Partei das ist?" (Listen-Vorlage)<sup>10)</sup>.

Im folgenden wird nun der Anteil derjenigen, die daraufhin die CDU angaben, als "Popularität der CDU" bezeichnet.

Die folgenden Diagramme (Figur 4-8) zeigen nun das schon vom britischen Beispiel her vertraute Bild: Zwischen den angegebenen ökonomischen Variablen und

---

<sup>9)</sup> Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.

<sup>10)</sup> In dieser Form wird die Frage genau genommen erst seit November 1964 gestellt. Bis dahin hieß es: "Können Sie mir sagen, welche Partei Ihren Ansichten am nächsten steht?" Es wird außerdem nicht durchweg genau jeden Monat einmal gefragt. Gelegentlich gibt es zwei oder auch gar keine Befragung(en). In dem Fall wurde dem jeweiligen Monat das arithmetische Mittel aus dem vorhergehenden und dem darauffolgenden Monat zugeordnet, bzw. einer der beiden Werte willkürlich ausgewählt. Die Autoren danken dem "Institut für Demoskopie Allensbach" für die freundliche Bereitstellung der Daten.

der Popularität der CDU besteht kein erkennbarer Zusammenhang.

Es ist nun zu prüfen, ob sich auch die Popularität ( $X(t)$ ) der CDU (wie die der britischen Konservativen und Sozialisten) als autoregressiver Prozeß erster Ordnung beschreiben läßt. Würde das zutreffen, so impliziert es nach einem bekannten Satz der Spektraltheorie,<sup>11)</sup> daß das Spektrum des Prozesses  $X(t) - \alpha X(t-1)$  eine Konstante ist. ( $0 < \alpha < 1$ ). Die relativ geringen Abweichungen der in Figur 9 ausgewiesenen Schätzung für dieses Spektrum von einer Konstanten geben nun keine Veranlassung, die Hypothese von einem autoregressiven Prozeß zu verwerfen.<sup>12)</sup>

Auffällig am Ergebnis ist eigentlich nur der Wert von  $\alpha$ ; er liegt jetzt bei 0,95, gegenüber 0,8 für die Konservative Partei in England. Der Unterschied könnte zum Teil darauf zurückzuführen sein, daß die Annahme, Realisierung eines schwach stationären Prozesses zu sein, für die CDU-Popularität insofern eine gewisse Fehlspezifikation darstellt, als sie im Laufe der Zeit permanent kleinere Parteien aufgesaugt hat. Diese langfristige Entwicklung (siehe Figur 10) hätte eigentlich eine vorherige Trendbereinigung erforderlich gemacht. Das wird hier nun zusätzlich über das  $\alpha$  erreicht. Damit wird  $\alpha$  freilich nach oben verzerrt.

Im wesentlichen gilt aber auch für die CDU die Beziehung

$$X(t) = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \varepsilon(t-j)$$

d.h. ökonomische Variable beeinflussen die Popularität einer Regierungspartei allenfalls im Sinne unkorrelierter "random shocks".

---

<sup>12)</sup> Es gibt noch keine so hinreichend allgemeine Theorie der Vertrauensbereiche für Schätzungen von Spektren, daß sie bei empirischen Untersuchungen allgemein angewendet worden wäre.

#### IV . Zur Existenz von Reaktionsschwellen

Die weitgehende Unabhängigkeit der Parteienpopularität von den ökonomischen Variablen ist so erstaunlich, daß sich die Frage stellt, ob die Daten von Gallup oder Allensbach ein geeigneter Indikator für diese Popularität sind. Die bemerkenswert guten Wahlprognosen der Institute scheinen dafür zu sprechen.

Da nun niemand ernsthaft bestreiten wird, daß wirtschaftliche Variable einen Einfluß auf die Popularität von Regierungen haben können, mag das vorangehende Datenmaterial eine Stütze für die Existenz sogenannter "oberer Reaktionsschwellen" sein:

Die Öffentlichkeit entzieht einer Regierung erst dann ihre Unterstützung, wenn ökonomische Größen gewisse Schwellenwerte überschreiten - dh., wenn z.B. (wie erwähnt) die Arbeitslosigkeit in Großbritannien über 480.000 Personen ansteigt. Die in den vorangehenden Diagrammen zu beobachtende Unabhängigkeit der Parteienpopularität von den wirtschaftlichen Faktoren würde dann zu einem Teil das Glück und vielleicht auch die Fähigkeiten gewisser Regierungen widerspiegeln, die Werte unterhalb dieser Schwellen zu halten.

Die Reaktionsschwellen sollten nicht als unverrückbare und scharf definierte Grenzen angesehen werden. Sie dürften entscheidend abhängig sein von der Unterstützung der Regierungspartei durch die Massenmedien (Presse, Fernsehen etc.). Weil nun diese Unterstützung für die einzelnen Parteien verschieden ausfällt, sollten allein deshalb schon die Reaktionsschwellen je nach Regierungspartei differieren.

Für die Bundesrepublik läßt sich der vorangehende Satz empirisch nicht belegen, weil der erste Regierungswechsel auf Bundesebene lediglich 18 Monate zurückliegt. Für das Vereinigte Königreich könnten

hingegen Figur 11 und 12 die These von den parteispezifischen Reaktionsschwellen bestätigen. In Figur 11 liegt diese Schwelle offensichtlich unter der von Figur 12. Nun bezieht sich aber Figur 11 auf den Zeitraum April 64 - Juni 68, in dem die Sozialisten regierten, Figur 12 auf die konservativ regierte Periode Juli 61 - März 64. Die Wähler scheinen also bei einer Verschlechterung der Beschäftigungslage eher zu reagieren, wenn die Sozialisten regieren.

Aufgrund des vorangehenden Datenmaterials könnte man schließlich noch die Meinung vertreten, daß für die Reaktionsschwellen wenigstens kurzfristig nur die Überschreitung in einer Richtung bedeutsam ist: auch Untersuchungen für die Vereinigten Staaten <sup>13)</sup> haben ergeben, daß die Popularität der Regierung nur beeinflußt wird, wenn die wirtschaftliche Lage sich verschlechtert. Wenn jedoch die ökonomischen Variablen günstigere Werte aufweisen, wird diese Verbesserung nicht der Regierung zugerechnet.

