

ALBRECHT RITSCHL

DIE WÄHRUNGSREFORM VON 1948 UND DER WIEDERAUFSTIEG DER WESTDEUTSCHEN INDUSTRIE

Zu den Thesen von Mathias Manz und Werner Abelshäuser über die
Produktionswirkungen der Währungsreform*

I.

1. Die Frage nach den wirtschaftlichen Auswirkungen der Währungsreform von 1948 ist immer noch ungeklärt. Die bisherigen Arbeiten zum Gegenstand sind vornehmlich historisch orientiert. In der Anwendung wirtschaftswissenschaftlicher Denkweisen können sie methodisch nicht befriedigen, entsprechend fragwürdig sind ihre Ergebnisse. Inhaltlich stehen sich zwei Thesen gegenüber:

- Einerseits wird die Währungsreform als direkte Ursache für den Wiederaufstieg der westdeutschen Industrie benannt: Währungsschnitt und Lockerung der Bewirtschaftung hätten schlagartig die Entfaltung der Produktivkräfte ermöglicht. Dies werde bestätigt durch den beschleunigten Anstieg der amtlich veröffentlichten Produktionsziffern unmittelbar nach der Reform¹.
- Andererseits wird die Währungsreform als bedeutungslos für die Produktionsentwicklung der Folgejahre angesehen: Schon vor der Reform, und danach bis zum Ende der fünfziger Jahre, seien unabhängig von der Wirtschaftsordnung in Westdeutschland wie in allen europäischen Volkswirtschaften Rekonstruktionskräfte wirksam gewesen. Der beschleunigte Anstieg der amtlichen Produktionsziffern nach der Währungsreform sei eine statistische Täuschung².

Die zweite These ist oft als Widerlegung der ersten mißverstanden worden; ihr hauptsächlicher Protagonist, W. Abelshäuser, wurde weithin zum Gewährsmann einer Entmythologisierung der Währungsreform.

2. Beide Ansätze stützen sich auf die Ziffern zur Entwicklung der industriellen Produktion während der Jahre 1948/49. Zuzufolge der These positiver Produktionswirkungen der Währungsreform können die amtlichen Indizes der industriellen Produk-

* Vorliegende Arbeit beruht auf einem Beitrag des Verfassers und Diskussionen im wirtschaftsgeschichtlichen Seminar von Prof. Dr. K. Borchardt im WS 1981/82 an der Universität München, im besonderen auf zahlreichen Anregungen von Dipl.-Volkswirt T. Koch. Vgl. hierzu die „Notiz“ von W. Abelshäuser.

¹ Vgl. z. B. K. Häuser, „Die Teilung Deutschlands“, in: G. Stolper/K. Häuser/K. Borchardt, Deutsche Wirtschaft seit 1870, Tübingen 1964, S. 203–249, bes. S. 234 ff.

² M. Manz, Stagnation und Aufschwung in der französischen Zone 1945–1948, Mannheim 1968 (Diss.); W. Abelshäuser, Wirtschaft in Westdeutschland 1945–1948, Stuttgart 1975. Die Rekonstruktionsthese geht zurück auf F. Jánossy, Das Ende der Wirtschaftswunder, Frankfurt/M. 1969.

tion ohne weitere Aufbereitung verwendet werden. Dann wäre die Beschleunigung des Produktionsanstiegs evident. Die Aussagefähigkeit der amtlichen Produktionsziffern ist jedoch zweifelhaft. Möglicherweise wurde vor der Währungs- und Bewirtschaftungsreform ein großer Teil der Industrieproduktion statistisch nicht erfaßt, sondern von den Betrieben vor den Bewirtschaftungsbehörden verheimlicht und gewinnträchtig auf schwarzen Märkten abgesetzt oder in Spekulation auf die Währungsreform im Lager behalten. Dann würde vor der Reform die tatsächliche Produktion durch die amtlichen Ziffern regelmäßig unterschätzt und der Anstieg danach entsprechend überschätzt³.

Hier setzt das Argument der Wirkungslosigkeit der Währungsreform an. Manz und Abelshäuser kommen mit einander ähnlichen Schätzverfahren⁴ zu dem Ergebnis, daß vor der Währungsreform die tatsächliche Produktion in der französischen Zone um 6–10% (Manz), in der Bizone um 10–13% (Abelshäuser) über den amtlichen Werten gelegen sei. Darum habe sich der Produktionsanstieg mit der Währungsreform nicht wirklich beschleunigt, diese Beschleunigung sei im wesentlichen eine Folge der vorherigen systematischen Unterschätzung im amtlichen Index.

3. Beide Ansätze formulieren testbare Hypothesen über die Entwicklung der industriellen Produktion vor und nach der Währungsreform. Bislang ist allerdings nicht der Versuch unternommen worden, diese Hypothesen einem kontrollierbaren Test zu unterwerfen. Das bisher Fehlende zu leisten, ist die Absicht der folgenden Untersuchung.

Wir beginnen mit der Frage, wodurch die Produktionsindizes in der fraglichen Zeit plausiblerweise verzerrt sein können, und entwickeln daraus die Grundzüge des Schätzverfahrens von Manz und Abelshäuser (Abschnitt II). Anschließend kann Abelshäusers Schätzergebnis für die Bizone berichtet und überprüft werden. Bereits durch folgerichtige Anwendung seiner eigenen Methode ist es zu verwerfen. Dies bestätigt sich auch im ökonometrischen Schätzverfahren, das in einiger Ausführlichkeit erläutert wird (Abschnitt III). Schwieriger gestaltet sich die Erkundung für die französische Zone. Hier müssen prüfbare Indikatoren erst gefunden werden, und eine eindeutige Beurteilung der Schätzergebnisse von Manz scheint zunächst nicht möglich (Abschnitt IV). Eine direkte Betrachtung der amtlichen Produktionsziffern zeigt jedoch, daß die These der Produktionsunterschätzung erheblichen Ausmaßes vor der Währungsreform in beiden Fällen unhaltbar ist (Abschnitt V). Hinsichtlich der These der Wirkungslosigkeit der Währungsreform erscheinen die Ergebnisse zunächst als widersprüchlich, denn in der Bizone und der französischen Zone entwickelt sich die Produktion nach der Währungsreform recht unterschiedlich. Gerade diese Verschiedenheit liefert aber einige bislang übersehene Gesichtspunkte zur Untersuchung wirtschaftlicher Auswirkungen der Währungsreform. Offenbar war sie weder bedeu-

³ Die Unterschätzungsthese findet sich bereits bei H. Wallich, *Triebkräfte des deutschen Wiederaufstiegs*, Frankfurt/M. 1955, S. 36.

⁴ Beide schätzen ein einfaches Input-Output-Modell.

tungslos noch durchwegs positiv wirksam: Statt dessen traten anscheinend jene Effekte auf, die man aufgrund theoretischer Überlegung erwarten würde (Abschnitt VI). Eine eingehende theoretische Auseinandersetzung mit den besprochenen Thesen war an dieser Stelle jedoch nicht möglich.

II.

1. Wie eingangs erwähnt, gehen Manz und Abelshäuser von der Annahme aus, die Produktionsindizes in den Westzonen enthielten eine systematische Unterschätzung der Industrieproduktion vor der Währungsreform. Eine solche Unterschätzung kann sich einerseits aus der Konstruktion dieser Indizes, andererseits aus Fehlern in der Erfassung der tatsächlichen Produktion ergeben⁵. Vorhanden sind Indizes der industriellen Produktion zur Basis 1936⁶. Da die Zoneneinteilung nicht den Ländergrenzen im Deutschen Reich folgte, mußte die Industrieproduktion von 1936 im Bereich der Besatzungszonen neu geschätzt werden. Hierdurch verzerrt sich möglicherweise das Niveau des Index. Zudem hat sich die Produktionsstruktur zwischen 1936 und dem Beginn des Wiederaufbaus erheblich verschoben. Darum geben die Gewichte im Index die Anteile der einzelnen Industriegruppen an der industriellen Gesamterzeugung nur ungenau wieder; auch dadurch verzerrt sich möglicherweise das Niveau des Index. Diese Konstruktionsfehler waren allerdings in gleicher Weise vor und nach der Währungsreform wirksam, sind für die Bewegung der Indizes in kurzer Frist also nicht von Belang⁷.

Die Erfassung der Produktion in der ersten Nachkriegszeit unterlag möglicherweise zwei Mängeln: Zunächst wurde wegen organisatorischer Anlaufschwierigkeiten nur ein Teil der Betriebe einer Industriegruppe erfaßt. Diese Erhebungslücken konnten zu Niveaufehlern führen. Die Produktion mag um so stärker unterschätzt worden sein, je größer ihre Erfassung war. Dies kann bis 1946 eine Rolle gespielt haben, danach waren diese Mängel wohl behoben⁸.

Der zweite Erfassungsfehler bestand möglicherweise in zu niedrigen Angaben der berichtenden Unternehmen über ihre Produktion vor der Währungs- und Bewirtschaftsreform. Dann weist der Index die Produktion systematisch zu niedrig aus.

⁵ Vgl. W. Abelshäuser, S. 61.

⁶ Ein (Laspeyres-) Index der Produktion ist definiert als:

$$\frac{\sum \text{Gewicht} \times \text{Produktionsleistung im Berichtsmonat}}{\sum \text{Gewicht} \times \text{Produktionsleistung im Monatsdurchschnitt 1936}}$$

⁷ Möglicherweise hat aber die Währungsreform selbst zu einem raschen Wandel der Produktionsstruktur geführt. Dann wird das Produktionsniveau nach der Währungsreform durch den Index in unbekannter Richtung verzerrt. Dieser Frage konnte hier nicht nachgegangen werden.

