

BEILAGE Nr. 2

ZU DEN

MONATSBERICHTEN DES ÖSTER-
REICHISCHEN INSTITUTES FÜR
KONJUNKTURFORSCHUNG

7. JAHRGANG, HEFT 10

26. OKTOBER 1933

7. JAHRGANG, HEFT 10

AUSSCHALTUNG VON SAISONSCHWANKUNGEN
MITTELS LAG-KORRELATION

VON FRANZ J. ZRZAVÝ

WIEN

IM SELBSTVERLAGE DES ÖSTERREICHISCHEN INSTITUTES
FÜR KONJUNKTURFORSCHUNG, WIEN, I. STUBENRING 8-10

DIE AUSSCHALTUNG VON SAISONSCHWANKUNGEN MITTELS LAG-KORRELATION

Von Franz J. Zrzavý

Die hier folgenden Ausführungen stellen die Ergebnisse einer Untersuchung über die zahlenmäßige Bestimmung des Grades der Abhängigkeit der jahreszeitlichen Schwankungen der Anzahl der unterstützten Arbeitslosen in Österreich von den in diesen Zahlen zum Ausdruck kommenden Lageveränderungen der österreichischen Wirtschaft mittels Lag-Korrelation dar.

Aus einer Verknüpfung mehrerer Veränderlicher zu einer Reihe kann, wenn die Veränderungsmaße der Veränderlichen nicht von vornherein gegeben sind, eine Veränderliche nicht berechnet werden, wenn von den übrigen noch keine bekannt ist und wenn die Art der Verknüpfung nicht feststeht. Aus diesem Grunde entfällt die Möglichkeit, unmittelbar an Hand der ursprünglichen Zahlen eine Darstellung der tatsächlichen jahreszeitlichen Veränderungen der Arbeitslosigkeit zu geben. Die Reihe, die hier in Frage steht, setzt sich aus folgenden Veränderlichen zusammen:

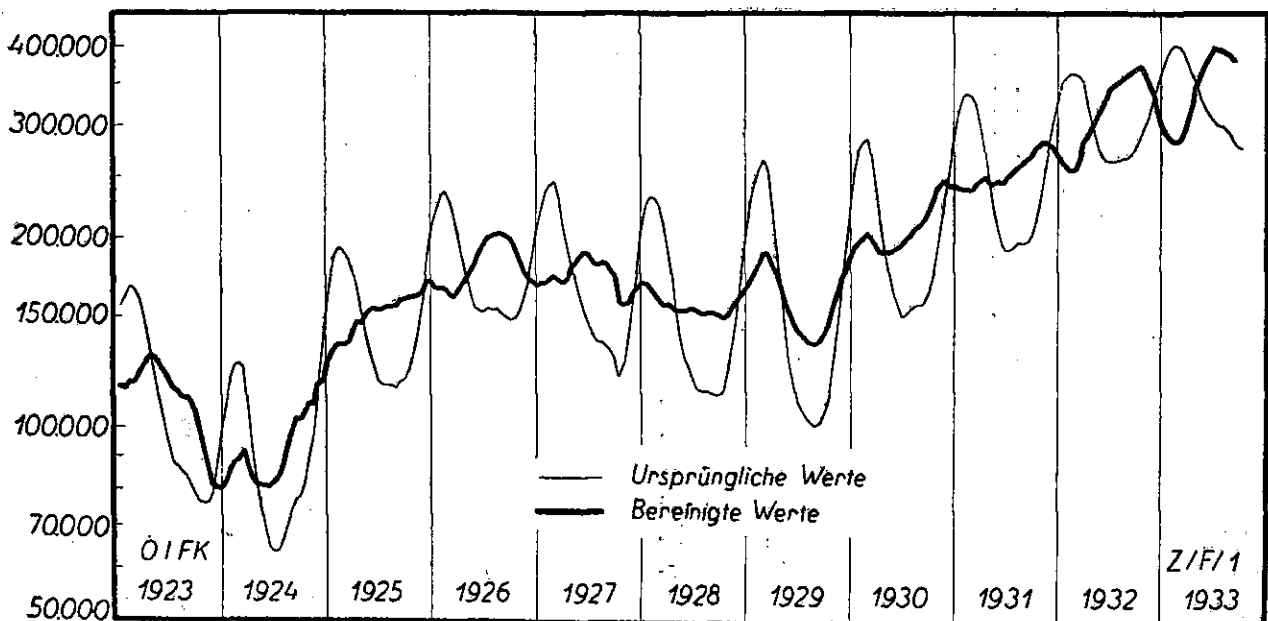
1. Die Entwicklungsrichtung auf lange Sicht (trend), die selbst wieder möglicherweise aus zwei oder mehreren Reihen zusammengesetzt ist (z. B. allgemeine wirtschaftliche Entwicklung auf lange Sicht und arbeitstechnischer Fortschritt).

2. Die wirtschaftlichen Wechsellagen (Konjunkturwellen, business cycles), von denen bekannt ist, daß sie in den Zahlen der Arbeitslosigkeit eine Umkehrung gegenüber den allgemein üblichen Feststellungen aufweisen, so daß einer guten Wirtschaftslage eine geringe Arbeitslosigkeit und einer schlechten Wirtschaftslage eine große Arbeitslosigkeit entspricht.
3. Die jahreszeitlichen Schwankungen (seasonal variations), die bei den Arbeitslosen jenen der Beschäftigten dem Werte nach gleich, aber entgegengesetzt gerichtet sind.
4. Die sogenannten restlichen Schwankungen, deren Abhängigkeiten kaum einwandfrei festgestellt werden können.

Vor Eingehen in die weitere Behandlung muß die Frage nach der Eigenart der zu untersuchenden Reihe der unterstützten Arbeitslosen in Österreich geklärt werden.

Die Anzahl der Arbeitslosen überhaupt stellt den Unterschied zwischen der Gesamtzahl der der Wirtschaft zur Verfügung stehenden und der Anzahl der tatsächlich beschäftigten Arbeitnehmer dar. Von den so ermittelbaren Zahlen wäre im vorliegenden Fall die Anzahl jener Arbeitslosen abzurechnen, die nicht in den Kreis der gegen Arbeits-

Anzahl unterstützter Arbeitsloser in Österreich und „Bereinigte Werte“ nach Prof. Warren M. Persons
(Angaben für Mitte und Ende jedes Monats auf einem Maßstab mit logarithmischer Teilung für die Anzahl der Arbeitslosen)



losigkeit zu versichernden Arbeitnehmer, bzw. Arbeitslosen einbezogen sind. Abgesehen von den sich aus der Anwendung des Arbeitslosenversicherungsgesetzes ergebenden Änderungen der Arbeitslosenzahlen, die die Verwendung der Angaben über die Arbeitslosigkeit als Maß des Beschäftigungsgrades der Wirtschaft beeinträchtigen, ist naturgemäß auch der genaue tatsächliche Unterschied zwischen dem Versichertenkreis und den von diesem Beschäftigten kein unbedingtes Maß der Gesamtarbeitslosigkeit, da ja nur eine Auswahl nach den versicherungsmäßigen Grundlagen des Arbeitslosenversicherungsgesetzes getroffen wird.

Zweifellos wäre die Untersuchung der Abweichungen der Anzahl der beschäftigten Versicherten gegenüber der Gesamtzahl der Versicherungspflichtigen, jener der unterstützten Arbeitslosen vorzuziehen. Die entsprechenden Zahlen liegen für die Gesamtzahl der Versicherungspflichtigen nicht vor und werden erst seit dem Jahre 1928 für die beschäftigten Versicherten jeweils vierteljährlich mit einem zeitlichen Verzug veröffentlicht, so daß sie für eine gegenwartsnahe Berichterstattung wenig Wert haben. Im folgenden sind diese Zahlen für den Zeitraum von 1928 bis 1932 wiedergegeben, um die Größenordnung festzustellen.

Zahl der in Österreich für den Fall der Arbeitslosigkeit versicherten Beschäftigten und Anzahl der in Österreich unterstützten Arbeitslosen.

	Versicherte	Arbeitslose
1928 1. Jänner	1,051.731	207.100
1. April	1,080.226	193.449
1. Juli	1,159.013	118.737
1. Oktober	1,168.991	112.595
1929 1. Jänner	1,051.276	202.659
1. April	1,070.901	225.034
1. Juli	1,188.945	110.268
1. Oktober	1,183.143	104.947
1930 1. Jänner	1,034.614	226.567
1. April	1,049.154	239.094
1. Juli	1,119.260	149.972
1. Oktober	1,091.572	163.906
1931 1. Jänner	939.703	294.845
1. April	923.167	304.082
1. Juli	1,021.041	191.150
1. Oktober	979.030	202.130
1932 1. Jänner	829.823	329.595
1. April	800.907	352.444
1. Juli	861.679	265.040
1. Oktober	819.471	275.840

Die Zeitpunkte der Erhebung der Unterstütztenzahlen stimmen nicht ganz genau mit den angegebenen Stichtagen überein. Ein Vergleich der Summen dieser beiden Reihen mit der für die gleichen Zeitpunkte berechneten Anzahl der Erwerbsfähigen zeigt, daß der Kreis der Anspruchsberechtigten von Beginn 1931 bis Beginn 1932 sich

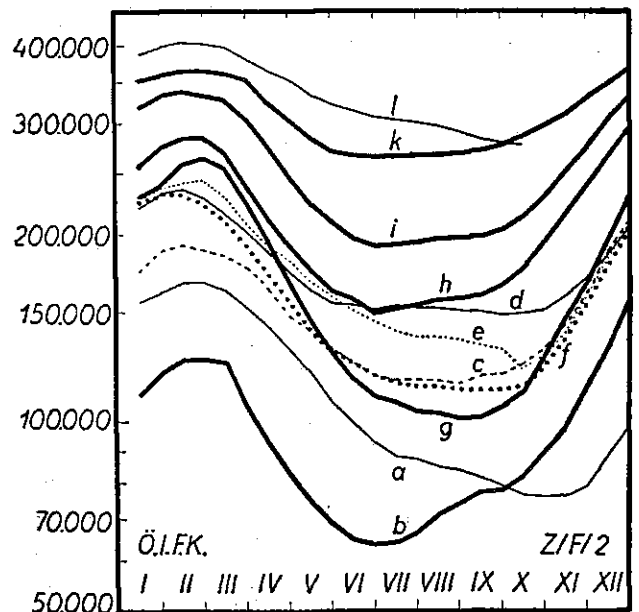
ungleich stärker gesenkt haben muß als der Gesamtzahl der Erwerbsfähigen einerseits und der Zahl der Versicherten andererseits entsprechen würde.