#### V. Zur empirischen Bestimmung der Reaktionsschwellen

In den vorangehenden Abschnitten wurde weitgehend mit "optisch" determinierten Reaktionsschwellen argumentiert. Für das Vereinigte Königreich haben die Autoren darüber hinaus auch eine regressionsanalytische Bestimmung vorgenommen. Die Reaktionsschwelle bezüglich der Arbeitslosigkeit ist dabei folgendermaßen ermittelt worden: In einem ersten Schritt wurden alle Beobachtungsbefunde unabhängig von den

---

<sup>13)</sup> JOHN E. MUELLER, Presidential Elections and Popularity from Truman to Johnson. American Political Science Review 64 (1970).

angegebenen Gallup Daten und den Preisveränderungen gestrichen, wenn die Arbeitslosigkeit zum gleichen Zeitpunkt weniger als 300.000 betrug. Aus dem verbleibenden Datenmaterial wurde dann eine lineare Regressionsfunktion von dem Popularitätsvorsprung der Regierungspartei auf die Preisveränderungen und die Arbeitslosigkeit geschätzt.

In einem zweiten Schritt sind dann alle Beobachtungsbefunde mit einer Arbeitslosigkeit von weniger als 350.000 eliminiert worden. Auf diese Weise wurde verschiedenen Zahlen zwischen 300.000 und 500.000 jeweils eine Regressionsgerade zugeordnet und jener Wert als "Reaktionsschwelle" bezeichnet, dessen zugehörige Regressionsgerade den höchsten  $R^2$ -Wert aufwies. Die derart ermittelte Reaktionsschwelle liegt für das Vereinigte Königreich bei einer (saisonbereinigten) Arbeitslosenzahl von 400.000 (Stichprobenumfang 38). Für die Inflationsrate ergab dieses Vorgehen eine Reaktionsschwelle von 6 %. Dieser Wert wurde jedoch aufgrund einer Stichprobe von nur noch 13 Daten ermittelt und ist allein schon daher wenig verlässlich.

Es stellt sich die Frage, ob andere Methoden zur Bestimmung der Reaktionsschwellen nicht zweckmäßiger wären als die oben angegebene (z.B. statt einer multiplen eine einfache Regression von dem Popularitätsvorsprung der Regierungspartei auf die Arbeitslosigkeit). Die Autoren haben die vorangehende Methode gewählt, weil sie gleichzeitig noch eine substanzwissenschaftlich interessante Regressionsbeziehung liefert:

Setzt man für den oben betrachteten Fall die Reaktionsschwelle bezüglich der Arbeitslosigkeit gleich 400.000, so ergibt sich

$$G(t) = 57,1 - 0,12 U(t-6) - 4,2 \Delta P(t)$$

(0,8)      (0,02)      (0,6)

*bedacht* { Beide Parameter sind jetzt offensichtlich hoch signifikant; das dürfte sich auch durch eine Berücksichtigung der "dummy variables" nicht ändern. Wegen der hier auftretenden "Unabhängigkeit" der Preissteigerungen von der Arbeitslosigkeit (der einfache Korrelationskoeffizient ist 0,007) könnte diese Beziehung so interpretiert werden, daß bei hoher Arbeitslosigkeit auch schon Preiserhöhungen unterhalb der ermittelten Reaktionsschwelle (für Preiserhöhungen) zu einem Popularitätsverlust für die Regierungspartei führen. Es bestehen also Anzeichen dafür, daß die jeweiligen Reaktionsschwellen für die verschiedenen wirtschaftlichen Variablen nicht unabhängig voneinander sind. Da der Durbin-Watson Wert zu dieser Gleichung aber nur 0,82 beträgt und damit auf eine Fehlspezifikation hindeutet, wird diese Überlegung hier nicht weiter verfolgt. }

## VI. Einige Schlußfolgerungen

Der vorliegende Artikel ist vorwiegend darauf bedacht, die empirischen Zusammenhänge der Fragestellung aufzuzeigen. Eine weitergehende theoretische Analyse ist an anderer Stelle vorgesehen. Einige offensichtliche Schlußfolgerungen seien jedoch bereits hier angeführt.

Angenommen, eine Regierung ergreift nur dann Maßnahmen, wenn sie sich davon eine steigende Popularität verspricht, so wird bei Berücksichtigung der im vorangehenden aufgedeckten Reaktionsschwellen

- 1) ihre Passivität gefördert und
- 2) eine sozialdemokratische Regierung vermutlich mindestens in bezug auf die Arbeitslosigkeit weniger passiv sein können.
- 3) Statt sich am Gesamtzustand der Wirtschaft zu orientieren, wird sie diejenigen Variablen zu

beeinflussen suchen, die die Reaktionsschwellen zu überschreiten drohen. Dabei wird sie in Kauf nehmen, daß durch ihre Maßnahmen sich andere wirtschaftliche Variablen verschlechtern, solange jene ihrerseits nicht bereits einen Schwellenwert erreicht haben. Besteht allerdings die im letzten Abschnitt als möglich erachtete gegenseitige Abhängigkeit der jeweiligen Reizschwellen, so gilt diese Folgerung nur abgeschwächt: die Überschreitung einer Reizschwelle macht die Wähler in bezug auf unerwünschte Entwicklung anderer Größen sensibler.

Wenn gleichzeitig mehrere Variablen die Reaktionsschwelle der Wähler überschreiten, ist eine derartige Kompensation durch Variablen innerhalb des Reaktionsbereiches nicht mehr möglich: der Regierung drohen in diesem Falle ernsthafte Popularitätsverluste, die zu einer Wahlniederlage führen können.<sup>14)</sup>

- 4) Wegen der Einseitigkeit der Reaktionsschwellen sieht die Regierung keine Veranlassung, die "bestmögliche" Konstellation der Variablen anzustreben, weil dadurch ja ihre Popularität nicht erhöht wird.

---

<sup>14)</sup> Dieser Fall kann etwa auftreten, wenn infolge Infrastrukturmangels sowohl das Wachstum der Wirtschaft abnimmt, als auch die Inflation steigt. Vgl. dazu BRUNO S. FREY, Eine politische Theorie wirtschaftlichen Wachstums, Kyklos 21 (1968).