⁸ Allerdings blieben die direkten Rüstungsindustrien, z. B. Flugzeugbau, sowie die Nahrungsmittelindustrie ausgeschlossen. Schwierigkeiten bestanden auch bei der Ermittlung branchenspezifischer Basiszahlen, sie wurden erst nach 1950 bei einer Neuberechnung behoben. Einzelheiten s. u. Abschn. V.

Dieser Niveaufehler ist nach bisheriger Auffassung quantitativ bedeutsam; er vor allem läßt die Produktionsziffern vor der Währungsreform als unbrauchbar erscheinen.

2. Wenn also, wie Manz und Abelshäuser annehmen, die Indizes in der beschriebenen Weise verzerrt sind, dann ist eine Aussage über die Entwicklung der Produktion vor und nach der Währungsreform auf direktem Weg nicht möglich. Allerdings gibt es mindestens einen indirekten Weg. In der Industrieproduktion werden nicht nur Güter hergestellt, sondern auch Vorprodukte eingesetzt. Gelingt es, wenigstens für den industriellen Verbrauch eines solchen Einsatzgutes wahrheitsgetreue Daten aufzufinden, so kann unter bestimmten Voraussetzungen von den Verbrauchsziffern dieses Zwischenprodukts auf die tatsächliche Produktionshöhe geschlossen werden, auch wenn die Produktionsdaten selbst unbrauchbar sind. Darin liegt die Grundidee des Schätzverfahrens von Manz und Abelshäuser.

Ein solches Vorprodukt sollte wenigstens annähernd bestimmte Eigenschaften erfüllen: Erstens müssen dessen Produktion und Verbrauch genau bekannt und kontrollierbar sein, darum darf das Gut nicht oder nur schwierig lagerbar sein und sich nicht als Schwarzmarktware eignen. Zweitens sollte sein Verbrauch durch die Industrie repräsentativ für deren Gesamtproduktion sein, dafür muß aber zwischen beiden eine zeitlich unveränderte Relation bestehen, d. h. die Durchschnittsproduktivität des Vorprodukts konstant sein⁹.

Die erste Eigenschaft wird am ehesten durch elektrischen Strom erfüllt. Diesen Indikator verwendet W. Abelshäuser. M. Manz hingegen benutzt ein Aggregat „Energieverbrauch der Industrie“, das gerade dem Erfordernis vollständiger Erfassung weniger genügt („Kohleklau“). Über die zweite, noch wichtigere Voraussetzung einer konstanten Durchschnittsproduktivität des industriellen Strom- und Energieverbrauchs kann a priori durchaus keine sichere Aussage angestellt werden. Als Annahme ist sie aber notwendig, um überhaupt Schätzergebnisse zu erhalten; von ihr hängt die Zulässigkeit des ganzen Verfahrens ab¹⁰.

Mit einiger Sicherheit kann aber davon ausgegangen werden, daß die Produktivität des Aggregats Energieverbrauch stärker jahreszeitlich schwankt als die des Stromverbrauchs. In den Wintermonaten werden auch in der Industrie Kohle, Gas und Öl verstärkt zu Heizzwecken eingesetzt, während der industrielle Stromverbrauch allenfalls durch Beleuchtungserfordernisse saisonal verzerrt ist. Prinzipiell wäre dieser also als Indikator vorzuziehen.

3. Das Schätzverfahren zur Ermittlung der „wahren“ Produktion besteht aus drei Schritten: Zunächst wird neben der Schätzperiode ein Referenzzeitraum festgelegt,

⁹ Die Durchschnittsproduktivität eines Vorprodukts, zusammengefaßt über alle Industriegruppen, ist definiert als:

Industrielle Gesamtproduktion

Industrieller Verbrauch des Vorprodukts

¹⁰ Vgl. die Annahmen bei M. Manz, S. 34, und bei W. Abelshäuser, S. 54 f.

in dem sowohl der Verbrauch des „repräsentativen“ Vorprodukts als auch die Höhe der Gesamtproduktion ohne Unterschätzung beobachtet werden können. Für diesen Zeitraum wird die Durchschnittsproduktivität errechnet und als technisch gegeben betrachtet. Das so gemessene Verhältnis ist dann der Hochrechnung in der Schätzperiode zugrunde zu legen: Multiplikation der Produktivitätsziffer mit den Verbrauchsdaten des Vorprodukts ergibt die Neuschätzung des Produktionsniveaus. Manz¹¹ und Abelshäuser¹² nehmen an, daß nach der Währungsreform der Produktionsindex die tatsächliche Erzeugung korrekt abbildet und damit auch die gemessene Energie- bzw. Stromproduktivitätsziffer gleich der technisch gegebenen ist. Sie wählen deshalb das erste Quartal nach der Währungsreform als Referenzperiode. Ob dieses Verfahren zu stichhaltigen Aussagen führt, soll im folgenden für beide Arbeiten getrennt überprüft werden.

III.

1. Betrachten wir zunächst Abelshäusers Schätzung für das Zweizonengebiet. Als Indikator verwendet er den industriellen Bruttostromverbrauch aus Eigenanlagen und aus dem öffentlichen Netz, korrigiert um Lieferungen an das öffentliche Netz und zuzüglich des Eigenverbrauchs der öffentlichen Elektrizitätswerke (die ja Teil der Industriegruppe Energiewirtschaft sind). Für diese Größe liegen bizonale Monatswerte von August 1947 bis November 1948 vor¹³. Abelshäuser faßt die Angaben von Oktober 1947 bis September 1948 in Quartalsdurchschnitte zusammen. Zur Bereinigung von saisonalen Produktivitätsschwankungen zieht er den spezifischen Energieverbrauch der Industrie in der britischen Zone 1947 heran¹⁴, dieser lag für die Sommerquartale um 7% niedriger als in den Winterquartalen. Bei der Neuschätzung der Industrieproduktion liegt darum das Verhältnis zwischen geschätztem Produktionsindex und den Stromverbrauchsziffern, d. h. die durchschnittliche Stromproduktivität, in den Winterquartalen um 7% niedriger als in den Sommerquartalen¹⁵.

¹¹ Vgl. M. Manz, S. 34, Annahme 1.

¹² Vgl. W. Abelshäuser, S. 56, Annahme 1.

¹³ Vgl. Verwaltung für Wirtschaft des Vereinigten Wirtschaftsgebiets, Statistische Informationen, Reihe VK, Heft 1/49 (im Bundesarchiv unter BA Z 8/218: VfW, Statistische Unterlagen und Schriftverkehr A-Z 1948-1949, 2. Bd. Heft 1, A-J, Bl. 79-84). Das späte Einsetzen der Berichterstattung hat seinen Grund in der Doppelzählung von Industriekraftwerken, die das öffentliche Netz versorgen. Die Ausschaltung dieses Fehlers sei erst zum Berichtszeitpunkt möglich geworden; vgl. ebenda, Bl. 80.

¹⁴ Vgl. W. Abelshäuser, S. 56, Annahme 3.

¹⁵ Die amtlichen Produktionsziffern entnimmt Abelshäuser aus: OMGUS, Monthly Report of the Military Governor, No. 49, Stat. Annex, S. 144 f.; bei Abelshäuser S. 43, Tab. 7.

2. Damit ergibt sich folgendes Bild:

Tab. 1: Industrieller Stromverbrauch und Produktionsindex im VWG 1947/48

Quartal	Strom- verbrauch Mio. kwh	geschätzter Index (1936 = 100)	amtlicher Index	geschätzt ohne Saisonberein. (1936 = 100)
1947 IV.	1415,8	50,1	44,7	53,8
1948 I.	1517,6	53,7	48,3	57,7
II.	1498,5	57,0	50,3	57,0
III.	1717,4	65,3	65,3	65,3
IV.	—	76,0	76,0	76,0
1948 O. + N.	1870,3	66,1	75,0	71,1

(Quartalsdurchschnitte bzw. Zweimonatsdurchschnitt, gerundet)

Tab. 1 gibt oberhalb und links des Doppelstrichs Abelshausers Aufstellung wieder¹⁶. Die Währungsreform wird auf der Grenze zwischen den Quartalen II und III/48 angesiedelt. Im III. Quartal 1948 wurde monatsdurchschnittlich eine Produktion vom Indexwert 65,3 erstellt. Zugleich verbrauchte die Industrie durchschnittlich 1717,4 Mio. kwh Strom pro Monat. Die errechenbare Stromproduktivität ist nach der Konstanzannahme technisch richtig, geschätzter und amtlicher Index sind darum gleich. Multiplikation der Stromproduktivität mit den Stromverbrauchsziffern der Vorquartale liefert die geschätzten Indexwerte für die Industrieproduktion vor der Währungsreform, wobei für die Winterquartale die Saisonbereinigung zu beachten ist. Die Schätzwerte des Index liegen vor dem Währungsschnitt klar über den amtlichen Werten.

Nun ist dieses Verfahren nur dann zulässig, wenn die Stromproduktivität während des dreiviertel Jahres vor der Währungsreform technisch konstant war, gestört nur durch saisonale Schwankungen und eben den Erfassungsfehler. Dann sollte sie aber auch im Winter 1948/49 noch auf dem Wert unmittelbar nach der Währungsreform liegen, denn sonst wäre die Wahl des Referenzzeitraums „Sommer nach der Währungsreform“ willkürlich und die Stromproduktivität gerade nicht technisch konstant.