Wie groß der Kreis der insgesamt gegen Arbeitslosigkeit zu versichernden Arbeitnehmer ist, läßt sich daher nur schätzen. Im übrigen ist weder die Zahl der eine Unterstützung freiwillig nicht in Anspruch nehmenden Arbeitslosen noch jene der Unterstützungswerber, denen aus irgendeinem Grunde trotz Zutreffens der Voraussetzung der Arbeitslosigkeit die Anspruchsberechtigung nicht zuerkannt wird, bekannt. Da also von diesen Größen nicht ausgegangen werden kann, bleiben nur die halbmonatlich ermittelten Angaben über die Zahl der *unterstützten* Arbeitslosen, die schon innerhalb der auf den Stichtag folgenden acht Tage veröffentlicht werden, für die Untersuchung verfügbar.

In diesem Zusammenhang tauchen nun einige Fragen auf. Der Grad der Verknüpfung der Einzelwerte untereinander von Erhebung zu Erhebung läßt sich nicht ohne weiteres eindeutig bestimmen. Nicht zuletzt hängt dies mit der Eigenart der vorliegenden Reihe als einer zweifach abhängigen zusammen. Einmal hat die allgemeine und einzelwirtschaftliche Entwicklung, zum andern haben die naturgegebenen Tatsachen auf die Gestalt des Beschäftigungsgrades und damit auf die Arbeitslosigkeit Einfluß.

Vergleich der Bewegungen der Anzahl unterstützter Arbeitsloser in Österreich in den einzelnen Jahren von 1923 bis 1933

(Angaben für Mitte und Ende jedes Monats auf einem Maßstab mit logarithmischer Teilung für die Anzahl der Arbeitslosen. Die Buchstaben a-l entsprechen in ihrer Reihenfolge den Jahren 1923-1933)



Aus den Angaben über die Gesamtzahl der unterstützten Arbeitslosen kann aber festgestellt werden, daß die verschiedenen Einflüsse sich gegenseitig ausgleichen und ein stetiger Verlauf der Arbeitslosigkeit zu verzeichnen ist. Diese vorhandene Stetigkeit der Reihe ist aber die Voraussetzung für die weitere rechnerische Behandlung. Im vorliegenden Fall handelt es sich um die Ausschaltung der jahreszeitlichen Schwankungen aus der Reihe der ursprünglichen Werte als Teil jener Bereinigung von Einflüssen, die notwendig ist, um die Lageveränderungen der Arbeitslosigkeit entsprechend den Wechsellagen aller übrigen Wirtschaftsreihen darstellen zu können.

Schon eine flüchtige Betrachtung der Darstellung der ursprünglichen Werte vermittelt den Eindruck der zeitlichen Regelmäßigkeit der jahreszeitlichen Schwankungen. Eine Verdeutlichung dieser Tatsache kann durch Übereinanderzeichnen der Bewegung in den einzelnen Jahren erzielt werden. Diese Feststellung gestattet die entsprechende Behandlung der Reihe, um diese jahreszeitlichen Schwankungen in ihrer Größe näherungsweise zu ermitteln.

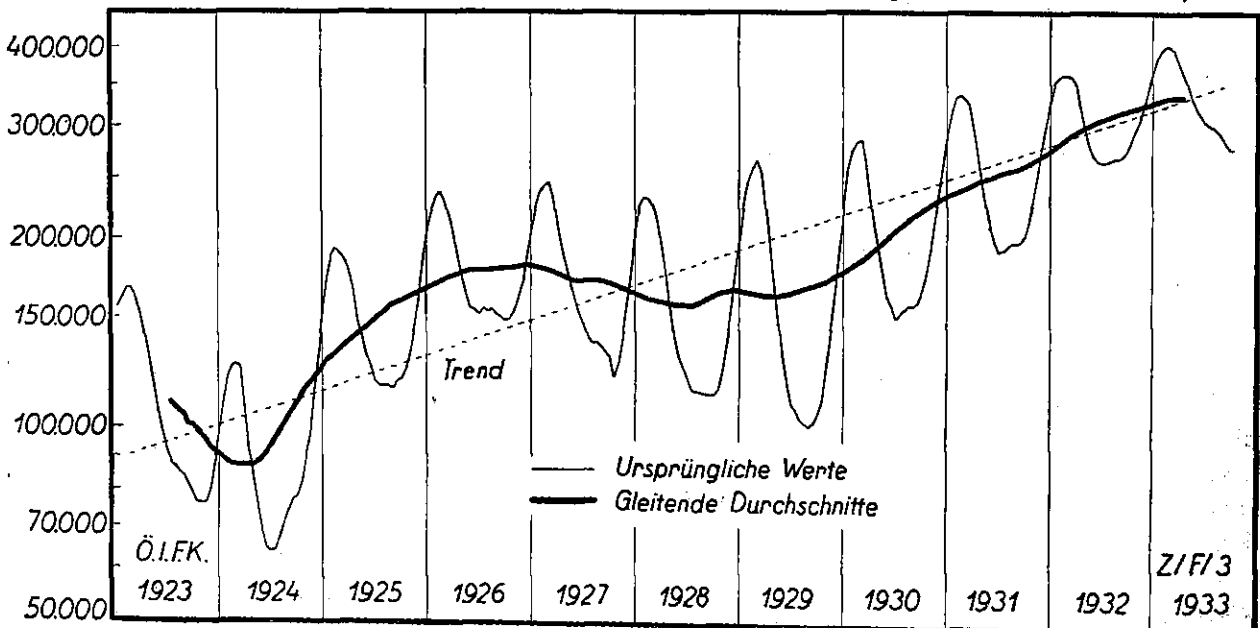
Noch zu klären ist die Frage der Vorgangsweise. Die bisher üblichen Verfahren reichen, wie an dem Beispiel des Verfahrens nach Prof. Warren M. Persons gezeigt werden kann, nicht aus, um ein zufriedenstellendes Ergebnis zu erzielen. Wohl besser als durch irgendeine andere Vorgangsweise werden durch gleitende Durchschnitte die jahreszeit-

lichen Schwankungen ausgeschaltet, doch bleibt gerade der Anfangs- und der Endzeitraum (im vorliegenden Fall die ersten und die letzten sechs Monate) unbereinigt, obzwar gerade die jüngste Entwicklung besonderes Augenmerk verdient. Dieser Mangel veranlaßte die Ausbildung eines Verfahrens, das unter den in diesem Fall zu verzeichnenden Umständen ein zweifellos besseres Ergebnis zeitigt, als irgendeine andere Vorgangsweise, und geeignet erscheint, auch die Lücke bis zur jeweiligen Gegenwart zu überbrücken.

Hier ist noch festzustellen, daß das *Harvard-Committee on Economic Research* und mit ihm der *London & Cambridge Economic Service*, sowie das Berliner *Institut für Konjunkturforschung* ihre Arbeiten auf der Anschauung aufbauen, daß die jahreszeitlichen Schwankungen durch *starre gleichbleibende Größen oder Verhältniszahlen* wiedergegeben werden können (Sonderheft 6 des Instituts für Konjunkturforschung, Seite 9). Nun wird aber auch von diesen Stellen festgestellt, daß *bewegliche Größen* zur Wiedergabe der jahreszeitlichen Schwankungen überall dort größere Rechtfertigung in sich tragen, wo die Schwankungen infolge von Naturereignissen entstehen. Diese zweifellos richtige Feststellung kann nun im Gegensatz zu der Anschauung der vorangeführten Stellen ohne weiteres auch auf jene Tatbestände übertragen werden, für die gesellschaftliche Bedingungen den Ausgangspunkt zu bilden scheinen oder tatsächlich bilden. Gerade in diesen Fällen zeigen sich Änderungen,

Anzahl unterstützter Arbeitsloser in Österreich, Werte für den gleitenden 12-Monatsdurchschnitt und die Entwicklungsrichtung (Trend)