Veränderungen des Einzelhandelspreisindex gegenüber dem Vorjahr (zum Zeitpunkt t)

(zum Zeitpunkt t)

10  
5  
0  
-5  
-10  
-15  
-20  
-25

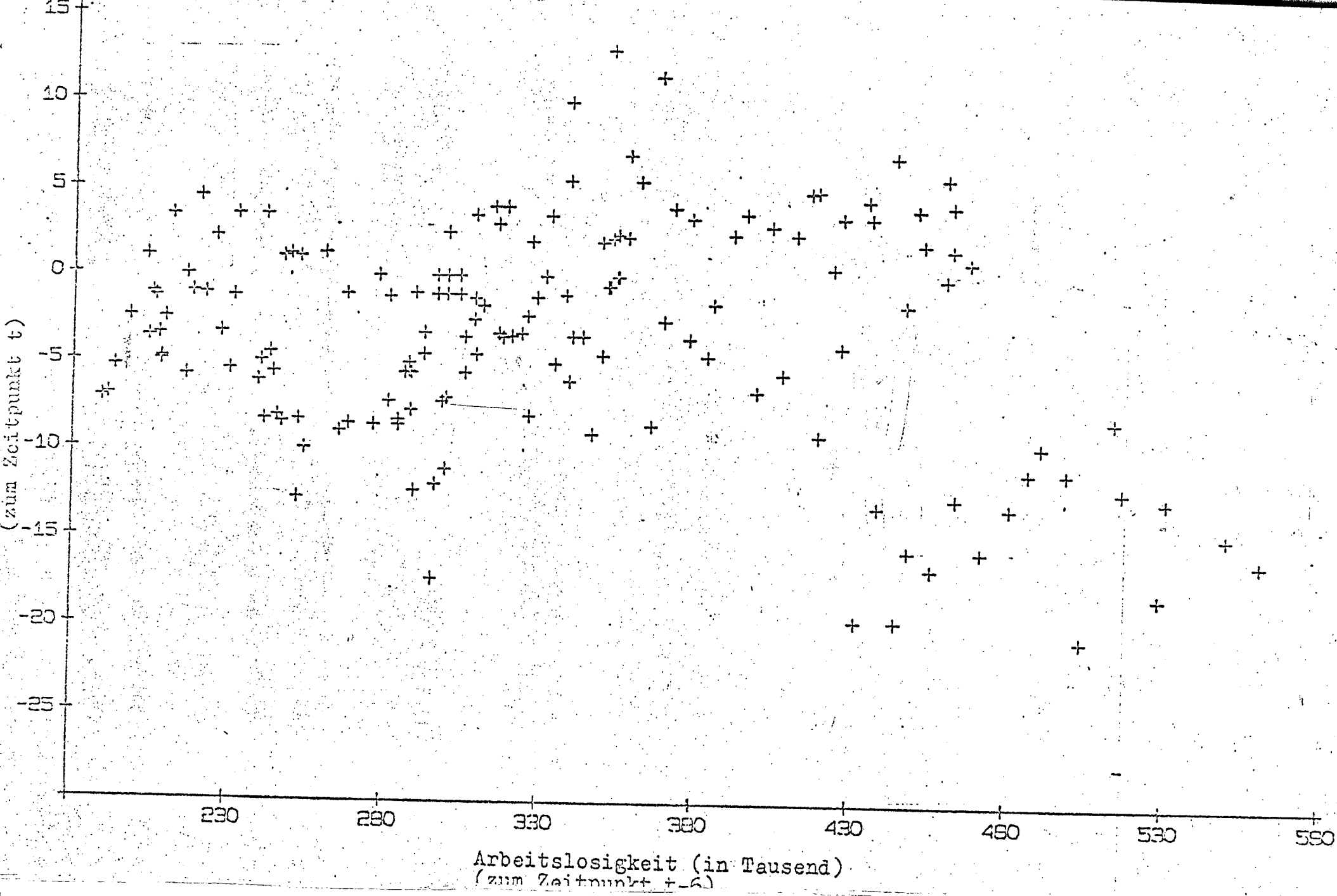
0

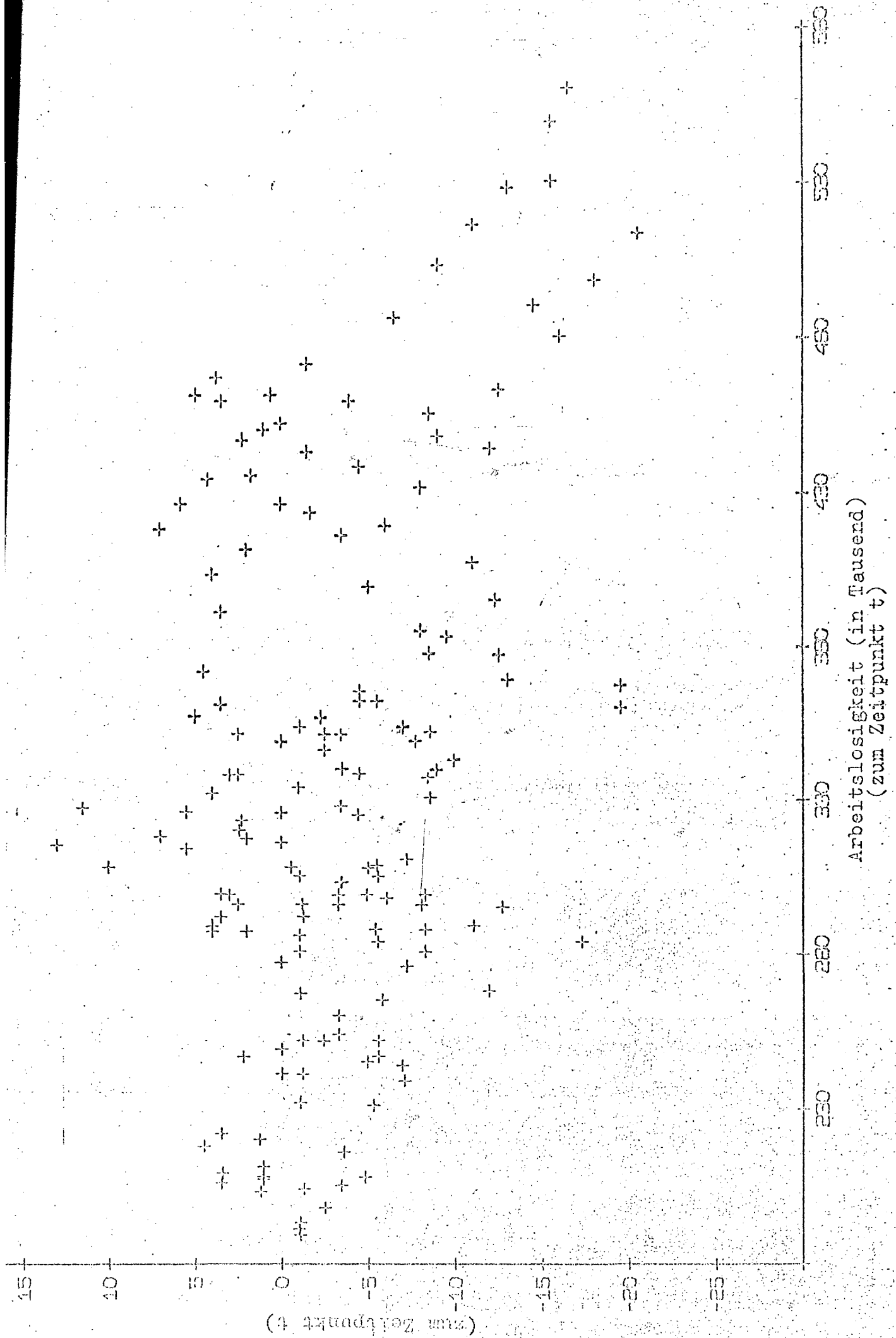
5

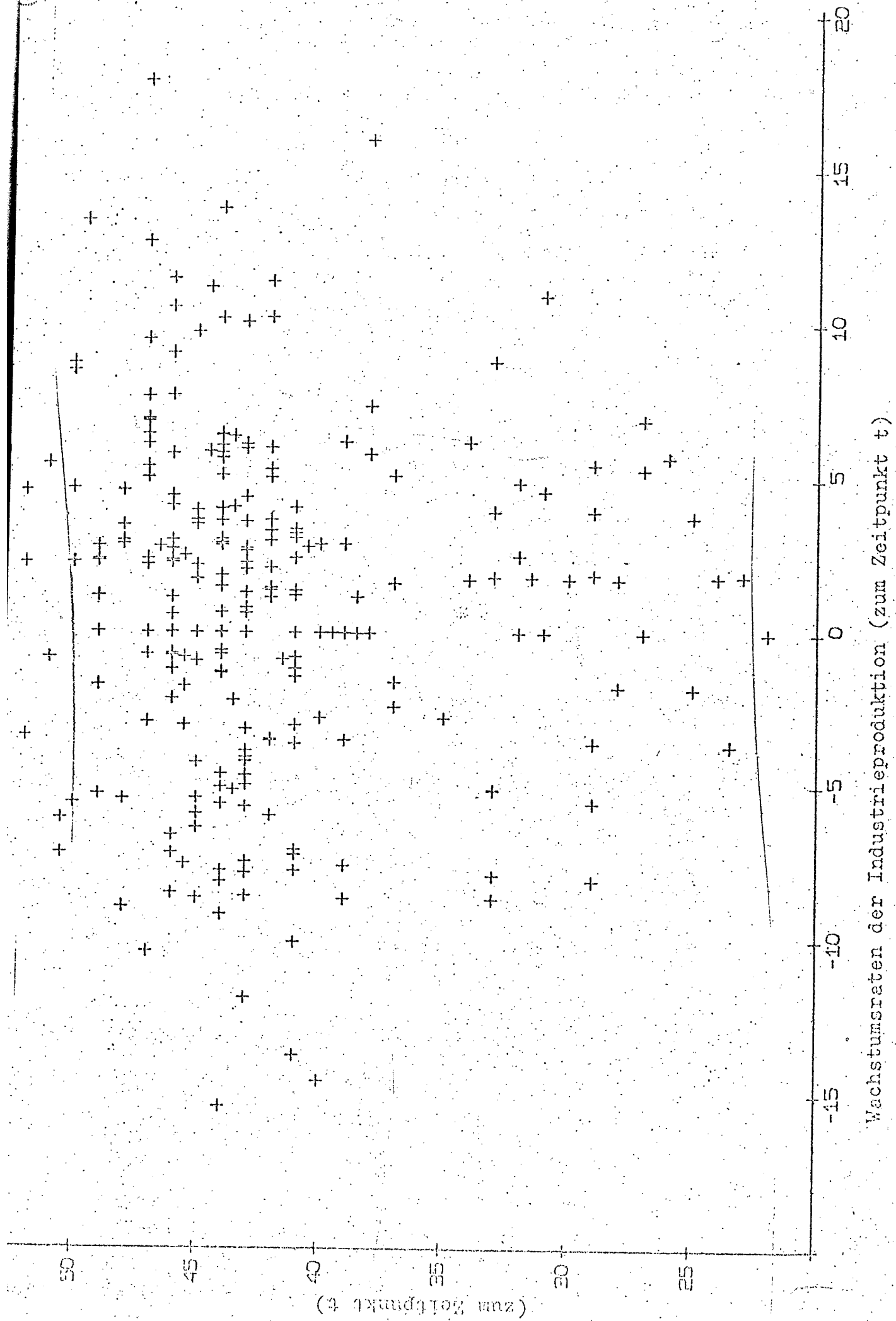
10

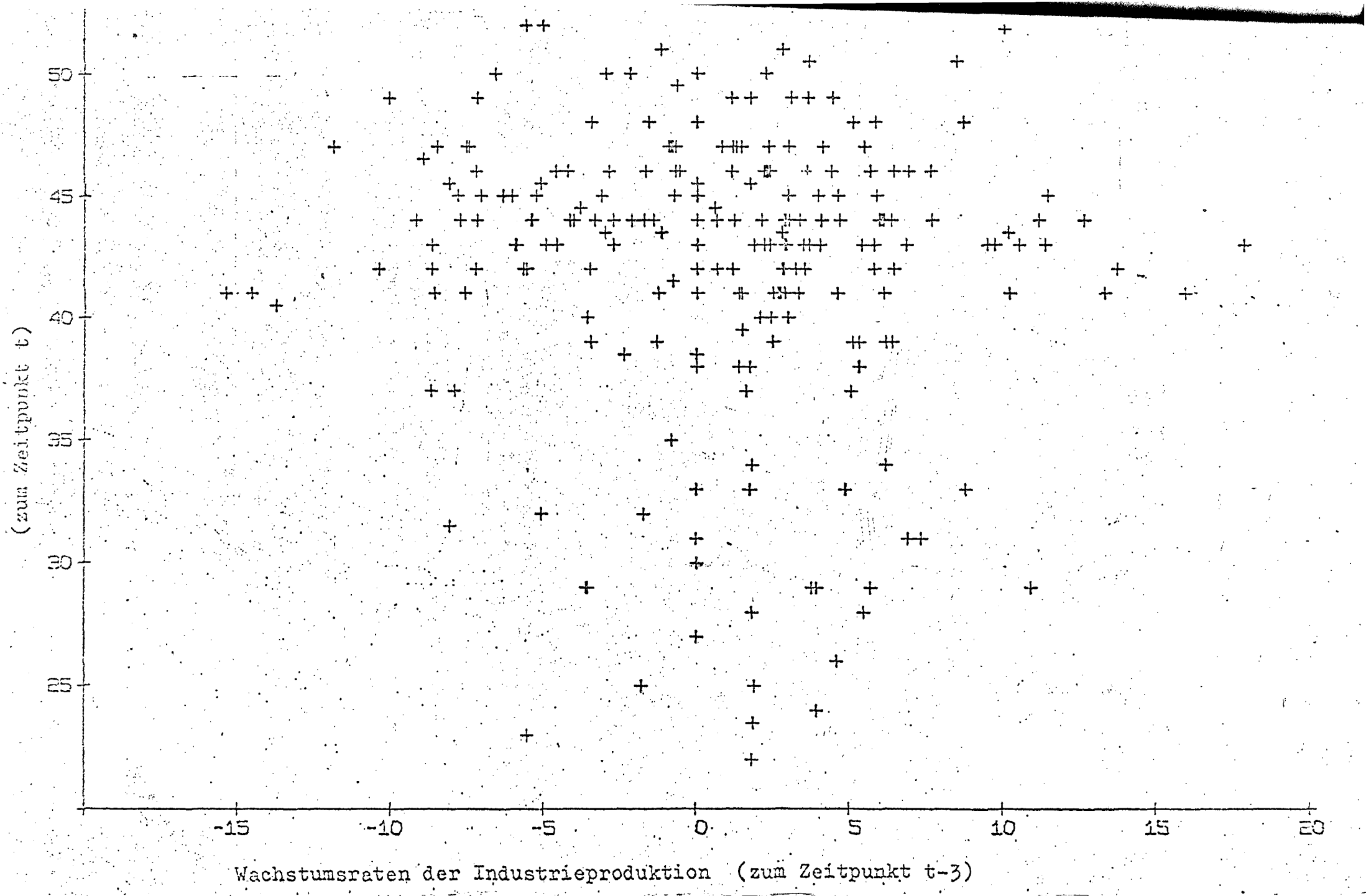