3. Dies gestattet eine erste Probe aufs Exempel. Abelshausers weist im IV. Quartal 1948 keine Stromverbrauchsziffern aus, die amtliche Zeitreihe läuft auch nur bis November. Daraus läßt sich aber ein Zweimonatsdurchschnitt errechnen, er beträgt 1870,3 Mio. kwh (Tab. 1, unterste Zeile). Multiplikation mit der Produktivitätsziffer aus dem III. Quartal, um 7% saisonbereinigt, ergibt einen Schätzwert des Produktionsindex von 66,1 gegenüber dem Zweimonatsdurchschnitt der amtlichen Ziffern von 75,0.

¹⁶ Vgl. W. Abelshausers, S. 57, Tab. 12.

Das dürfte nach dem Modell nicht sein, denn nach der Währungsreform war ja die Übereinstimmung geschätzter und amtlicher Zahlen gefordert. Entweder ist also die Annahme konstanter Stromproduktivität falsch oder die Saisonbereinigung zu stark. Letztes ist plausibel, denn Abelshausers bereinigt mit einer Energieverbrauchsziffer; der Energieverbrauch ist aber, wie schon oben gesagt, mit Wahrscheinlichkeit stärker saisonal verzerrt als der Stromverbrauch. Eine Neuschätzung ohne Saisonbereinigung ergibt die letzte Spalte in Tab. 1: Die Schätzungen für die Wintermonate erscheinen stark erhöht, die Produktion im Spätherbst 1948 wird aber immer noch unterschätzt. Der Fehler ist also nicht allein auf das Saisonbereinigungsverfahren zurückzuführen. Auf jeden Fall liegt die tatsächliche Stromproduktivität im Oktober und November höher als im III. Quartal, und das verletzt die Grundannahme des Modells.

4. Mit diesem Rechenspiel läßt sich Abelshausers Schätzmethode verwerfen. Damit ist aber die von ihm aufgeworfene Frage nach der tatsächlichen Produktion vor und nach der Währungsreform noch nicht befriedigend beantwortet. Machen wir uns seine Hypothese noch einmal klar:

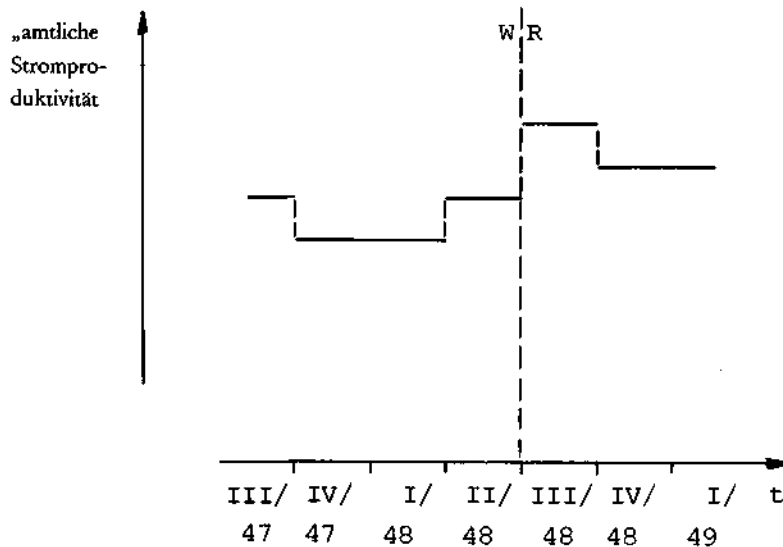


Abb. 1: Hypothetischer Verlauf der Stromproduktivität nach Abelshausers Annahmen

Abb. 1 zeigt den hypothetischen Verlauf der Stromproduktivität, wie er sich aus den amtlichen Ziffern ergeben müßte, wenn Abelshausers Annahmen korrekt sind. Nach seiner Grundannahme ist die wahre Stromproduktivität konstant gewesen und hat sich nur durch saisonale Störungen und den Erfassungsfehler verändert. In den Winterquartalen IV/47 und I/48 ist danach die Stromproduktivität saisonbedingt um 7% niedriger als in den Sommerquartalen III/47 und II/48, daher die Niveausprünge zwischen III und IV/47 bzw. I und II/48. Im Winterquartal IV/48 sei die Stromproduktivität 7% niedriger als im Sommerquartal III/48, daher rührt der Niveausprung

zwischen beiden. Entscheidend ist nun der Niveausprung zwischen den Sommerquartalen II und III/48. Dieser sei durch die Währungsreform am Ende des II. Quartals bedingt. Wie kann das sein? Die Stromproduktivität ist definiert als Quotient aus Produktions- und Stromverbrauchsziffer. Annahmegemäß ist ihr Zähler, die industrielle Gesamtproduktion, vor der Währungsreform in den amtlichen Ziffern zu niedrig angegeben, der Nenner aber nicht. Die aus amtlichen Daten gewonnene Meßziffer der Stromproduktivität ist dann vor der Währungsreform regelmäßig zu klein. Zur Währungsreform sei nun die systematische Unterschätzung der industriellen Gesamtproduktion weggefallen. Dann muß sich auch die Ziffer der Stromproduktivität erhöhen; damit erklärt sich in Abb. 1 der Niveausprung zwischen II und III/48. Das vorliegende Material der amtlichen Statistik gibt nun folgendes Bild:



Abb. 2: Amtliche Ziffern der industriellen Produktion (IPB) und des industriellen Bruttostromverbrauchs (SVA), daraus errechnete Stromproduktivität (SPRA), tatsächlicher Verlauf in der Bizone 1947/48

Abb. 2 stellt den amtlichen Index der industriellen Produktion in der Bizone (IPB), die von Abelshauer verwendeten amtlichen Stromverbrauchsdaten (SVA) und die daraus errechnete Stromproduktivität (SPRA) im Zeitablauf dar¹⁷. Gemäß Abelshauers These müßte sich die Bewegung der Stromproduktivität SPRA allein durch die

¹⁷ SVA ist ein Index des industriellen Stromverbrauchs, berechnet auf der Basis III/1948 = 100. Basiszahlen für 1936 waren nicht auffindbar. Die Daten für SVA sind entnommen aus: VfW, Statistische Informationen, Reihe VK, Heft 1/49, a. a. O., Bl. 81; s. u., statist. Anhang, Tab. II. IPB ist der amtliche Index der industriellen Produktion in der Bizone zur Basis 1936, zur Vergleichbarkeit umbasiert auf III/1948 = 100, gebildet aus den Daten in: Statistisches Amt des VWG (Hrsg.), Statistische Monatszahlen, 1. Jg., Nr. 6, S. 15; s. u., statistischer Anhang, Tab. I (1936 = 100), Tab. II (III/1948 = 100). SPRA ist der Index der Stromproduktivität zur Basis III/1948 = 100, wobei gilt: $SPRA = (IPB/SVA) \times 100$; s. u., statistischer Anhang, Tab. II.

Niveausprünge nach Maßgabe von Abb. 1 erklären lassen. Sie liegt tatsächlich nach der Währungsreform höher als zuvor. Man erkennt auch Anzeichen eines Saisoneinflusses. Es bietet sich jedoch offenbar nicht das Bild einer Treppenkurve nach Vorgabe von Abb. 1; eher scheint die Stromproduktivität SPRA trendbehaftet zu steigen.

5. Den Grad der Übereinstimmung zwischen dem Kurvenzug in Abb. 3 und seinem hypothetischen Verlauf nach Abelshausers These kann man ökonomisch testen. Wir stellen dazu eine Hypothese über die Entwicklung der Stromproduktivität SPRA im Zeitverlauf t auf: $SPRA = f(t)$. Der mögliche Einfluß saisonaler Produktivitätsschwankungen und struktureller Brüche als Folge der Währungsreform kann durch Einsetzen von Hilfsvariablen berücksichtigt werden. Wir gelangen zu folgender Schätzgleichung¹⁸:

$$SPRA = a + b_1t + b_2D1 + b_3tD1 + b_4D2 + b_5tD2 + u_t$$

mit $t = 1, \dots, 16$, die Monate von Aug. 47 bis Nov. 48

Die Stromproduktivität SPRA sei eine lineare Funktion der Zeit (t). Die Hilfsvariable $D1$ mißt saisonale Einflüsse; in den Monaten des Winterhalbjahres setzen wir sie gleich 1, in den Sommermonaten gleich Null. b_2D1 berücksichtigt also saisonale Strukturbrüche mit Änderungen im konstanten Glied, b_3tD1 die Änderung im Steigungsparameter. Die Hilfsvariable $D2$ mißt den möglichen Einfluß der Währungsreform, sie wird für die Monate vor der Währungsreform gleich 1 gesetzt, für alle Monate danach gleich Null. b_4D2 bzw. b_5tD2 messen dann Strukturbrüche im konstanten Glied bzw. im Steigungsparameter der Schätzgleichung für die Zeit vor der Währungsreform.