(Angaben für Mitte und Ende jedes Monats auf einem Maßstab mit logarithmischer Teilung für die Anzahl der Arbeitslosen)



denen ohne Zuhilfenahme des Begriffes der *veränderlichen jahreszeitlichen Schwankungen* nicht beizukommen ist. Ganz allgemein kann die Anschauung vertreten werden, daß die saisonmäßigen Entwicklungen bestimmt mit Naturereignissen verbunden sind, wenn auch infolge mangelhafter Erforschung des sicherlich bestehenden Zusammenhanges das Maß des Einflusses noch nicht bestimmbar ist. Bewegliche jahreszeitliche Schwankungsmaße sind also erforderlich, weil die tatsächlichen jahreszeitlichen Schwankungen vielfach nicht durch gleichbleibende Größen oder durch unmittelbar mit dem Wachstum der Gesamtreihe sich verhältnismäßig ändernde Werte wiedergebbar sind. Die Fragestellung darf sich daher nicht darauf beschränken, die zeitlich regelmäßige Wiederkehr jahreszeitlicher Schwankungen unter der Voraussetzung des Gleichbleibens der Bedingungen ermitteln zu wollen, sondern muß vielmehr gerade darauf abgestellt sein, ein Maß für den Grad der Einflußnahme der außer der unmittelbaren Abhängigkeit gelegenen äußeren und inneren Ursachen unmittelbar oder mittelbar festzustellen. In diesem Zusammenhang muß aber erwähnt werden, daß Trend und Saisonschwankungen nicht leicht meßbar sind. Die besondere Bedeutung beweglicher, veränderlicher Maße für die jahreszeitlichen Schwankungen liegt daher nicht nur in der Möglichkeit der *selbständigen Untersuchung der jahreszeitlichen Bewegungen* als Ausdruck wirtschaftlicher Kräfte, sondern auch darin, daß sie besser als starre Größen zur Ausschaltung der jahreszeitlichen Schwankungen aus Wirtschaftsreihen benützlich sind.

Diese Überlegungen finden ihre Bestätigung in den Zahlen über die unterstützten Arbeitslosen in Österreich. Die Wiedergabe dieser Reihe in Form von gleitenden Durchschnitten ermöglicht die Fest-

stellung der verhältnismäßigen Abweichung der einzelnen Werte der ursprünglichen Reihe von den zugeordneten Werten der gleitenden Durchschnitte. Die gleitenden Durchschnitte wurden nach der Formel

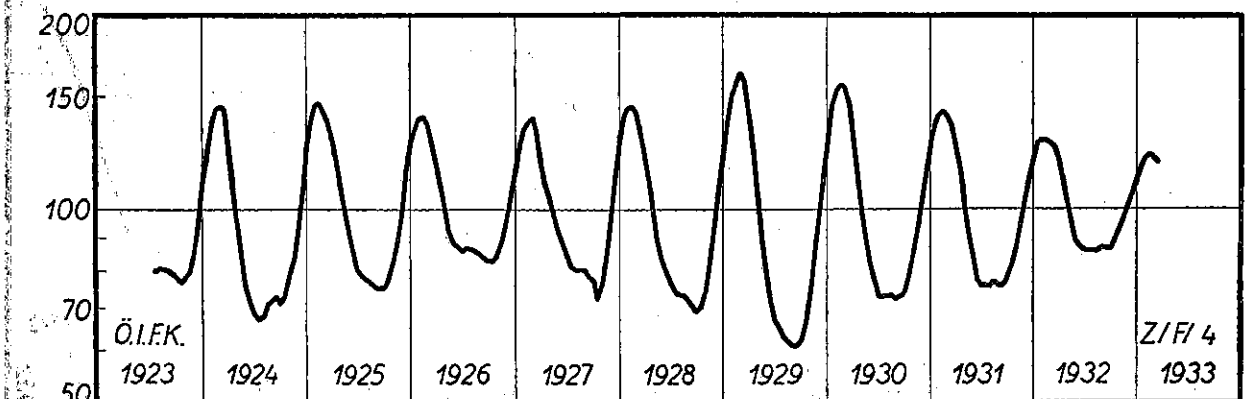
$$\varnothing_{13} = \frac{\frac{1}{2} w_1 + \sum_{i=2}^{24} w_i + \frac{1}{2} w_{25}}{24}$$

berechnet, das heißt es wurde aus dem halben ersten Jännerwert des Ausgangsjahres, den folgenden dreiundzwanzig Werten des selben Jahres und dem halben ersten Jännerwert des folgenden Jahres die Summe gebildet und durch vierundzwanzig geteilt, um den Durchschnittswert für diesen Zeitraum zu erhalten, der am ersten Juliwert des Ausgangsjahres, als der Mitte des Zeitraumes, eingesetzt wurde. Die verhältnismäßigen Abweichungen der einzelnen Werte der ursprünglichen Reihe von den so ermittelten gleitenden Durchschnittswerten, die jenen zugeordnet wurden, erwiesen sich als brauchbarer für die vorgesehene Berechnung, als die arithmetischen Abweichungen, da sie, wie auch aus der beigegebenen Zeichnung (in der sie als Hundertsatz der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte dargestellt sind) ersichtlich ist, einen Zusammenhang zwischen gleitenden Durchschnitten und verhältnismäßigen Abweichungen aufzudecken scheinen, der in folgendem Ausdruck zusammengefaßt werden kann:

Mit zunehmender Größe der Durchschnittswerte werden die verhältnismäßigen Abweichungen kleiner, bei abnehmender Größe der Durchschnittswerte werden die Abweichungen größer; das heißt also, je größer die Arbeitslosigkeit wird, desto kleiner werden die jahreszeitlichen Schwankungen und einer Verminderung der Arbeitslosigkeit entspricht eine Vergrößerung der jahreszeitlichen Schwankungen.

Verhältnismäßige Abweichungen der ursprünglichen Werte (jahreszeitliche Schwankungen) von den gleitenden 12-Monatsdurchschnitten der gleichen Zeitpunkte

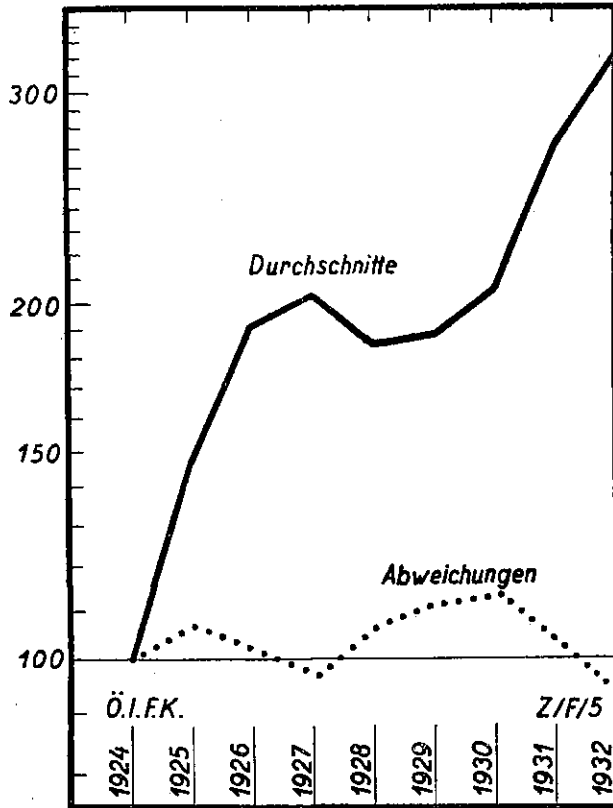
(Angaben im Hundertsatz der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte für Mitte und Ende jedes Monats auf einem Maßstab mit logarithmischer Teilung für den Hundertsatz)



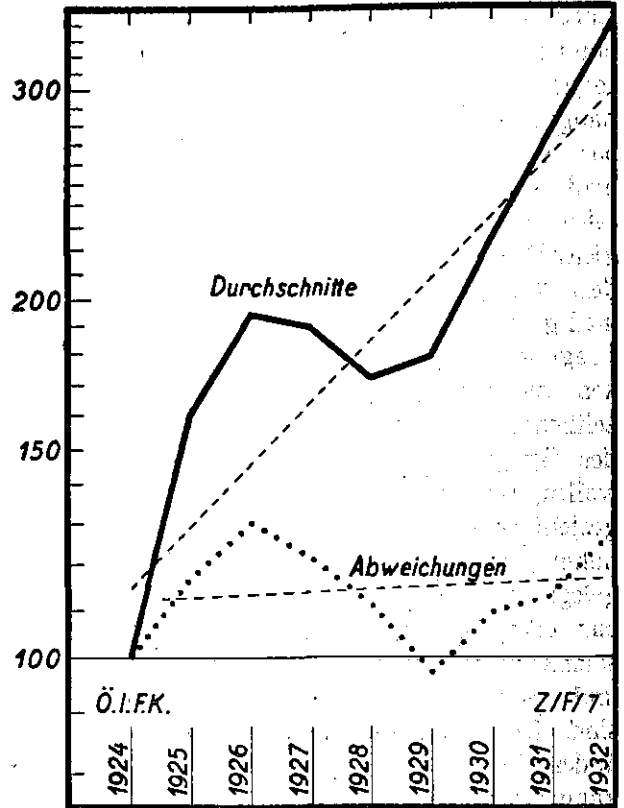
Vergleich zwischen gleitenden 12-Monatsdurchschnitten (Wechselage und Entwicklungsrichtung) und verhältnismäßiger Abweichung der ursprünglichen Werte von diesen Durchschnitten (Jahreszeitliche Schwankung) in der Zeit von 1924—1932 für Ende Jänner, Ende April und Mitte Juli

(Angaben im Hundertsatz der jeweiligen Werte für 1924 auf einem Maßstab mit logarithmischer Teilung für den Hundertsatz; für Mitte Juli außerdem noch Angabe der beiden Entwicklungsrichtungen)