15

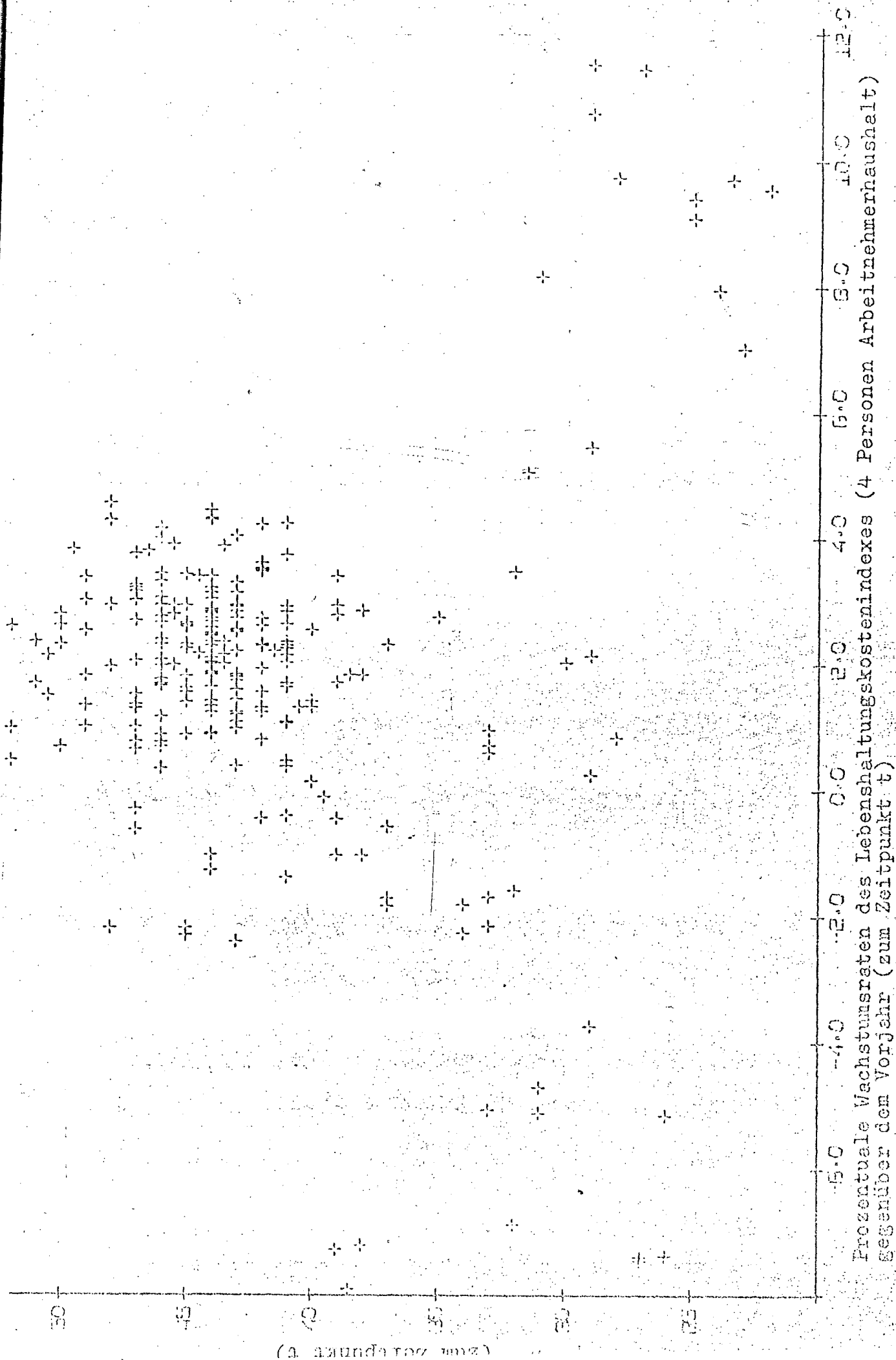
Prozentuale Veränderungen des Einzelhandelspreisindex gegenüber dem Vorjahr (zum Zeitpunkt t)