Die Schätzgleichung der SPRA gilt in der beschriebenen Form nur für die Wintermonate 3–8 vor der Währungsreform. Je nach Saison und der Lage des Monats vor oder nach der Währungsreform müßte die Höhe der Stromproduktivität verkürzten Gleichungen genügen. Tabellarisch geschrieben ergibt sich:

Winter vor Währungsreform: $SPRA = a + b_1t + b_2 + b_3t + b_4 + b_5t + u_t$
(Monate 3–8)

Sommer vor Währungsreform: $= a + b_1t \quad + b_4 + b_5t + u_t$
(Monate 1, 2, 9–11)

Winter nach Währungsreform: $= a + b_1t + b_2 + b_3t \quad + u_t$
(Monate 15, 16)

Sommer nach Währungsreform: $= a + b_1t \quad + u_t$

¹⁸ u_t ist eine Störvariable, ein durch die unabhängigen Variablen der Schätzgleichung nicht erfaßter Erklärungsrest. Die Summe der Quadrate dieser nicht erklärten Abweichungen soll minimiert werden, die ermittelte Schätzfunktion ist das Ergebnis dieser Berechnung (Methode der kleinsten Quadrate). Eine verständliche Einführung in die Methode der Kleinstquadratschätzung mit Hilfsvariablen gibt T. Yamane, *Statistics*, New York 1973³, Kap. 23, bes. 23.15, S. 1014 ff. Zu den Einzelheiten vgl. J. Proföhr, „Zur Aussage von Regressionen mit qualitativen Variablen“, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, Bd. 60, 1976, S. 447–482, bes. S. 452 f., 456 f. Unsere Standardgruppe ist „Sommer nach der Währungsreform“.

Wie läßt sich Abelshausers Hypothese hierin ausdrücken? Zunächst müßten alle Koeffizienten vor der Zeitvariablen t gleich Null sein, denn zufolge seiner Annahme war die Stromproduktivität prinzipiell konstant, während wir gerade zur Überprüfung dieser Annahme von der Unterstellung ausgehen, daß SPRA eine Funktion der Zeit (t) gewesen ist. Nach Abelshausen müßten weiterhin die Koeffizienten b_2 und b_4 negative Vorzeichen haben, weil ja in den Wintermonaten ($D1 = 1$) und vor der Währungsreform ($D2 = 1$) die ausgewiesene Stromproduktivität aus saisonalen bzw. Unterschätzungsgründen niedriger als ihr technisch prinzipiell konstanter Wert gelegen haben soll.

6. Bei der Schätzung der Gleichung erwiesen sich nicht alle Variablen im statistischen Sinn als signifikant¹⁹. Die relativ beste Schätzung war:

Schätzung 1: $SPRA = 81,099 + 1,571t - 0,969tD2$

Das Ergebnis ist in Abb. 3 graphisch dargestellt:

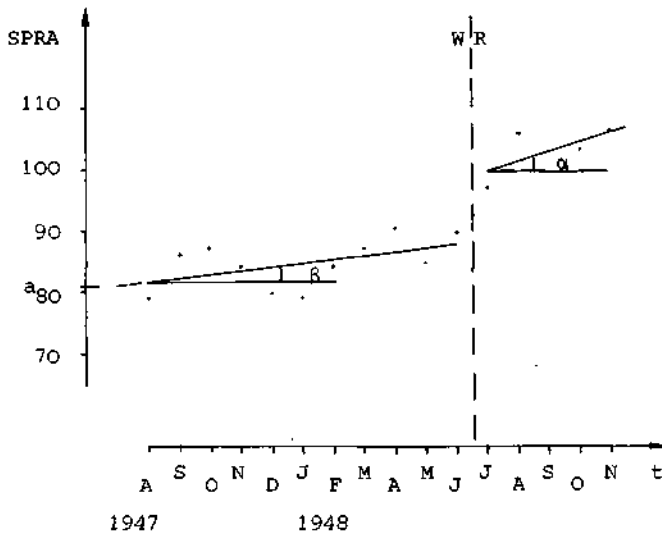


Abb. 3: Geschätzter Verlauf der Stromproduktivität SPRA in der Bizone 1947/48

¹⁹ Alle Berechnungen wurden mit Hilfe des Statistik-Programm-Systems für die Sozialwissenschaften (SPSS), Programmversion 8.3, auf der Cyber 175 des Leibniz-Rechenzentrums München durchgeführt. Wertvollen Beistand leistete dabei Dr. R. Koll, Seminar für empirische Wirtschaftsforschung der Universität München. Wegen der geringen Zahl von Beobachtungswerten sind die Schätzergebnisse prinzipiell mit Vorsicht zu interpretieren. Uns geht es aber nur um die Frage, ob Trendbehaftung vorliegt oder nicht. Dies läßt sich aus dem vorliegenden Material mit überraschender Eindeutigkeit beantworten, wie im folgenden gezeigt wird.

Geschätzt wurde die vollständige Gleichung. Nach schrittweiser Elimination der insignifikanten Variablen (Irrtumswahrscheinlichkeit des t-Tests auf Verschiedenheit von Null größer 5%) ergab sich:

Schätzung 1:		$F = 54,585$
SPRA	$= 81,099 + 1,571t - 0,969tD2$	$r^2 = 0,894$
($t = 1, \dots, 16$)	(2,145) (0,185) (0,224)	ber. $r^2 = 0,877$
Irrt.-w.:	0 0,000 0,001	DW = 1,907

In Abb. 3 ist a das konstante Glied der Schätzgleichung, $\tan \alpha$ entspricht dem Steigungsparameter b_1 nach der Währungsreform, $\tan \beta$ dem Parameter ($b_1 - b_5$) vor der Währungsreform. Deren Zeitpunkt ist dargestellt als WR. Die Schätzgerade hat eine Sprungstelle zur Währungsreform, davor steigt sie nur gering, nach der Reform ist die Steigung deutlich stärker. Der Niveausprung stimmt anscheinend mit Abelshausers Unterschätzungsthese überein (vgl. Abb. 1). Entgegen seiner Annahme folgt die Stromproduktivität jedoch einem Zeitrend, offenbar ist sie nicht technisch konstant.

7. Nun ist es denkbar, daß dieses Ergebnis nur zufällig zustande kommt und allein auf Mängeln in den verwendeten Indikatoren beruht²⁰. Darum wurde die Schätzung mit Daten wiederholt, die aus später veröffentlichten amtlichen Statistiken entnommen wurden und qualitativ höherwertig erscheinen²¹. Abelshausers Daten weisen, abgesehen von ihrer Vorläufigkeit, zwei Unzulänglichkeiten auf: Erstens enthalten sie auch den Stromverbrauch der Energiewirtschaft selbst; der Stromeinsatz in der Stromerzeugung hängt aber von Zufälligkeiten wie Brennstoffversorgung und Niederschlagsmenge ab, die für die Gesamtindustrie nicht in gleicher Weise wirksam werden. Zweitens enthalten die Daten den Stromverbrauch der Bauwirtschaft, der fast nur in den wärmeren Monaten anfällt. Die von Abelshausen verwendeten Ziffern sind also nicht sehr repräsentativ für die Bedingungen des Stromverbrauchs in der Gesamtindustrie. In den erwähnten späteren Daten ist der Stromverbrauch beider Industriegruppen nicht enthalten. Daraus ließ sich wieder ein Index des Stromverbrauchs (SVW) und der Stromproduktivität (SPRW) berechnen²². Auch die so ermittelte Stromproduktivität SPRW steigt trendbehafet an. Ob zur Währungsreform ein Strukturbruch wie im Zeitverlauf der Stromproduktivität SPRA vorliegt, kann nicht zweifelsfrei entschieden werden, denn die Ergebnisse reagieren empfindlich auf Änderungen in den Wahrscheinlichkeitsanforderungen²³.

²⁰ Ebenso könnte das Bild durch falsche Wahl des Schätzzeitraums verzerrt sein. Darum wurde die Zeitreihe gekürzt und für den Zeitraum von Januar bis November 1948 neu geschätzt. Das Ergebnis ähnelt dem von Abb. 3: Wiederum steigt die Stromproduktivität vor und nach der Währungsreform an. Zur Währungsreform tritt auch ein Niveausprung auf, allerdings ohne daß sich auch die Steigung der Schätzgeraden ändert.

²¹ Vgl. Statistisches Amt des VWG (Hrsg.), *Wirtschaft und Statistik*, 2. Jg. 1949, S. 13, S. 1372. Diese Zahlen werden von Abelshausen nicht verwendet.

²² SVW ist ein Index des industriellen Stromverbrauchs nach *Wirtschaft und Statistik* zur Basis III/1948 = 100. SPRW ist der zugehörige Index der Stromproduktivität, es gilt: $SPRW = (IPB/SVW) \times 100$; s. u., statistischer Anhang, Tab. II.

²³ Wir erhalten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 5% folgende Form:

<i>Schätzung 2:</i>	F = 82,645
SPRW	= 71,604 + 2,169t
(t = 6, ..., 16)	(2,730) (0,239)
Irrt.-w.:	0 0,000
	r ² = 0,902
	ber. r ² = 0,891
	DW = 1,274

Die Währungsreform-Variable tD2 war leicht insignifikant mit negativem Vorzeichen, durch ihren Ausschluß nimmt die Qualität des Bestimmtheitsmaßes und des DW-Tests ab.

8. Unabhängig von den verwendeten Daten steigt also die Zeitreihe der Stromproduktivität trendbehaftet an. Abelshausers Annahme einer technisch konstanten Stromproduktivität ist darum zuverlässig abzulehnen. Das allein widerlegt die Unterschätzungsthese nicht, sofern in den Schätzgeraden ein Niveausprung vorliegt. Wir wollen für die weitere Argumentation davon ausgehen, daß dieser Niveausprung tatsächlich in beiden Zeitreihen vorliegt²⁴. Jedoch gilt auch unter dieser Voraussetzung die Unterschätzungsthese nicht, wie im folgenden gezeigt wird.