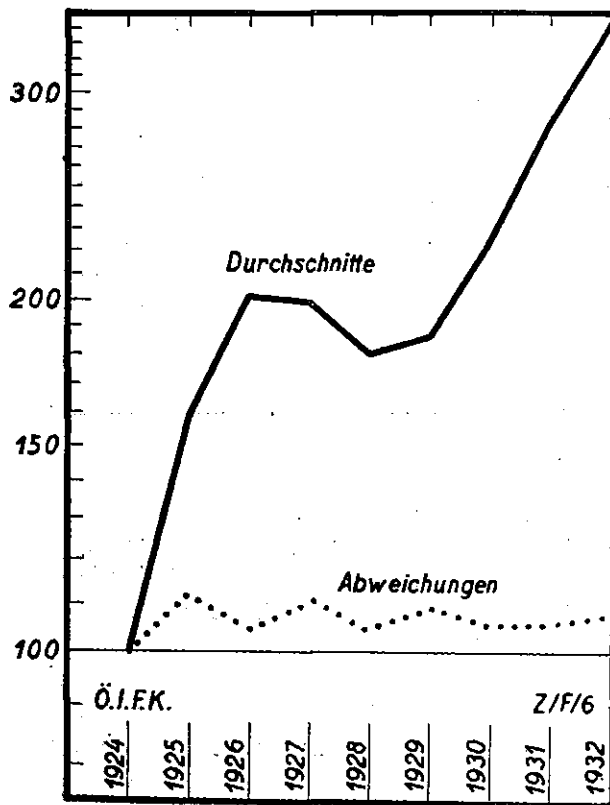
Ende Jänner



Mitte Juli

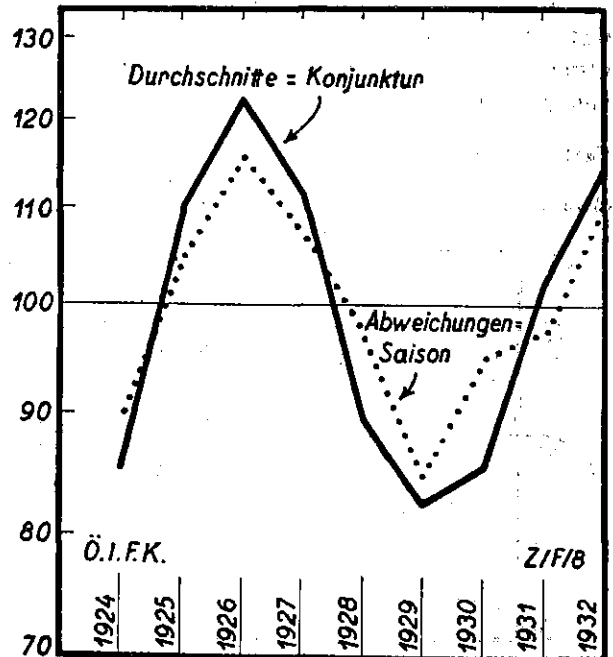


Ende April



Vergleich der Abweichungen der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte für Ende Februar von der zugehörigen Entwicklungsrichtung (Wechselage) mit den von ihrer Entwicklungsrichtung bereinigten verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt für Mitte Juli (Jahreszeitliche Schwankung)

(Angaben im Hundertsatz der jeweiligen Werte der Entwicklungsrichtungen auf logarithmischem Maßstab)



Dieser Zusammenhang wird aus der Gegenüberstellung der gleitenden Durchschnittswerte für die einzelnen Erhebungszeitpunkte mit den verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte von den gleitenden Durchschnitten in diesen Zeitpunkten besonders deutlich. In Verfolgung der Einzeldarstellungen zeigt sich allerdings folgender Tatbestand. In den *Wintermonaten* weisen die verhältnismäßigen Abweichungen eine den gleitenden Durchschnitten *entgegengesetzte* Bewegung auf, während sie in den *Sommermonaten* bewegungsmäßig *übereinstimmen*. Die dazwischenliegenden Monate ermangeln eines gleich deutlichen und guten Zusammenhanges. Bei genauer Betrachtung scheint die Ausschaltung der bei den einzelnen Reihen ersichtlichen Entwicklungsrichtungen erforderlich, um den *Grad der Übereinstimmung*, bzw. *Gegensätzlichkeit* der Bewegungen verdeutlichen zu können. Diese Ausschaltungen wurden nach der für die Berechnung der geraden Trendlinie üblichen Vorgangsweise vorgenommen. Die entsprechende Formel der Gleichung für die gerade Trendlinie *D* lautet (Ergänzungsheft 1 zu den Vierteljahrsheften für Konjunkturforschung, Berlin, 1926):

$$D = \frac{\sum w_k \cdot x_k}{\frac{1}{12} \cdot (n-1) \cdot n \cdot (n+1)} \cdot x + \frac{\sum w_k}{n}$$

In dieser Gleichung bezeichnet w_k die von der Entwicklungsrichtung unbereinigten Werte der der Berechnung zugrunde gelegten Zahlenreihen, x_k die Zeitwerte in den Zeitpunkten, die den w_k entsprechen, x der Zeitwert, für den D berechnet wird, jenen Wert, um den sich die Entwicklungsrichtung von Zeitpunkt zu Zeitpunkt ändert und n die Anzahl der Jahre, bzw. Zeitpunkte. Im folgenden sind zwei Berechnungen, eine für die verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt und die andere für die gleitenden 12-Monatsdurchschnitte, wiedergegeben, um den Rechnungsvorgang darzustellen.

Berechnung der Entwicklungsrichtung der verhältnismäßigen Abweichungen vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt für Mitte Juli

Jahr	Zeitwerte x_k	Jahreswerte w_k	Produkte $w_k x_k$		Werte der geraden Entwicklungsrichtung D	Jahreswerte als Hundertsatz der Werte der geraden Entwicklungsrichtung
			negativ	positiv		
1924	-4	67·21	268·84		74·74	89·93
1925	-3	78·13	234·39		75·14	103·98
1926	-2	86·58	173·16		75·54	114·61
1927	-1	81·09	81·09		75·94	106·78
1928	0	74·34			76·34	97·38
1929	+1	65·14		65·14	76·74	84·88
1930	+2	73·11		146·22	77·14	94·73
1931	+3	75·67		227·01	77·54	97·59
1932	+4	85·76		343·04	77·94	110·03
Σ		687·03	757·48	781·41		
\emptyset		76·34		+ 23·93		
Jahresdifferential				+ 0·40		

Berechnung der Entwicklungsrichtung der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte für Mitte Juli

Jahr	Zeitwerte x_k	Jahreswerte w_k	Produkte $w_k x_k$		Werte der geraden Entwicklungsrichtung D	Jahreswerte als Hundertsatz der Werte der geraden Entwicklungsrichtung
			negativ	positiv		
1924	-4	95.333	381.332		105.927	90·00
1925	-3	150.216	450.648		126.304	118·93
1926	-2	176.807	353.614		146.681	120·54
1927	-1	172.046	172.046		167.058	102·99
1928	0	156.437			187.435	83·46
1929	+1	164.559		164.559	207.812	79·19
1930	+2	208.379		416.758	228.189	91·32
1931	+3	253.609		760.827	248.566	102·03
1932	+4	309.527		1.238.108	268.943	115·09
Σ			1.686.913	1.357.640	2.580.252	
\emptyset			187.435		+ 1.222.612	
Jahresdifferential						+ 20.377

Zu dieser Vorgangsweise ist noch zu bemerken: Ohne Zweifel drückt sich in den Angaben über die unterstützten Arbeitslosen eine Entwicklungsrichtung der Arbeitslosigkeit aus, die jener der Beschäftigung entgegengesetzt gerichtet ist. Das Beginnen, aus einem Zeitraum von 9 Jahren (so viele volle Jahre stehen nämlich nach Berechnung der gleitenden Durchschnitte zur Verfügung, weshalb auch die übrigen Angaben auf den Zeitraum (1924 bis 1932 abgestellt wurden) eine Entwicklungsrichtung auf lange Sicht ermitteln zu wollen, müßte als verfehlt bezeichnet werden, wenn in diesem Falle diesem Vorgang nicht eine andere Aufgabe zukäme als die Bestimmung der tatsächlichen Entwicklungsrichtung. Hier handelt es sich vor allem um die Ausschaltung einer Rechnungsgröße zur Vereinfachung des Verfahrens, die der durchschnittlichen Veränderung von Jahr zu Jahr in diesem Zeitraume entspricht, wobei diese Größe unter der aus der Anschauung gewonnenen Voraussetzung der gleichförmigen Veränderung nach der Formel für die gerade Trendlinie berechnet wurde.

Der Umstand einer derart eindeutigen Abhängigkeit, wie sie aus der Gegenüberstellung der Abweichungen und Durchschnitte hervorgeht, legt den Wunsch nahe, auf Grund dieses Zusammenhanges das Maß der Veränderungen der jahreszeitlichen Schwankungen zu berechnen. Nun bleiben aber die gleitenden Durchschnitte nach der hier angewendeten Berechnungsart um 6 Monate hinter dem letztverfügbaren ursprünglichen Wert zurück. Gerade dieser Zeitraum soll aber dargestellt werden, da für die übrige, vergangene Zeit ja schon im gleitenden Durchschnitt eine bereinigte Reihe zur Verfügung steht. Eine einfache Überlegung weist den Weg. Ergibt sich aus der bisherigen Untersuchung ein Zusammenhang zwischen Wechsellage und jahreszeitlicher Schwankung in der genannten Art, dann erübrigt sich nur die

Feststellung der *besten zeitlichen Verknüpfung*, die ja nur annähernd aus der Darstellung entnommen werden kann.