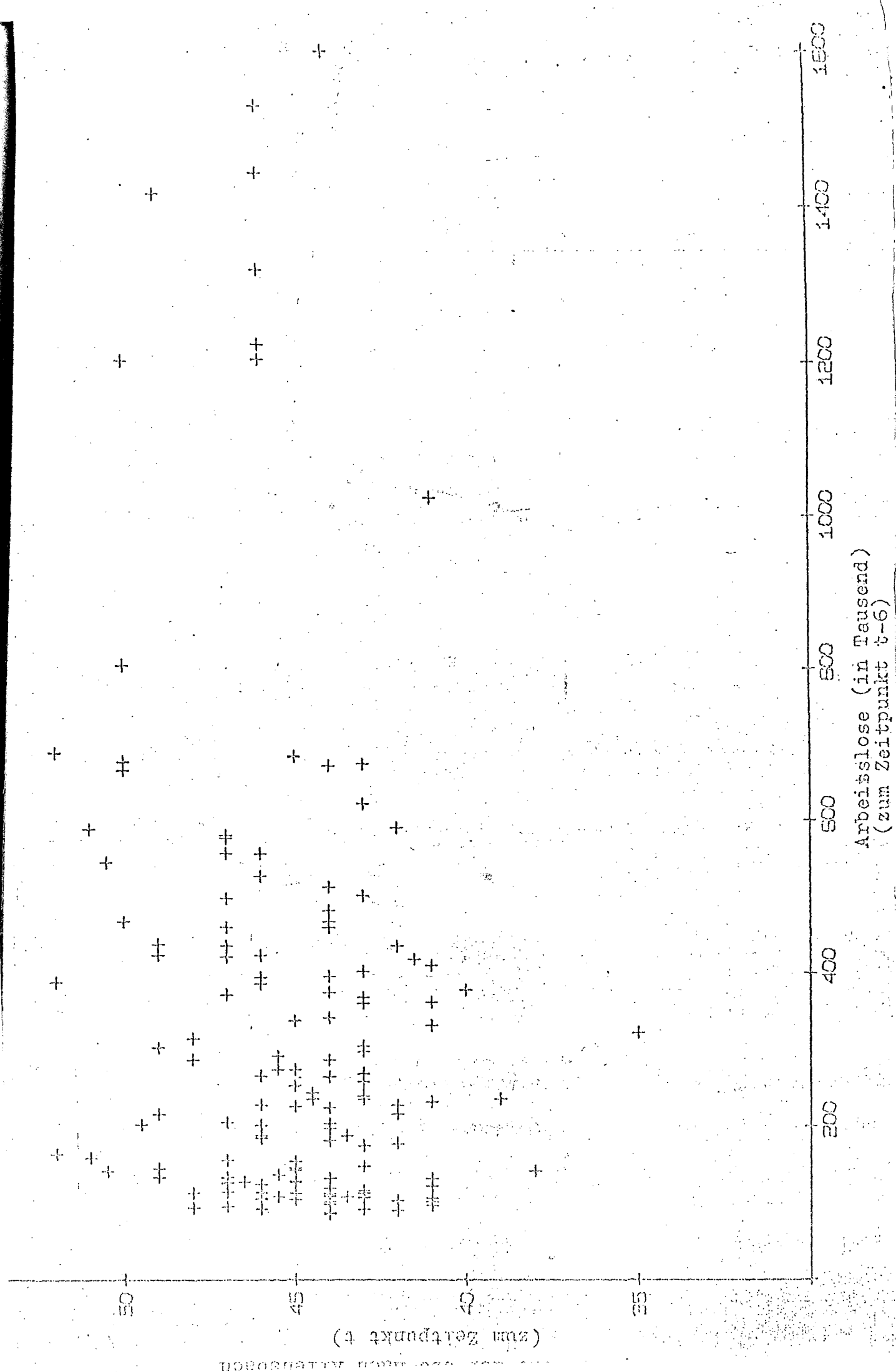








Prozentuale Wachstumsraten des Lebenshaltungskostenindex (4 Personen Arbeitnehmerhaushalt) gegenüber dem Vorjahr (zum Zeitpunkt t)



(zum Zeitpunkt  $t$ )