Zunächst stellt sich die Frage, ob der angenommene Strukturbruch in den Zeitreihen der Stromproduktivität mit der Unterschätzungsthese vollständig erklärt werden kann. Der Niveausprung allein könnte darauf zurückzuführen sein, daß vor der Währungsreform die berichtenden Unternehmen ihre Produktion systematisch zu niedrig angaben und deswegen die Stromproduktivität unterschätzt ist. Damit kann aber nicht erklärt werden, warum sich nach dem Währungsschnitt der Fortschritt in der Produktivität des industriellen Stromeinsatzes beschleunigte, was in der geänderten Steigung der Schätzgeraden zum Ausdruck kommt (vgl. Abb. 3). Wenn sich nämlich die Produktionsbedingungen durch die Währungsreform nicht geändert haben sollen, dürfte diese Änderung des Anstiegs nicht auftreten. Die Beschleunigung des Produktionsanstiegs war aber nach überkommener Auffassung das Ergebnis der Währungsreform selbst. Es entsteht also ein Zuordnungsproblem: Man kann nicht erkennen, welcher Teil des Strukturbruchs in der Schätzung durch vorherige Unterschätzung, welcher durch nachherigen schnelleren Anstieg der Stromproduktivität erklärt wird. Möglicherweise ist nicht nur die Änderung der Steigung, sondern auch der Niveausprung auf die produktiven Wirkungen der Währungsreform zurückzuführen.

9. Dieses Problem ist lösbar. Wenn die Währungsreform zu einer Veränderung der Produktionsbedingungen geführt hat, dann muß auch die industrielle Nachfrage nach Strom beschleunigt gestiegen sein. Im Zeittrend des Stromverbrauchs SVA oder SVW würde dies einen Strukturbruch bewirken. Hier kann das Zuordnungsproblem nicht auftreten, denn nach Abelshausers Annahme ist die Statistik des industriellen Stromverbrauchs selbst nicht durch Unterschätzung verzerrt. Mit einer Schätzung der Zeitreihe des Stromverbrauchs erhält man darum eine zuverlässigere Wiedergabe der Produktionsentwicklung als mit unsicheren Ziffern der industriellen Produktion.

Gleichzeitig kann damit Abelshausers These unveränderter Produktionsbedingungen und der Bedeutungslosigkeit der Währungsreform getestet werden. Der Stromverbrauch müßte in diesem Fall stetig steigen, denn die industrielle Stromnachfrage dürfte sich durch die Währungsreform nicht beschleunigt haben. Wenn der Stromverbrauch für die Entwicklung der Gesamtproduktion der Industrie repräsentativ ist, dann ist der Strukturbruch in der Stromproduktivität bei stetiger Verbrauchsentwick-

²⁴ Für die Beseitigung eines Widerspruchs an dieser Stelle danke ich stud. phil. C. Gold, München.

lung allein auf Unterschätzung zurückzuführen. Abelshausers implizite Annahme über den industriellen Stromverbrauch ist also:

$$\text{SVA bzw. SVW} = a + b_1 t$$

Die Schätzergebnisse widersprechen dieser Annahme, es ergibt sich ein ähnliches Bild wie in Abb. 3²⁵. Der Strukturbruch im Zeitverlauf der Stromproduktivität kann also nicht mit der Unterschätzungsthese begründet werden, denn ein gleichartiger Bruch tritt auch im Zeittrend des – nach Annahme nicht unterschätzten – Stromverbrauchs auf.

10. Auch damit ist Abelshausers These noch nicht hinreichend widerlegt. Es ist zwar gesichert, daß entgegen seiner Behauptung die Währungsreform zu einer tatsächlichen Änderung der Produktionsbedingungen geführt hat, denn auch in der Entwicklung des industriellen Stromverbrauchs kommt es zu einem Strukturbruch, der nicht mit vorheriger Unterschätzung erklärt werden kann. Es wäre aber unzulässig, nun im Umkehrschluß zu Abelshausers Unterschätzungsthese ohne Zusatzinformation die Bewegung der Stromproduktivität aus der Entwicklung des Stromverbrauchs erklären zu wollen. Die Stromproduktivität ist ja ein Quotient aus Produktionsindex und Stromverbrauchsziffer, z. B. $\text{SPRW} = (\text{IPB}/\text{SVW}) \times 100$. Es ist offensichtlich, daß man den Strukturbruch von SPRW weder allein aus Veränderungen des Zählers IPB erklären kann – dies ist Abelshausers Vorgehen –, noch allein aus dem Nenner SVW – das wäre der Umkehrschluß. Beide Male müßten implizit Annahmen über die jeweils andere Komponente von SPRW gemacht werden. Es liegt darum nahe, die Beziehung zwischen Stromproduktivität SPRW und den amtlichen Produktionsziffern IPB zu untersuchen, statt sie per Annahme zu unterstellen und daraus in einer *petitio principii* Ergebnisse zu folgern.

Abelshausers implizite Annahme über die Beziehung zwischen Stromproduktivität und industrieller Produktion ist ganz analog zu Abb. 1:

$$\text{SPRA bzw. SPRW} = a + 0 \cdot \text{IPB} - b_2 D1 + 0 \cdot \text{IPBD1} - b_4 D2 + 0 \cdot \text{IPBD2} + u_i$$

wobei $a, b_2, b_4 > 0$ und $b_1, b_3, b_5 = 0$,

denn die Stromproduktivität soll, abgesehen von der Unterschätzung vor der Währungsreform, $-b_4 D2$, und von saisonalen Schwankungen, $-b_2 D1$, konstant sein. Die

²⁵ Die beste Anpassung erhalten wir für den Verbrauchsindex SVW:

Schätzung 3:

SVW		F = 108,171
(t = 6, ..., 16)	$= 79,52 + 1,68 t - 1,15 t D2$	$r^2 = 0,964$
	(4,08) (0,30) (0,21) ber.	$r^2 = 0,955$
Irrt.-w.:	0,000 0,000 0,001	DW = 1,875

In der Schätzung mit Abelshausers Daten SVA war der Niveausprung ebenfalls signifikant, aber weniger stark ausgeprägt, und die Hypothese insgesamt schlechter gesichert.

Schätzergebnisse²⁶ widersprechen dieser Annahme. Im Schätzzeitraum steigt die Stromproduktivität in Abhängigkeit von der Produktion trendbehaftet an. Der Zusammenhang wird von der Währungsreform nicht beeinflusst und ist statistisch sehr gut gesichert.

Nun kann die Unterschätzungsthese mit Sicherheit verworfen werden, denn die ungestörte Beziehung zwischen Stromproduktivität und Gesamtproduktion zeigt uns, daß der annahmegemäß nicht unterschätzte Index des industriellen Stromverbrauchs und der per Annahme vor dem Währungsschnitt unterschätzte Produktionsindex tatsächlich dem gleichen Trend folgen. Entweder ist also die Unterschätzungshypothese auch für die Zeitreihe des Stromverbrauchs richtig oder auch für die Zeitreihe der Industrieproduktion falsch, was zu beweisen war.

IV.

1. Um die Untersuchung auf die französische Besatzungszone ausdehnen zu können, muß ein Umweg begangen werden. Das liegt einerseits an der schwankenden Qualität der Industriestatistik, andererseits an widrigen Eigenschaften des von Manz herangezogenen Indikators. Für die französische Zone gibt es bis Ende 1947 keine brauchbare amtliche Schätzung der realen Industrieproduktion. Zur Verfügung stehen nominelle Bruttoproduktionswerte, d. h. nicht preisbereinigte Umsatzziffern, in Quartalsdaten ab Januar 1946. Es gibt aber keinen Preisindex, der zur Preisbereinigung repräsentativ genug wäre²⁷. Manz deflationiert hilfsweise mit dem Januarwert des Preisindex für Württemberg-Hohenzollern 1948 zur Basis 1936²⁸. Nach dem gleichen Verfahren wurde vom Verfasser für 1946 und 1947 ein Produktionsindex auf

²⁶ Wir erhalten für die Stromproduktivität SPRA:

<i>Schätzung 4:</i>		F = 122,165
SPRA	= 48,029 + 0,517 IPB	r ² = 0,897
(t = 1, ..., 16)	(3,290) (0,047)	ber. r ² = 0,890
Irrt.-w.:	0,000 0,000	DW = 1,421

Für die Stromproduktivität SPRW ergibt sich:

<i>Schätzung 5:</i>		F = 401,495
SPRW	= 56,218 + 0,440 IPB	r ² = 0,978
(t = 6, ..., 16)	(1,991) (0,022)	ber. r ² = 0,976
Irrt.-w.:	0 0	DW = 1,416

DW-Test führt noch zu signifikanter Ablehnung der Autokorrelationsthese.

²⁷ Die nominellen Bruttoproduktionswerte finden sich in der 1947 und 1948 vierteljährlich erscheinenden Reihe: Gouvernement Militaire de la Zone Française en Allemagne/Commandement en Chef Français en Allemagne, Division de l'Économie Générale et des Finances, Service de Statistiques (Hrsg.), Statistique industrielle. Résultats définitifs (alle verwendeten Veröffentlichungen der französischen Militärregierung im Landeshauptarchiv Rhld.-Pfalz, Koblenz).