Die Werte der Abweichungen der gleitenden Durchschnitte von der Entwicklungsrichtung wurden nun für einen um 9 Monate vor den Beobachtungspunkt und 3 Monate nach ihn reichen Zeitraum berechnet. Die verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt wurden von ihrer Entwicklungsrichtung bereinigt. Die so erhaltenen Reihen für die gleitenden Durchschnitte wurden nacheinander der Reihe der Abweichungen gegenübergestellt und eine Bestimmung der Verknüpfung mittels Korrelationsrechnung versucht. Nach den Formeln (H. Richter-Altschäffer, Theorie und Technik der Korrelationsanalyse, Berlin, 1932)

$$\Sigma Y = n \cdot a + \Sigma X \cdot b$$

$$\Sigma XY = \Sigma X \cdot a + \Sigma X^2 \cdot b$$

wurden die Größen a (Konstante) und b (Regressionskoeffizient) und der Korrelationskoeffizient berechnet:

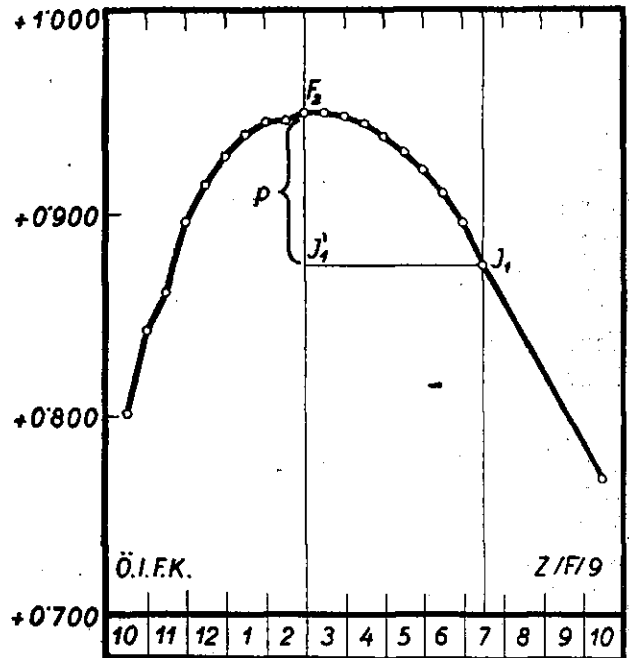
$$r = \sqrt{1 - \frac{(\text{Standardfehler von } y)^2}{(\text{Standardabweichung des theoretischen } y)^2 \text{ vom tatsächlichen}}}$$

Hier bedeutet ΣY die Summe der als Hundertsätze ihrer Entwicklungsrichtung ausgedrückten verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt, ΣX die Summe der als Hundertsätze ange-

gebenen Abweichungen der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte von ihrer Entwicklungsrichtung und n ist die Anzahl der Jahre, bzw. Zeitpunkte.

Darstellung der Reihe der Korrelationskoeffizienten zwischen den von ihrer Entwicklungsrichtung bereinigten verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt für Mitte Juli (Jahreszeitliche Schwankung) und den Abweichungen der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte von ihrer Entwicklungsrichtung für die Monate vom Oktober des vorhergehenden bis zum Oktober des gleichen Jahres (Wechsellage)

(F_2 = Wert für den Korrelationskoeffizienten der jahreszeitlichen Schwankung Mitte Juli mit der Wechsellage Ende Februar, J_1 = Wert für den Korrelationskoeffizienten der jahreszeitlichen Schwankung Mitte Juli mit der Wechsellage Mitte Juli, die Strecke p^1 zeigt die Verbesserung des Korrelationskoeffizienten)



Berechnung des Korrelationskoeffizienten für das Verhältnis 2.-Feber-Wert der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte (Wechsellagen) zu 1.-Juli-Wert der verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt (Jahreszeitliche Schwankungen)

Jahr	Gleitende 12-Monatsdurchschnitte des 2.-Feber-Wertes als Hundertsätze ihrer Entwicklungsrichtung	Verhältnismäßige Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt als Hundertsätze ihrer Entwicklungsrichtung	Abweichungen der y von ihrer Entwicklungsrichtung	Produkt	Theoretisches	Abweichung des theoretischen y vom ursprünglichen y
	x	x ²	y	xy	y	a
1924	85.14	7248.8196	89.93	7656.6402	90.55	0.62
1925	109.67	12.027.5089	103.98	11.403.4866	106.00	2.02
1926	121.74	14.820.6276	114.61	13.952.6214	113.61	1.00
1927	111.45	12.421.1025	106.78	11.900.6310	107.12	0.34
1928	89.60	8028.1600	97.38	8725.2480	93.36	4.02
1929	82.63	6827.7169	84.88	7013.6344	88.97	4.09
1930	85.43	7298.2849	94.78	8097.0554	90.73	4.05
1931	102.23	10.450.9729	97.59	9976.6257	101.31	3.72
1932	113.30	12.836.8900	110.03	12.466.3990	108.29	1.74
Σ	901.19	91960.0833	899.96	91.192.3417		
\emptyset				82.8669		

$$899.96 = 9a + b \quad 901.19$$

$$91192.3417 = 901.19a + b \quad 91960.0833$$

$$+ 0.63 = b$$

$$36.91 = a$$

$$r = \sqrt{1 - \frac{7.9708}{82.8669}}$$

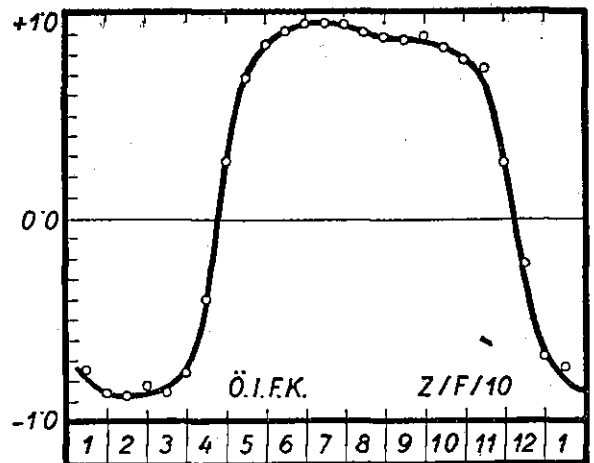
$$= \sqrt{0.9038}$$

$$= + 0.950$$

Da zeigt sich nun, daß die für jeden Beobachtungszeitpunkt berechneten Reihen von Korrelationskoeffizienten Werte aufweisen, deren Aufeinanderfolge durch liegende S-förmige Kurven um die Korrelation Null wiedergegeben werden kann. Die jeweiligen größten Werte dieser Reihen weisen nun die bezeichnende Eigenschaft auf, daß sie für eine Anzahl dieser S-förmigen Kurven mit den Korrelationen zusammenfallen, die die Abweichungen zu einem um $4\frac{1}{2}$ Monate zurückliegenden Durchschnittswert in Beziehung setzen. In anderen Fällen liegen diese größten Werte zum Teil sehr weit ab von diesem Zusammenhang. Dies wird aber ohne weiteres verständlich, wenn eine Darstellung der Korrelationskoeffizienten für die Beziehungen zwischen den einzelnen Abweichungen und den diesen zuzuordnenden $4\frac{1}{2}$ Monate zurückliegenden Durchschnitten versucht wird. Die solcherart erzielte Kurve von Korrelationskoeffizienten ist wieder liegend S-förmig und stellt gleichzeitig einen Schnitt durch jenen Körper dar, der aus den einzelnen Korrelationskoeffizientenreihen gebildet werden kann. Die x-Achse dieses Körpers entspricht den Zeitwerten, die y-Achse den Werten für die Korrelationskoeffizienten und die z-Achse nimmt die

24 aufeinanderfolgenden Halbmonate auf, für die die Berechnung angestellt wurde. Die Wendepunkte in der Korrelation Null erklären sich aus der Tatsache, daß die jahreszeitlichen Schwankungen als Abweichungen von einem gleitenden Durchschnitt

Darstellung der Korrelationskoeffizienten zwischen den von ihrer Entwicklungsrichtung bereinigten verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt (Jahreszeitliche Schwankung) für alle Zeitpunkte des Jahres und den $4\frac{1}{2}$ Monate zurückliegenden Abweichungen der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte von ihrer Entwicklungsrichtung (Wechsellaage)

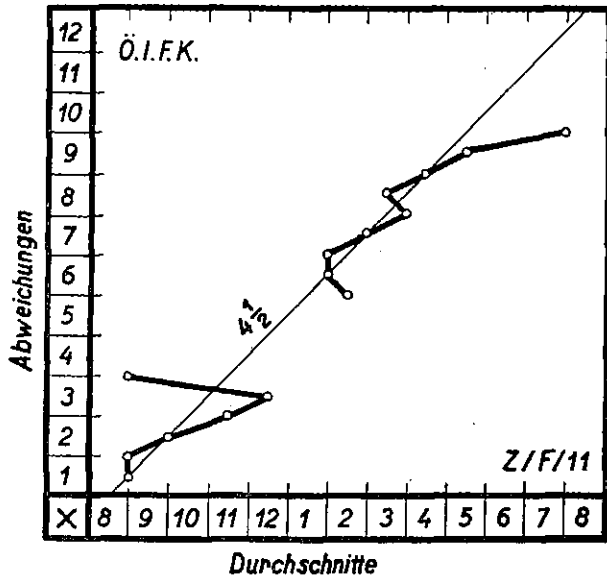


Korrelationskoeffizienten zwischen den von ihrer Entwicklungsrichtung bereinigten verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt (jahreszeitliche Schwankungen) und den von ihrer Entwicklungsrichtung bereinigten, gleitenden 12-Monatsdurchschnitten (Wechsellaagen)