50

45

40

35

200

400

600

800

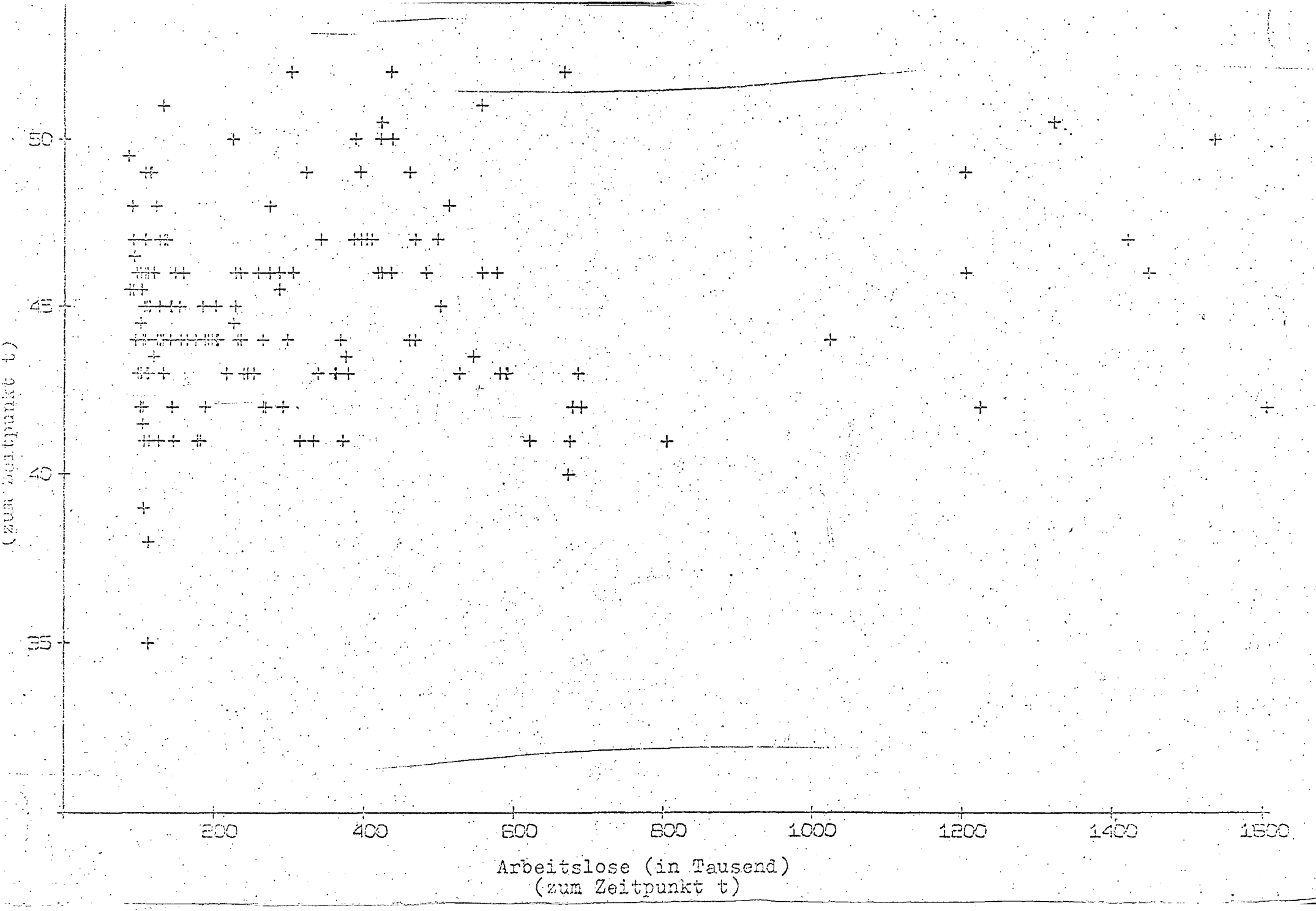
1000

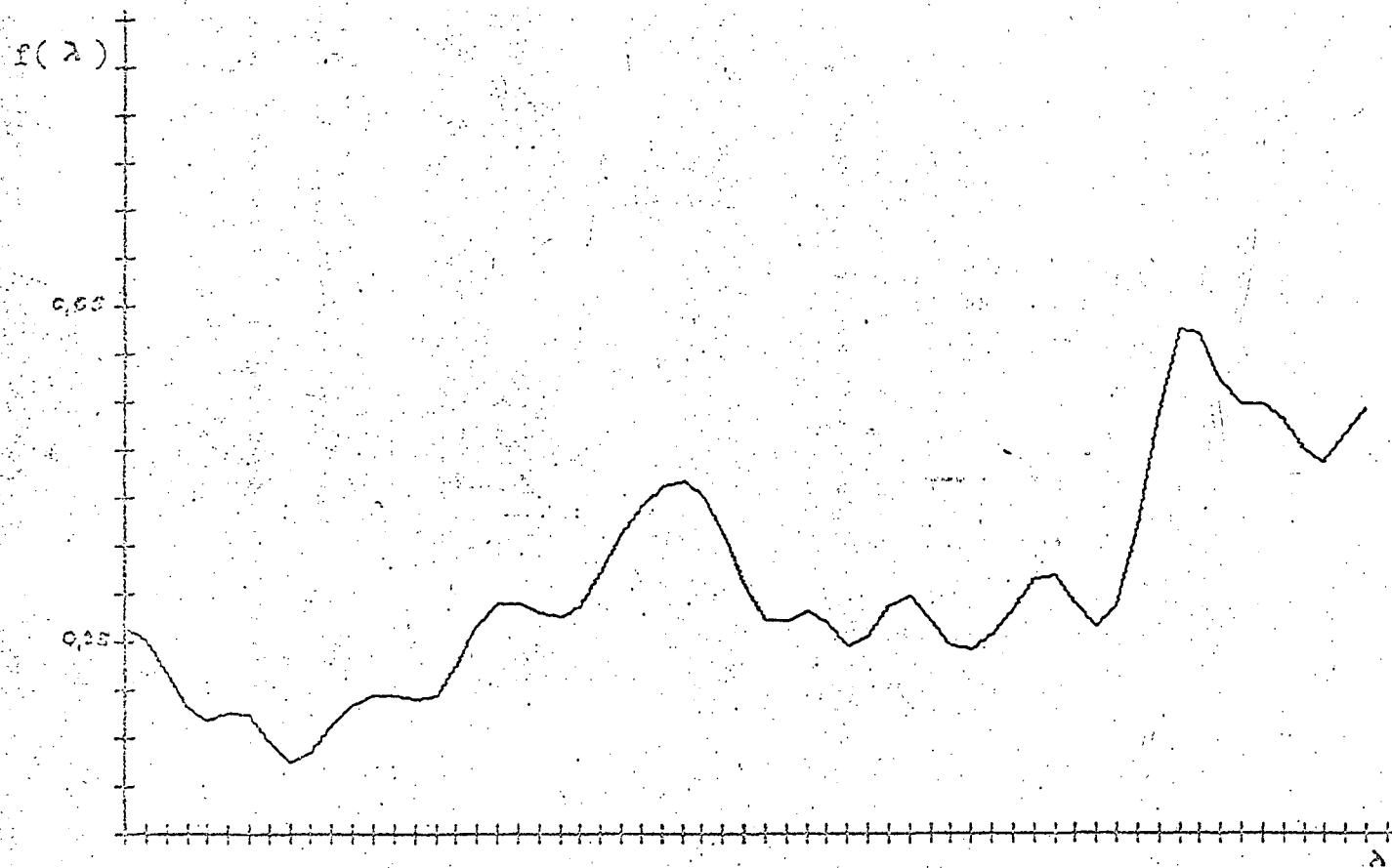
1200

1400

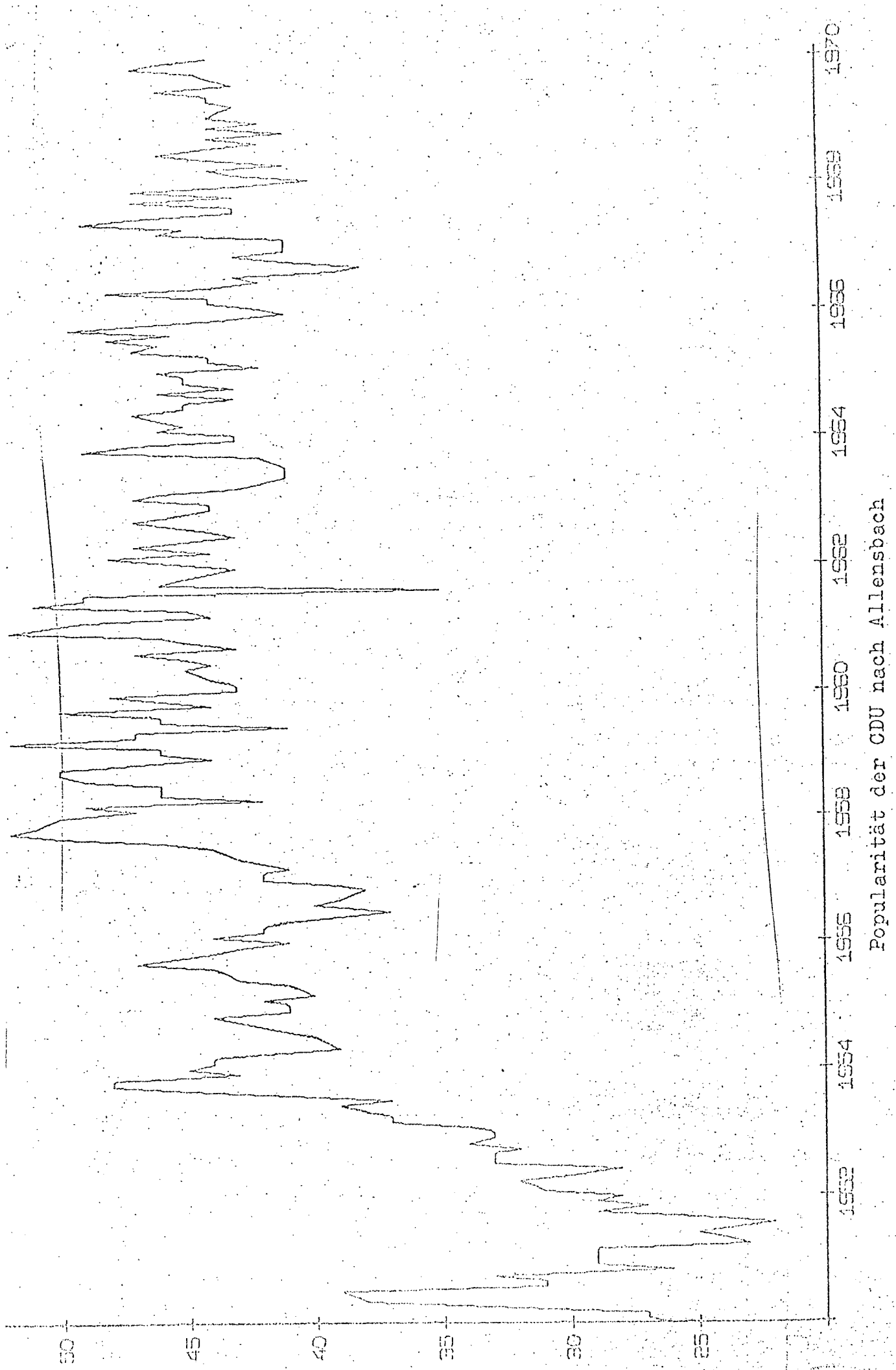
1600

Arbeitslose (in Tausend)  