²⁸ Abgesehen vom Mangel besserer Möglichkeiten garantiert das damalige Stopp-preissystem eine gewisse Zuverlässigkeit des Verfahrens. Wegen der mangelnden Repräsentativität der Preisziffer sind natürlich Niveaufehler zu erwarten. Vgl. M. Manz, S. 12 ff., bes. S. 25, Tab. 4.

der Basis 1936 errechnet²⁹. Manz verwendet nun zur Neuschätzung des Produktionsverlaufs mit Hilfe der Input-Output-Methode den Gesamtenergieverbrauch der Industrie einschließlich der Verbrauchsreihen von Energie- und Bauwirtschaft; daraus ergibt sich³⁰:

Tab. 2: Energieverbrauch und Produktionsindex in der FBZ 1947/48

Quartal	industr. Energie- verbrauch Bill. kcal	Prod.index		industr. Strom- verbrauch Mio. kwh	Prod.index eigene Schätzung 1936 = 100
		neuge- schätzt 1936 = 100	„amtl.“ Daten		
1947 I.	4,3	38,9	35,7	339,51	35,3 (39,1)
II.	4,5	46,4	41,7	495,21	55,2
III.	4,7	48,4	44,3	462,46	51,6
IV.	5,3	48,0	44,8	432,60	44,9 (49,8)
1948 I.	5,5	50,0	47,0	478,94	49,7 (55,0)
II.	5,2	53,7	48,7	496,25	55,3
III.	5,9	60,7	60,7	544,35	60,7
IV.	7,4	67,0	67,0	580,66	60,2 (64,7)

(Quartalsdurchschnitte, gerundet)

Nur der linke Teil von Tab. 2 gibt die Aufstellung bei Manz wieder. Wir betrachten hier den Energieverbrauch der Industrie quartalsweise ab I/47, ebenso die Produktionsschätzung nach amtlichen Daten. Im Quartal III/48 sei die amtlich ausgewiesene Energieproduktivität gleich der technisch gegebenen, mit ihr werden die Neuschätzungen des Index für die Sommerquartale II und III/47 sowie II/48 unternommen. Im Quartal IV/48 liegt die Energieproduktivität um 12,6% niedriger als im Vorquartal III/48. Die Energieproduktivität von IV/48 wird den Schätzungen für die Winterquartale I und IV/47 zugrundegelegt.

2. Im vorigen Abschnitt III hatten wir Abelshausers Hypothese durch Anwendung auf die Monate Oktober und November 1948 prüfen können. Das ist hier nicht möglich, denn die Energieproduktivität ist im Spätherbst, IV/1948, tatsächlich niedriger als im Sommer, III/48. Darum kann nicht zwischen dem Saisoneinfluß und möglichen Produktivitätseffekten der Währungsreform unterschieden werden. Vergleichsdaten für

²⁹ Dabei wurden Manzens reale Bruttoproduktionswerte umdimensioniert auf Basiszahl 1936 = 100. Damit tut man dem Material keine zusätzliche Gewalt an, entscheidend ist die Preisbereinigung. S. u., statistischer Anhang, Tab. I.

³⁰ M. Manz, S. 35, Tab. 12, S. 36, Tab. 13. Die Verbrauchsziffern aus: Gouvernement Militaire ... (Hrsg.), Statistique industrielle. Résultats définitifs, jew. Heft, Tab. 5 b. Produktionsindizes 1947: Eigene Berechnung, vgl. Anm. 29; Produktionsindizes 1948: Commandement en Chef Français ... (Hrsg.), Bulletin Statistique, No. 8, S. 72.

1949 waren nicht auffindbar³¹. Es handelt sich also bei Manzens Schätzverfahren um eine nicht prüfbare Hypothese.

Die von Manz benutzte Quelle führt jedoch auch Stromverbrauchsziffern an³², so daß wir die Schätzmethode des vorigen Abschnitts hierher übertragen können. Die Ziffern und das Schätzergebnis sind in der rechten Abteilung von Tab. 2 angegeben. Man sollte erwarten, daß die Resultate der Energieproduktivitätsschätzung sich aufs neue ergeben. Vor allem müßte die Stromproduktivität im IV. Quartal ebenfalls niedriger liegen als im Sommer. Das ist aber nicht der Fall: Die Stromproduktivität ist in IV/48 um 3,48% höher als im Sommerquartal III/48. Führt man analog zu Abschnitt III eine Neuschätzung der Produktion durch (Tab. 2, letzte Spalte), so ergibt sich für IV/48 ein geschätzter Produktionsindex von 60,2 (saisonbereinigt um 7%) oder 64,7 (nicht saisonbereinigt, vgl. Tab. 2, letzte Spalte, Werte in Klammern) gegenüber den tatsächlichen 67 Indexpunkten. Das ist die vertraute Fehlschätzung unter der Annahme konstanter Stromproduktivität³³.

3. Auch hier ist eine genauere Überprüfung angebracht. Die gesamtzonale Industriestatistik weist nach Ende 1948 keine Stromverbrauchsziffern mehr aus, sie lassen sich aber aus den Länderstatistiken gewinnen. Aus diesen Daten und dem (umbasierten) Index der industriellen Produktion der französischen Zone wurde vom Verfasser ein Stromproduktivitätsindex für die französische Zone nach Länderstatistiken (SPRFL) errechnet³⁴. In der Schätzung des Zeitverlaufs dieser Ziffer bestätigt sich nun doch deutlich die Hypothese des Niveausprungs bei der Währungsreform: Die Stromproduktivität ist konstant, vor der Währungsreform auf mehr als 10% niedrigerem Ni-

³¹ Die Reihe „Statistique industrielle“ stellte mit dem 4. Vierteljahr 1948 ihr Erscheinen ein. Die statistischen Veröffentlichungen des Commandement en Chef Français ..., „Bulletin statistique“, „Bulletin statistique“ und „Rapport sur l'évolution économique de la Zone Française“ weisen weder Energie- noch Stromverbrauchsziffern aus, die monadische „Statistique industrielle mensuelle (résultats sommaires)“ nur lückenhaft, sie war dem Verf. nicht vollständig zugänglich.

³² Vgl. Gouvernement Militaire ... (Hrsg.), Statistique industrielle. Résultats définitifs, jeweils Tab. 5 b. Wiedergegeben in Tab. 2 ist der industrielle Bruttostromverbrauch. Manz verwendet diese Angaben nicht.

³³ Umgekehrt ist auch in der Bizone im Quartal IV/48 die Energieproduktivität niedriger als in III/48, allerdings nur um 2,51%. Vgl. Statist. Amt des VWG (Hrsg.), Statistische Monatszahlen, 1. Jg., Nr. 6, S. 13, 15.

³⁴ Die Stromverbrauchsziffern sind zusammengestellt aus: Statistisches Landesamt Baden, Freiburg i. Br. (Hrsg.), Statistische Mitteilungen für Baden, Jahreshft 1948, Freiburg i. Br. 1948, S. 52; Statistische Mitteilungen des Landes Baden, Jahreshft 1949, Freiburg i. Br. 1949, S. 54, 56; Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz (Hrsg.), Wirtschaftszahlen Rheinland-Pfalz, 1. Jg. 1948, 2. Jg. 1949, jew. Abt. III, Bad Ems 1948, 1949; Statistisches Landesamt für Württemberg-Hohenzollern in Tübingen (Hrsg.), Württemberg-Hohenzollern in Zahlen, 3. Jg. 1948, H. 6, S. 186, 4. Jg. 1949, H. 5, S. 28. Bei den badischen Zahlen handelt es sich um den Bruttostromverbrauch, sonst keine Angaben. Die Summe der Länderzahlen liegt für 1948 um 2–3% über denen der Statistique industrielle. SVFL ist der hieraus gebildete Index des industriellen Stromverbrauchs in der französischen Zone nach Länderstatistiken zur Basis III/48 = 100, SPRFL der zugehörige Index der Stromproduktivität, es gilt: $SPRFL = (IPF/SVFL) \times 100$; s. u., statistischer Anhang, Tab. II.

veau als danach³⁵. Interessanterweise ist dieses Ergebnis recht unempfindlich gegen den Wechsel der unabhängigen Variablen und des Schätzzeitraums. Regressionen auf den Produktionsindex IPF analog zu Abschnitt III führten je nach Schätzperiode wieder zum Ergebnis der Schätzungen 6 und 7³⁶. Wir erhalten hier genau die Verläufe, die von Abelshäuser für die Bizone gefordert waren und dort nicht nachzuweisen sind: Die Durchschnittsproduktivität des industriellen Stromeinsatzes ist konstant, vor der Währungsreform ist sie geringer als danach. Manzens Unterschätzungsthese erscheint also doch als gerechtfertigt, auch wenn die grobe Kalkulation aus der von Manz selbst benutzten Quelle das Gegenteil vermuten ließ. Die These der Bedeutungslosigkeit der Währungsreform ist jedoch zweiteilig. Neben dem Niveausprung der Stromproduktivitätsziffer aus den amtlichen Daten ist auch der Niveausprung in den amtlichen Ziffern der industriellen Produktion selbst gefordert – er war ja überhaupt Prämisse beider Arbeiten.

V.

1. Werfen wir zunächst einen Blick auf den Verlauf der amtlichen Produktionsziffern in den westlichen Besatzungszonen 1946 bis 1949³⁷:

Wir verfolgen in Abb. 4 zunächst die Verläufe des bizonalen Produktionsindex (IPB) und des Index für die französische Zone (IPF). IPB ist ab 1946 bis Mitte 1949 abgetragen, unsere Schätzungen laufen von August 1947 bis Juli 1949. Die Währungsreform wird durch die gestrichelte Senkrechte bezeichnet.

IPF besteht eigentlich aus zwei unterschiedlichen Schätzungen, der offiziellen ab Januar 1948 und den deflationierten Wertreihen nach Manz für 1947³⁸. Dieser Surro-

³⁵ Wir erhalten für 1948:

<i>Schätzung 6:</i>		$F = 21,591$
SPRFL	$= 101,417 - 12,633 D2$	$r^2 = 0,683$
($t = 6, \dots, 17$)	(1,922) (2,719)	ber. $r^2 = 0,652$
Irrt.-w.:	0,000 0,001	DW = 2,687

Ausdehnung der Schätzperiode bis Mitte 1949 ergab:

<i>Schätzung 7:</i>		$F = 39,198$
SPRFL	$= 102,873 - 14,100 D2$	$r^2 = 0,710$
($t = 6, \dots, 23$)	(1,300) (2,252)	ber. $r^2 = 0,692$
Irrt.-w.:	0 0,000	DW = 2,371

³⁶ Auch auf Logarithmierung reagierte das Ergebnis – abgesehen von der Skalierung – nicht. Die loglinearen Schätzungen brachten keinen verbesserten Aussagewert gegenüber den Schätzungen 6 und 7.