Monat mit Bezug auf die verhältnismäßigen Abweichungen		Mit dem Zeitpunkt der verhältnismäßigen Abweichung korrelierten zurückliegende Monate mit Bezug auf die gleitenden Durchschnitte												
y		x												
		7	6 $\frac{1}{2}$	6	5 $\frac{1}{2}$	5	4 $\frac{1}{2}$	4	3 $\frac{1}{2}$	3	2 $\frac{1}{2}$	2		
I.	M						- 0.724	- 0.739	- 0.721					
	E						- 0.854	- 0.850	- 0.839					
II.	M						- 0.863	- 0.864	- 0.863					
	E						- 0.808	- 0.820	- 0.826	- 0.827				
III.	M						- 0.835	- 0.847	- 0.853	- 0.856	- 0.856			
	E	- 0.831	- 0.825	- 0.812	- 0.797	- 0.777	- 0.757	- 0.736						
IV.	M						- 0.440	- 0.397	- 0.360					
	E						+ 0.415	+ 0.282	+ 0.317					
V.	M						+ 0.650	+ 0.681	+ 0.700					
	E						+ 0.840	+ 0.852	+ 0.860	+ 0.863				
VI.	M						+ 0.910	+ 0.916	+ 0.910					
	E						+ 0.952	+ 0.951	+ 0.949					
VII.	M						+ 0.946	+ 0.950	+ 0.950					
	E						+ 0.940	+ 0.942	+ 0.943					
VIII.	M						+ 0.909	+ 0.908	+ 0.906					
	E						+ 0.876	+ 0.880	+ 0.876					
IX.	M						+ 0.870	+ 0.871	+ 0.871					
	E						+ 0.880	+ 0.888	+ 0.890	+ 0.893	+ 0.894	+ 0.895	+ 0.896	
X.	M						+ 0.815	+ 0.831	+ 0.845					
	E						+ 0.752	+ 0.774	+ 0.795					
XI.	M						+ 0.660	+ 0.724	+ 0.748					
	E						+ 0.236	+ 0.267	+ 0.298					
XII.	M						- 0.233	- 0.226	- 0.218					
	E						- 0.676	- 0.670	- 0.676					

M = Mitte, E = Ende; die fettgedruckten Zahlen stellen in jeder Zeile die größten Werte dieser Reihen dar.

Darstellung der besten Korrelation zwischen den von ihrer Entwicklungsrichtung bereinigten verhältnismäßigen Abweichungen der ursprünglichen Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt (Jahreszeitliche Schwankung) und den Abweichungen der gleitenden 12-Monatsdurchschnitte von ihrer Entwicklungsrichtung (Wechselage) nach der zeitlichen Verschiebung

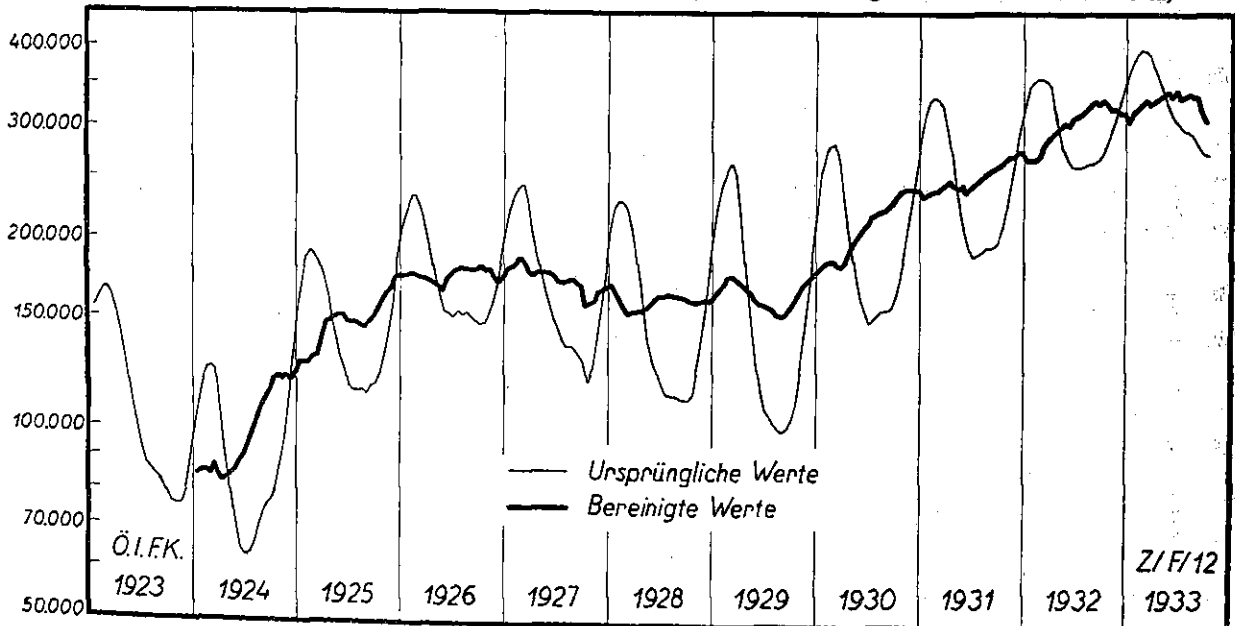


dargestellt werden, daher die Schwankungen im Sommer und Winter wohl gleiches Ausmaß haben, aber entgegengesetzt gerichtet sind. Nun versteht es sich wohl von selbst, daß diese Kurve ihre Wendepunkte in der Korrelation Null haben muß und daß die nahe an Null heranreichenden Werte aus einzelnen Korrelationskoeffizientenreihen diesem Umstand entsprechen. Diese Reihen müssen daher ihre größten Werte abseits der Zeitpunkte haben,

in denen sie bei den übrigen Reihen feststellbar sind. Dies bedeutet die Umkehrung der bestehenden Zusammenhänge; während im Winter die Arbeitslosenzahlen über dem Durchschnitt liegen, die Korrelationskoeffizienten daher negativ sind, ist im Sommer das umgekehrte Verhältnis feststellbar und die Korrelationskoeffizienten müssen daher positiv sein. Hier sei noch darauf verwiesen, daß die Korrelationskoeffizientenreihen im Verlauf einer Konjunkturwelle einen größten negativen und einen größten positiven Wert aufweisen müssen. Außerdem muß darauf hingewiesen werden, daß eine Korrelationskoeffizientenreihe, neben der Eigenschaft zwischen größtem negativen und größtem positiven Wert im Verlauf einer Konjunkturwelle zu schwanken, auch noch die besitzt, innerhalb der Jahre eine Wellenbewegung mitzumachen, so daß den gleichen Zeitpunkten jedes Jahres die den größten negativen, bzw. größten positiven Werten entsprechen, gleichgerichtete Teilhöhepunkte zu kommen.

Für die Zwecke der vorliegenden Arbeit genügen allerdings nach Feststellung des Korrelationszusammenhanges die Regressionskoeffizienten jener Korrelationen, die der 4½monatlichen Abhängigkeit der Abweichungen von den Durchschnitten entsprechen. An Hand der verfügbaren gleitenden 12-Monatsdurchschnitte kann nunmehr die Bereinigung der ursprünglichen Werte des letzten Halbjahres vorgenommen werden. Zu diesem Zweck werden die letzten 9 Durchschnitte, die in diesem Fall 4½ Monaten entsprechen, als Hundertsätze

Anzahl unterstützter Arbeitsloser in Österreich und mittels Lag-Korrelation „Bereinigte Werte“ (Angaben für Mitte und Ende jedes Monats auf einem Maßstab mit logarithmischer Teilung für die Anzahl der Arbeitslosen)



ihrer jeweiligen Entwicklungsrichtungen ausgedrückt und in der folgenden Formel als x eingesetzt. Zusammen mit den Regressionskoeffizienten der jeweils um $4\frac{1}{2}$ Monate nachfolgenden Abweichungen ergeben sie die Berechnungsgrundlagen zur Bestimmung der Maße der jahreszeitlichen Schwankungen in letzteren Zeitpunkten. Die Formel lautet

$$y = a + b \cdot x,$$

wobei zu bemerken ist, daß y nur einen theoretischen Wert gegenüber dem später zu erwartenden Durchschnittswert darstellt. Für die letzten $1\frac{1}{2}$ Monate müssen die nach dem letztermittelten Durchschnittswert folgenden drei theoretischen Werte zur Berechnung herangezogen werden.