(zum Zeitpunkt  $t$ )

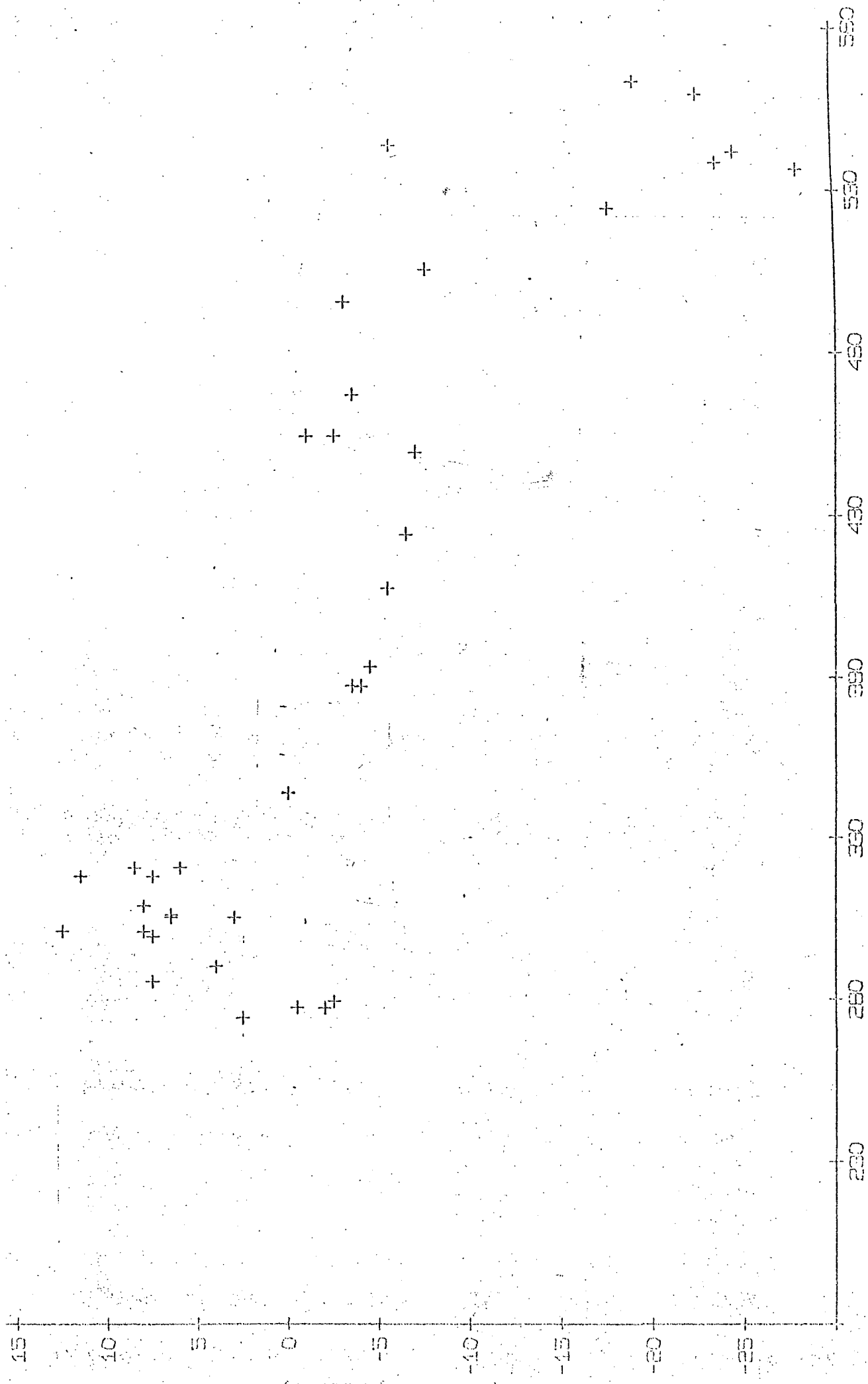




Spektrum der trendbereinigten CDU-Popularität



Popularität der CDU nach Allensbach



Arbeitslosigkeit (in Tausend) von 1964.10 - 1967.12  
(zum Zeitpunkt t-6)