³⁷ Die Produktionsindizes sind hier auf ihre ursprüngliche Basis 1936 = 100 zurückgeführt und im halblogarithmischen Maßstab abgetragen. Dabei sind unterschiedliche Steigungen in den Figuren als unterschiedlich hohe Zuwachsraten zu interpretieren. Eine anschauliche Erklärung des halblogarithmischen Diagramms findet sich bei R. G. D. Allen, *Mathematik für Volks- und Betriebswirte*, Berlin 1956, S. 228 ff.

³⁸ S. o. Anm. 30.

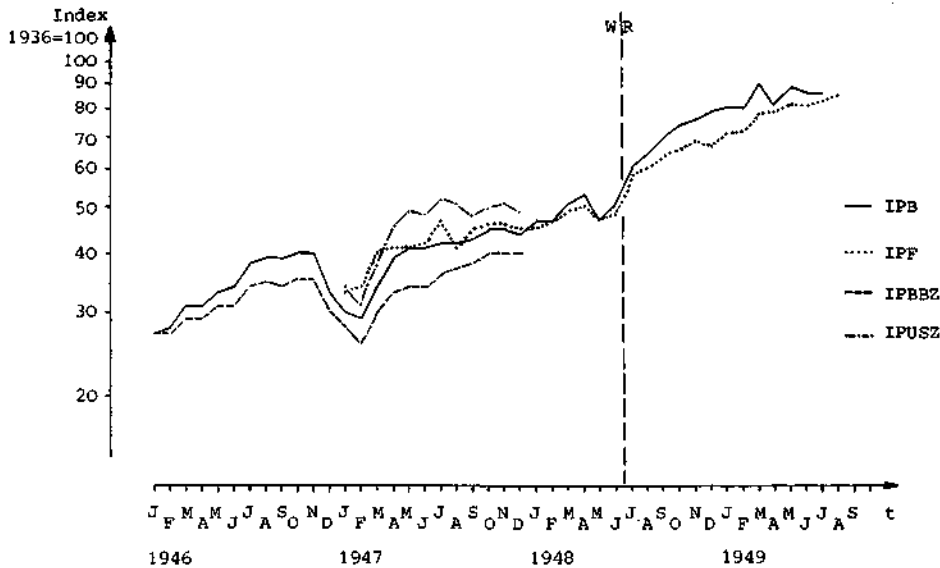


Abb. 4: Indizes der industriellen Produktion in der Bizone (IPB), der französischen (IPF), britischen (IPBBZ) und amerikanischen (IPUSZ) Zone 1946–1949

gatindex paßt sich über das Jahr 1947 gut an den Zweizonenindex an, Manzens Vorgehen ist offenbar nicht abwegig³⁹. Betrachten wir die Entwicklung nach der Währungsreform im Vergleich: Die französische Zone nimmt am Herbstaufschwung 1948 offenbar erheblich weniger teil als die Bizone. Während nun der bizonale Index IPB zur Jahreswende 1948/49 sein Wachstum verlangsamt, verzeichnet die französische Zone ab der Währungsreform eine zunächst langsamere, dafür aber ungestörte Aufwärtsentwicklung der Produktion; der im Herbst 1948 eingetretene Rückstand wird bis zur Jahresmitte 1949 fast wieder eingeholt.

In Abb. 4 sind zusätzlich die zonalen Einzelreihen für die britische Zone (IPBBZ) und die amerikanische Zone (IPUSZ) eingezeichnet. Sie laufen in Monatswerten von Januar 1946 (IPBBZ) bzw. Januar 1947 (IPUSZ) bis Jahresbeginn 1948⁴⁰. Auffallend sind der Unterschied im Stand der Produktion zwischen den drei Zonen und die ver-

³⁹ Das Preisniveau in der französischen Zone kann 1947 praktisch nicht gestiegen sein, denn sonst würde rückschreitend zum Jahresbeginn 1947 der Index IPF noch stärker vom Zweizonenindex IPB nach oben ab. Der Wintereinbruch 1946/47 käme dann fast zum Verschwinden, ein etwas unplausibles Ergebnis. Auf das Gegenteil weist ein Lebenshaltungskostenindex für die französische Zone auf der Basis 1938 = 100 hin. Sein Wert im 2. Halbjahr 1946 beträgt für zwei Familientypen 124,9 bzw. 125,4, der Jahreswert 1947 ist 120,6 bzw. 122,0, im 1. Halbjahr 1948 ist er 120,5 bzw. 122,4. Vgl. *Commandement en Chef Français ...* (Hrsg.), *Bulletin statistique*, No. 8, S. 55.

⁴⁰ Veröffentlicht in den Monatsberichten der britischen und amerikanischen Militärregierungen, hier entnommen aus: *OMGUS, Monthly Report of the Military Governor (U.S.)*, No. 32, *Statistical Annex No. XII*, S. 34; *Headquarters Control Commission for Germany (British Element)* (Hrsg.), *Monthly Statistical Bulletin of the Control Commission for Germany (British Element)*, Vol. III, No. 1, S. 34, Tab. 48, Vol. III, No. 3, S. 130, Tab. 448. S. u. statistischer Anhang, Tab. I.

schiedene Entwicklung im Jahr 1947⁴¹. Man beachte übrigens, daß 1947/48 und 1948/49 die sonst üblichen Wintereinbrüche in der Produktion nicht stattfinden. Einen deutlichen Rückschlag erkennt man im Mai 1948 – diese Erscheinung wurde besonders von Abelshäuser als (politisch gewollte) Produktion auf Lager in Spekulation auf die Währungsreform gedeutet⁴².

2. Weder Manz noch Abelshäuser berücksichtigen, daß die Höhe der monatlichen Produktionsziffern auch durch Schwankungen in der Zahl der Arbeitstage pro Monat beeinflusst wird. Ein getreueres Maß der Produktionsleistung gewinnen wir durch arbeitstägliche Bereinigung der Produktionsindizes; es wird also nun nach der Entwicklung des monatsdurchschnittlichen Produktionsergebnisses pro Arbeitstag gefragt. Die hieraus sich ergebenden arbeitstäglichen Indizes der industriellen Produktion in der Bizone (IPBAT)⁴³ und in der französischen Zone (IPFAT)⁴⁴ zeigen den in Abb. 5 dargestellten Verlauf.

Die Indizes sind wiederum im halblogarithmischen Diagramm abgetragen, zusätzlich wurde der arbeitstägliche Index der Industrieproduktion in der Trizone (IPTAT) im Verlauf bis Mitte 1950 eingezeichnet⁴⁵. Man beachte den Unterschied zu Abb. 4: Der vermeintliche Produktionseinbruch im Mai 1948 verschwindet. Im Gegenteil, während dieses Monats erreicht die Produktionsleistung pro Arbeitstag ihren Höchststand vor der Währungsreform⁴⁶! Hingegen finden wir einen ausgeprägten

⁴¹ Es wäre interessant, die weitere Entwicklung in der britischen und amerikanischen Zone getrennt aus Länderstatistiken zu ermitteln. Zoneneinheitliche Indizes waren ab März 1948 nicht auffindbar.

⁴² Vgl. W. Abelshäuser, S. 54, 168.

⁴³ Bekannt ist für 1948/49 die Zahl der Arbeitstage pro Monat, dazu für 1936 deren Jahresdurchschnitt; vgl. Statistisches Amt des VWG (Hrsg.), Statistische Monatszahlen, 1. Jg., Nr. 2, S. 9, Wirtschaft und Statistik, 1. Jg. 1949, S. 456, 1373; s. u., statistischer Anhang, Tab. I (ATM). Damit wurde vom Verf. der Index der Industrieproduktion in der Bizone (IPB) in einen arbeitstäglichen Index (IPBAT) zur Basis 1936 umgerechnet; s. u., statistischer Anhang, Tab. I.

⁴⁴ Zur arbeitstäglichen Bereinigung des Index der Industrieproduktion in der französischen Zone (IPF) wurden vom Verf. die Angaben über die Zahl der Arbeitstage in der Bizone (ATM) herangezogen. Da es sich bei der französischen Zone um ein konfessionelles Mischgebiet handelt, dürfte der begangene Fehler im arbeitstäglichen Index der Industrieproduktion der französischen Zone (IPFAT) nicht erheblich sein; s. u., statistischer Anhang, Tab. I.

⁴⁵ Entnommen aus: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland 1952, S. 209, Basis 1936 = 100. Es handelt sich dabei um eine Neuberechnung gegenüber der Konstruktion der Ziffern in den Statistischen Monatszahlen. Unterschiede ergeben sich vor allem wegen der Einbeziehung der Nahrungsmittelindustrie und korrigierter Basiszahlen einiger Industriegruppen; vgl. Stat. Bundesamt (Hrsg.), Wirtschaft und Statistik, 4. Jg. 1952, Textteil S. 44 f.; s. u., statistischer Anhang, Tab. I.