Die Werte für die theoretischen y müssen mittels der Werte der für die Abweichungen berechneten Entwicklungsrichtungen zurückgerechnet werden. Zu diesem Zweck wird die Entwicklungsrichtung bis zu jenem Zeitpunkt, für welchen ein theoretisches y vorliegt, fortgerechnet und der Hundertsatz des so erhaltenen Wertes der Entwicklungsrichtung, der dem theoretischen y entspricht, als Ergebnis weiterverwendet. Das erhaltene Ergebnis stellt dann das jahreszeitliche Schwankungsmaß für den Zeitpunkt des jeweiligen theoretischen y dar. Eine Teilung der ursprünglichen Werte durch die entsprechenden Ergebnisse der umgerechneten theoretischen y ergibt die sogenannten „bereinigten Werte“, führt also an's Ziel der Arbeit. Die bereinigten Werte wurden zusammen mit den ursprünglichen Werten dargestellt. Als Maß für den Grad der Bereinigung der ursprünglichen Werte von jahreszeitlichen Einflüssen sei hier nach *R. von Huhn* (Journal of the American Statistical Association, vol. XXVIII, No. 181, S. 70, New York 1933)

$$\eta = \frac{\sigma_u - \sigma_a}{\sigma_u}$$

verwendet. Unter σ_u ist die Standardabweichung der ursprünglichen Werte und unter σ_a ist nach *Huhn* die jeweilige Standardabweichung der bereinigten Werte zu verstehen. Hier wurden aber die Standardabweichungen der ursprünglichen, bzw. bereinigten Werte vom gleitenden 12-Monatsdurchschnitt verwendet, und zwar erfolgt hier das Ergebnis dieser Berechnung für Mitte Juli. Das Ergebnis

Persons-Verfahren gegenüber ursprünglichen Werten $\eta = 0.63$
 Lag-Korrelationsverfahren gegenüber ursprünglichen Werten $\eta = 0.88$
 Lag-Korrelationsverfahren gegenüber Persons-Verfahren $\eta = 0.67$

zeigt an, daß das neue Verfahren ein wesentlich besseres Ergebnis als das Persons'sche bringt, aber noch immer Unterschiede gegenüber den gleitenden 12-Monatsdurchschnitt aufweist.

Abschließend muß eindringlichst darauf hingewiesen werden, daß das hier wiedergegebene Verfahren *kein Allheilmittel* für Wünsche nach Bereinigung von Wirtschaftsreihen von ihren jahreszeitlichen Schwankungen darstellt, sondern nur dann Anwendung finden kann, wenn zwischen *Wechselage und jahreszeitlicher Schwankung, Konjunktur und Saison*, ein *Zusammenhang* oder eine *Abhängigkeit* besteht.

*Unterstützte Arbeitslose in Österreich
 1923—1933*

M = Mitte E = Ende	Ursprüngliche Werte	Gleitende 12 Monats-durchschnitte	Nach Persons bereinigte Werte	Mittels Lag-Korrelation bereinigte Werte
1923 I. M	154.600	—	116.057	—
E	161.227	—	115.220	—
II. M	167.400	—	117.688	—
E	167.417	—	118.525	—
III. M	163.100	—	120.050	—
E	152.830	—	123.111	—
IV. M	143.000	—	127.247	—
E	132.226	—	130.272	—
V. M	119.600	—	129.241	—
E	107.965	—	125.936	—
VI. M	99.700	—	122.677	—
E	92.789	—	119.420	—
VII. M	88.100	109.893	114.773	—
E	87.155	108.091	114.392	—
VIII. M	85.250	106.346	112.038	—
E	83.891	104.596	111.587	—
IX. M	81.400	102.920	108.577	—
E	78.787	101.153	105.007	—
X. M	76.350	99.157	99.066	—
E	75.810	97.081	92.689	—
XI. M	76.000	95.113	85.682	—
E	79.289	93.369	80.948	—
XII. M	88.000	91.840	80.182	—
E	98.050	90.515	79.923	—
1924 I. M	109.589	89.405	82.268	84.280
E	119.766	88.474	85.590	84.755
II. M	125.057	87.749	87.920	85.171
E	125.783	87.254	89.050	84.074
III. M	124.256	86.968	91.459	87.026
E	106.908	86.857	86.119	84.299
IV. M	93.070	86.940	82.817	82.677
E	82.524	87.324	81.304	83.290
V. M	74.867	88.039	80.902	84.007
E	68.969	89.191	80.449	85.389
VI. M	65.316	90.778	80.369	88.999
E	63.556	92.828	81.797	91.329

M = Mitte E = Ende	Ursprüng- liche Werte	Gleitende 12-Monats- durchschnitte	Nach Persons bereinigte Werte	Mittels Lag- Korrelation bereinigte Werte	M = Mitte E = Ende	Ursprüng- liche Werte	Gleitende 12-Monats- durchschnitte	Nach Persons bereinigte Werte	Mittels Lag- Korrelation bereinigte Werte
VII. M	64.076	95.333	83.476	94.675	1927 I. M	223.483	179.140	167.767	178.211
E	66.457	98.065	87.225	99.071	E	235.464	178.532	168.273	179.765
VIII. M	71.182	100.860	93.550	104.388	II. M	241.617	177.890	169.866	182.105
E	74.191	103.567	98.684	109.442	E	244.257	177.258	172.925	186.143
IX. M	77.342	106.125	103.164	113.288	III. M	230.492	176.590	169.654	183.644
E	77.550	108.799	103.359	115.660	E	208.345	175.859	167.831	176.803
X. M	81.574	111.700	105.844	119.997	IV. M	190.981	174.891	169.942	174.683
E	89.016	114.544	108.835	121.623	E	181.176	173.806	178.499	178.042
XI. M	97.109	117.271	109.480	119.902	V. M	168.850	172.898	182.462	177.345
E	113.483	119.913	115.858	121.333	E	158.332	172.298	184.687	177.046
XII. M	129.968	122.427	118.422	119.478	VI. M	152.499	172.035	187.645	177.428
E	154.491	124.795	125.930	121.618	E	145.136	171.997	186.790	175.455
1925 I. M	173.386	127.048	130.160	127.066	VII. M	139.518	172.046	181.759	171.503
E	187.099	129.215	133.709	127.170	E	136.909	171.961	179.694	170.731
II. M	191.868	131.230	134.890	127.166	VIII. M	137.618	171.625	180.862	172.304
E	188.917	133.068	133.747	129.947	E	135.938	170.966	180.817	172.883
III. M	183.925	134.804	135.378	130.074	IX. M	132.957	170.138	177.347	170.696
E	175.580	136.524	141.437	140.554	E	129.948	169.422	173.195	168.961
IV. M	163.657	138.256	145.628	146.909	X. M	120.717	168.752	156.633	155.985
E	148.434	139.997	146.240	148.049	E	127.352	167.843	155.706	156.702
V. M	139.865	141.825	151.140	150.096	XI. M	139.210	166.700	156.945	158.916
E	130.778	143.733	152.546	151.171	E	159.783	165.524	163.127	164.623
VI. M	124.180	145.856	152.799	150.649	XII. M	181.117	164.348	165.027	166.254
E	118.366	148.137	152.337	147.423	E	207.100	163.205	168.813	168.538
VII. M	117.368	150.216	152.903	147.355	1928 I. M	224.091	162.172	168.224	169.366
E	117.183	152.105	153.804	147.456	E	230.754	161.236	164.907	164.922
VIII. M	117.178	153.916	153.999	145.816	II. M	230.243	160.317	161.869	160.683
E	116.420	155.635	154.855	145.307	E	223.964	159.390	158.559	154.800
IX. M	118.444	157.143	157.989	147.594	III. M	211.035	158.513	155.333	152.636
E	119.003	158.379	158.607	150.199	E	193.449	157.735	155.831	153.690
X. M	123.263	159.435	159.936	155.773	IV. M	173.716	157.238	154.579	154.209
E	130.905	160.447	160.050	159.465	E	154.817	157.003	152.529	154.339
XI. M	142.954	161.434	161.166	163.675	V. M	140.335	156.859	151.648	155.375
E	159.244	162.408	162.577	166.104	E	130.393	156.720	152.097	157.632
XII. M	186.110	163.524	169.576	173.093	VI. M	124.022	156.579	152.605	160.859
E	207.834	164.818	169.411	174.007	E	118.737	156.440	152.815	162.810
1926 I. M	219.810	166.241	165.010	174.819	VII. M	116.301	156.437	151.513	163.184
E	231.361	167.721	165.341	175.294	E	115.211	156.835	151.215	163.792
II. M	234.546	169.200	164.895	175.466	VIII. M	115.202	157.686	151.402	163.338
E	228.763	170.664	161.956	175.217	E	113.851	159.066	151.438	163.415
III. M	216.448	172.041	159.317	172.689	IX. M	112.955	160.822	150.667	162.429
E	202.394	173.303	163.037	172.912	E	112.595	162.398	150.067	162.147
IV. M	187.527	174.446	166.869	172.391	X. M	114.224	163.530	148.208	160.045
E	173.115	175.404	170.557	170.054	E	122.557	164.262	149.844	158.732
V. M	162.566	176.160	175.671	169.023	XI. M	137.090	164.627	154.555	160.358
E	154.861	176.693	180.638	155.436	E	155.235	164.735	158.484	159.921
VI. M	153.651	176.863	189.062	173.480	XII. M	178.893	164.606	163.000	162.291
E	150.981	176.782	194.313	174.645	E	202.659	164.299	165.193	159.725
VII. M	153.084	176.807	199.432	178.378	1929 I. M	228.386	163.933	171.448	163.854
E	152.495	176.969	200.151	178.943	E	245.606	163.519	175.521	166.334
VIII. M	152.849	177.202	200.879	179.085	II. M	256.230	163.055	180.139	169.532
E	151.050	177.672	200.918	178.504	E	264.215	162.566	187.055	174.353
IX. M	149.907	178.287	199.956	178.270	III. M	255.080	162.100	187.752	175.060
E	148.111	178.704	197.402	178.468	E	225.034	161.724	181.274	172.811
X. M	148.983	178.900	193.309	180.607	IV. M	196.477	161.514	174.833	171.881
E	151.183	179.140	184.843	178.492	E	167.198	161.532	164.727	167.753
XI. M	158.967	179.438	179.219	178.054	V. M	145.444	161.757	157.169	164.492
E	168.820	179.642	172.353	174.167	E	130.478	162.168	152.196	160.747
XII. M	184.705	179.690	168.296	171.420	VI. M	117.768	162.719	144.910	158.610
E	205.350	179.544	167.387	172.592	E	110.264	163.513	141.915	157.932

M = Mitte E = Ende	Ursprüng- liche Werte	Gleitende 12-Monats- durchschnitte	Nach Persons bereinigte Werte	Mittels Lag- Korrelation bereinigte Werte	M = Mitte E = Ende	Ursprüng- liche Werte	Gleitende 12-Monats- durchschnitte	Nach Persons bereinigte Werte	Mittels Lag- Korrelation bereinigte Werte
VII. M	107.190	164.559	139.643	156.986	IX. M	196.825	258.268	262.538	257.083
E	104.429	165.681	137.064	154.618	E	202.130	259.967	269.399	259.774
VIII. M	103.736	166.811	136.333	152.755	X. M	212.452	261.944	275.661	264.441
E	101.859	167.790	135.487	151.621	E	228.101	264.104	278.886	266.318
IX. M	102.555	168.518	136.795	152.609	XI. M	250.955	266.564	282.926	270.542
E	104.947	169.116	139.873	155.270	E	273.658	269.140	279.385	271.244
X. M	111.801	169.715	145.064	159.125	XII. M	303.361	271.901	276.411	275.908
E	125.844	170.548	153.862	163.582	E	329.595	274.896	268.662	274.594
XI. M	144.580	171.698	162.999	168.253	1932 I. M	349.763	277.967	262.565	265.795
E	167.479	172.991	170.984	171.211	E	358.104	280.994	255.917	266.699
XII. M	193.100	174.474	175.945	174.435	II. M	361.222	283.988	253.952	268.009
E	226.567	176.114	184.681	178.189	E	361.948	287.004	256.246	271.081
1930 I. M	254.673	177.882	191.182	180.348	III. M	360.001	290.060	264.979	281.053
E	273.197	179.838	195.238	182.851	E	352.444	293.135	283.908	288.345
II. M	282.870	181.951	198.868	184.641	IV. M	324.260	296.184	288.539	291.732
E	284.543	184.179	201.446	184.780	E	303.888	299.149	299.397	296.708
III. M	269.723	186.469	198.530	181.742	V. M	284.350	301.836	307.273	301.410
E	239.094	188.858	192.600	180.995	E	271.500	304.240	316.692	304.680
IV. M	211.174	191.403	187.911	183.550	VI. M	266.403	306.305	327.800	303.766
E	192.477	194.112	189.633	192.882	E	265.040	307.999	341.107	313.731
V. M	175.328	196.950	189.462	199.236	VII. M	265.436	309.527	345.800	314.498
E	162.678	199.860	189.756	202.942	E	266.145	311.081	349.317	317.217
VI. M	156.761	202.980	192.889	209.658	VIII. M	267.933	312.764	352.126	321.301
E	149.972	205.658	193.014	211.795	E	269.179	314.437	358.046	325.922
VII. M	152.340	208.379	198.463	217.660	IX. M	270.698	316.026	361.075	330.277
E	153.188	210.887	201.061	219.404	E	275.840	317.361	367.640	329.243
VIII. M	156.407	213.223	205.555	221.854	X. M	285.078	318.773	369.895	330.564
E	156.124	215.378	207.667	222.431	E	297.791	320.590	364.092	328.615
IX. M	158.233	217.598	211.062	224.504	XI. M	310.274	322.598	349.802	321.261
E	163.906	220.141	218.457	228.695	E	329.707	324.664	336.607	321.603
X. M	175.021	222.881	227.094	234.330	XII. M	346.443	326.678	315.666	316.473
E	192.670	225.399	235.567	237.776	E	367.829	328.555	299.828	316.985
XI. M	213.968	227.531	241.227	239.552	1933 I. M	384.527	330.232	288.662	306.406
E	237.745	229.494	242.721	239.204	E	397.920	331.737	284.371	317.682
XII. M	263.000	231.284	239.636	238.549	II. M	402.169	333.069	282.740	323.677
E	294.845	232.970	240.337	239.497	E	401.321	334.140	284.121	327.689
1931 I. M	316.993	234.653	237.965	233.875	III. M	396.870	334.875	292.117	333.280
E	331.239	236.335	236.718	236.262	E	379.693	335.217	305.859	328.568
II. M	336.989	238.018	236.916	237.936	IV. M	364.786	335.137	324.600	334.176
E	334.044	239.681	236.491	238.161	E	350.552	—	345.371	338.012
III. M	326.802	241.323	240.543	242.309	V. M	334.063	—	360.993	334.651
E	304.082	242.923	244.951	243.831	E	320.955	—	374.379	345.299
IV. M	277.706	244.499	247.113	247.179	VI. M	313.653	—	385.939	337.225
E	246.795	246.017	243.148	243.196	E	307.873	—	396.233	343.302
V. M	223.354	247.526	241.359	242.328	VII. M	303.068	—	394.825	338.586
E	208.852	249.044	243.616	243.134	E	300.762	—	394.753	340.190
VI. M	196.527	250.637	241.820	237.323	VIII. M	297.280	—	390.695	341.819
E	191.150	252.198	246.010	241.473	E	291.224	—	387.369	340.653
VII. M	191.914	253.609	250.018	244.290	IX. M	283.930	—	378.725	335.730
E	194.364	254.852	255.104	249.249	E	279.053	—	371.964	319.905
VIII. M	196.026	255.916	257.624	252.026	X. M	278.000	—	360.711	309.922
E	196.321	256.995	261.135	255.029					

Herausgeber, Verleger und Eigentümer: Verein „Österreichisches Institut für Konjunkturforschung“, Wien, I., Stubenring 8—10. (Vorsitzender: Ernst Streeruwitz, Präsident der Kammer für Handel, Gewerbe und Industrie, Wien, I., Stubenring 8—10). — Verantwortlicher Schriftleiter: Privatdozent Dr. Oskar Morgenstern, Wien, XIII., Stadlergasse 3. — Druck: Carl Ueberreutersche Buchdruckerei und Schriftgießerei M. Salzer, Wien, IX., Pelikangasse 1.

BEITRÄGE ZUR KONJUNKTURFORSCHUNG

HERAUSGEGEBEN VOM

ÖSTERREICHISCHEN INSTITUT FÜR KONJUNKTURFORSCHUNG

(Vollzahlende Mitglieder erhalten die während der Dauer ihrer Mitgliedschaft veröffentlichten „Beiträge zur Konjunkturforschung“ kostenlos)

Nr. 1.

FRIEDRICH A. HAYEK:

Geldtheorie und Konjunkturtheorie, 1929, XII und 147 Seiten. Preis RM 8.40. (*Vergriffen.*)

Nr. 2.

FRITZ MACHLUP:

Börsenkredit, Industriekredit und Kapitalbildung, 1931, XII und 220 Seiten. Preis RM 12.—.

Nr. 3.

FRIEDRICH A. HAYEK:

Preise und Produktion, 1931, XVI und 124 Seiten. Preis RM 7.20.

Nr. 4.

ERICH SCHIFF:

Kapitalbildung und Kapitalaufzehrung im Konjunkturverlauf, 1933, XII und 236 Seiten, Preis RM 12.—.

Demnächst erscheint:

Nr. 5.

OSKAR MORGENSTERN:

Die Grenzen der Wirtschaftspolitik, ca. 120 Seiten.

Nr. 6.

FRITZ MACHLUP:

Führer durch die Krisenpolitik, ca. 200 Seiten.

Ferner befinden sich in Vorbereitung:

(Änderungen der Titel vorbehalten).

RICHARD STRIGL: Die Gewinnung und Verteilung des Sozialproduktes.

GERHARD TINTNER: Die Preise im Konjunkturverlauf.

FRANZ J. ZRZAVÝ: Die Kosten der Arbeitsleistung, international verglichen.

VERLAG VON JULIUS SPRINGER / WIEN

SONSTIGE NEUERE VERÖFFENTLICHUNGEN DES ÖSTERREICHISCHEN INSTITUTES FÜR KONJUNKTURFORSCHUNG:

Beilagen zu den Monatsberichten des Österreichischen Institutes für Konjunkturforschung:
Nr. 1: Berechnung des inländischen Anteiles von Löhnen, Gehältern und Soziallasten an den Gestehungskosten der österreichischen Produktion.

Soeben erscheint:

Nr. 2: Ausschaltung von Saisonschwankungen mittels Lag-Korrelation, von Franz J. Zrzavý.

Die Entwicklung der österreichischen Wirtschaft 1923—1932. Dem VII. Kongreß der Internationalen Handelskammer überreicht von der österreichischen Landesgruppe (ausgearbeitet vom österreichischen Institut für Konjunkturforschung).

Bericht über die Konjunkturlage des Gewerbes im Jahre 1932, erstattet vom Österreichischen Institut für Konjunkturforschung (Sonderabdruck aus dem Bericht über die Tätigkeit des Gewerbeförderungsinstitutes der Kammer für Handel, Gewerbe und Industrie in Wien).