⁴⁶ Im Jahr 1948 fiel Ostern in den März, Christi Himmelfahrt, Fronleichnam und Pfingsten dagegen in den Mai. Da auch samstags gearbeitet wurde, hatte der März 25, der April 26 und der Mai 22 Arbeitstage. Entsprechend wird durch die unbereinigten Produktionsindizes die Erzeugung im April überschätzt, im Mai aber unterschätzt.

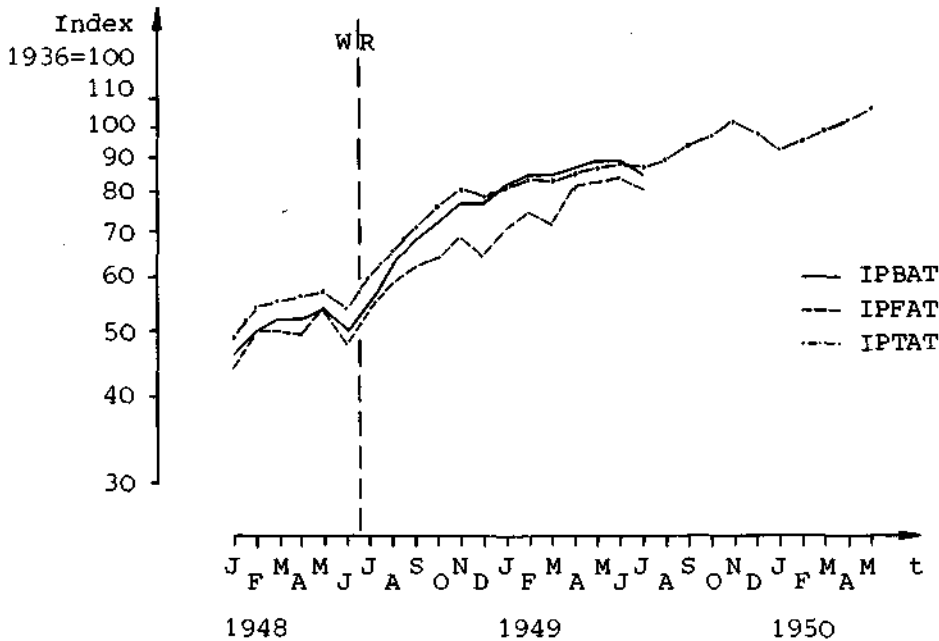


Abb. 5: Arbeitstägliche Indizes der industriellen Produktion der Bizone (IPBAT), der französischen Zone (IPFAT) und der Trizone (IPTAT), 1948–1950

Produktionsrückgang im Juni⁴⁷. Eine zusätzliche Korrektur des Bildes ergibt sich durch den Neuberechneten Index IPTAT; besonders vor der Währungsreform erscheint das Produktionsniveau deutlich höher, als es die bisher verwendeten Indizes ausweisen.

Zufolge der These der Bedeutungslosigkeit der Währungsreform für die Produktionsentwicklung müßte nun in den amtlichen Produktionsindizes der Abb. 4 und 5 zur Währungsreform ein Niveausprung nach oben eintreten, ohne daß die Steigung sich nachhaltig änderte⁴⁸. Dieser Niveausprung wird, wie oben gezeigt, von Manz und Abelshäuser mit der Unterschätzungsthese begründet. Läßt er sich auch im statistischen Test nachweisen?

3. Zunächst zur französischen Zone. Schätzungen des Zeittrends der Industrieproduktion in der französischen Zone, $IPF = f(t)$, zeigen zwischen Juni und Juli 1948 einen Niveausprung der Schätzfunktion, danach einen stärkeren Anstieg als zuvor; die

⁴⁷ Dies kann mit der Unterschätzungsthese von Manz und Abelshäuser nicht erklärt werden, denn Ende Juni bestand für die Unternehmen nicht mehr der Anreiz, ihre Juniproduktion verfälscht anzugeben: Das Leitsatzgesetz wurde am 24. Juni beschlossen und verkündet.

⁴⁸ Sie beziehen sich dabei auf halblogarithmische Darstellungen der Rohindizes wie in Abb. 4, vgl. M. Manz, S. 41; ähnlich W. Abelshäuser, S. 59, Abb. 10.

Gestalt der Schätzung entspricht Abb. 3. Der Zeittrend des arbeitstäglichen Produktionsindex, $IPFAT = g(t)$, wird dagegen durch die Währungsreform nicht verändert, ein Strukturbruch findet nicht statt⁴⁹. Der vermeintlich beschleunigte Aufschwung der Industrieproduktion in der französischen Zone nach der Währungsreform ist also tatsächlich eine „statistische Täuschung“⁵⁰, aber nicht wegen etwaiger Unterschätzung der Produktion zuvor, sondern aufgrund der unterschiedlichen Zahl der Arbeitstage pro Monat. Der Trend des arbeitstäglichen Produktionsergebnisses entwickelt sich im Betrachtungszeitraum ungestört von der Währungsreform. Damit fehlt der Unterschätzungsthese von Manz einer von zwei Bestandteilen: Es herrscht Mangel an Explanandum.

Dennoch besteht der deutliche Niveausprung in der Stromproduktivität, der erklärungsbedürftig ist. Ob er auf einer Unterschätzung der Produktion vor der Währungsreform beruht, kann in unserem Modell nicht zweifelsfrei geklärt werden. Anscheinend sind jedoch die Bedingungen des industriellen Stromesinsatzes wesentlich beeinflusst durch eine im zweiten Halbjahr 1948 immer stärker spürbare Stromverknappung, die auf Wassermangel in den Talsperren zurückging. Darauf gibt es einige Hinweise im französischen Material⁵¹; eine Spezialuntersuchung für Südbaden hat R. Laufer vorgelegt⁵², seine Ergebnisse lassen ihn bereits an der Geltung von Manzens Unterschätzungsthese zweifeln. Manz selbst nimmt zu dieser Frage nicht Stellung.

⁴⁹ Durch Logarithmierung der Variablen verbesserte sich die Qualität der Schätzungen. Wir betrachten also nicht mehr den absoluten, sondern den relativen Anstieg der Indizes wie in den Abb. 4 und 5 und erhalten:

<i>Schätzung 8:</i>				$F = 714,176$
LNIPF	=	$4,238 + 0,029 t - 0,014 tD2$		$r^2 = 0,988$
($t = 6, \dots, 25$)		(0,026) (0,001) (0,002)	ber. $r^2 = 0,987$	
Irrt.-w.:		0 0 0,000	DW = 1,632	
<i>Schätzung 9:</i>				$F = 264,335$
LNIPFAT	=	$4,112 + 0,035 t$		$r^2 = 0,936$
($t = 6, \dots, 25$)		(0,035) (0,002)	ber. $r^2 = 0,933$	
Irrt.-w.:		0,000 0,000	DW = 1,630	

⁵⁰ M. Manz, S. 38.

⁵¹ Vgl. z. B. den Rapport sur l'évolution économique de la ZFO, hrsg. vom Commandement en Chef Français ..., 1948, 4, S. 14, III.: „L'augmentation de la production qui s'est produite au cours du troisième trimestre a été freinée par les difficultés d'approvisionnements en charbon et la réduction des contingents d'électricité.“

Die Stromerzeugung ging während des Jahres 1948 um ca. 40% zurück, was durch Importe ausgeglichen werden mußte. So jedenfalls die Rapports ..., 1948, 1 bis 1949, 2, partie statistique, indices de la production industrielle en Zone Française.

⁵² Vgl. R. Laufer, Industrie und Energiewirtschaft im Land Baden 1945–1952. Südbaden unter französischer Besatzung, Freiburg 1979, S. 228 f.

Mittlerweile hat Laufer unter Hinweis auf den anscheinenden Produktionseinbruch im Mai 1948 seine Zweifel eingeschränkt; vgl. ders., „Die südbadische Industrie unter französischer Besatzung“, in: C. Scharf, H.-J. Schröder (Hrsg.), Die Deutschlandpolitik Frankreichs und die französische Zone 1945–1949, Wiesbaden 1983, S. 141–154, bes. S. 152.

4. Betrachten wir nun die Entwicklung in der Bizone: Schätzungen des Produktionsverlaufs mit linearen Trendfunktionen zeigten für 1948 eine zunächst mäßige, nach der Währungsreform höhere Steigerung sowohl der rohen als auch der arbeitstäglichen Produktion im Zeitverlauf. Zur Währungsreform tritt beide Male ein Niveausprung auf. Dieses Ergebnis ist weitgehend unverändert bei Verlängerung des Schätzzeitraums bis Mitte 1949 und bei Logarithmierung der Variablen⁵³. Auffallend ist bei den Schätzungen bis Mitte 1949 allerdings die signifikante Saisonkomponente $tD1$ mit positivem Vorzeichen. Entgegen der Hypothese saisonbedingter Produktionseinbrüche tritt im Winter ein weiterer Niveausprung der Schätzgeraden nach oben mit zusätzlich beschleunigtem Wachstum der Produktion auf. Ein Blick zurück auf Abb. 4 und 5 macht diese Anomalie verständlich: Bis Ende 1948 ist der Herbstaufschwung in den bizonalen Indizes IPB und IPBAT ungebrochen, im Frühjahr 1949 schwenken dagegen die Zeitreihen von oben auf den Trend ein, wie er durch die ruhigere Entwicklung in der französischen Zone gegeben (?) wird. Unsere Saisonkomponente mißt also statt saisonaler Einflüsse einen weiteren Strukturbruch in der bizonalen Produktion zur Jahreswende 1948/49⁵⁴.

Vorderhand erfüllen die Daten Abelshausers Voraussetzung. Die Beschleunigung der Zuwächse nach der Währungsreform ist mit einem Niveausprung verbunden. Gerade das ist jedoch nicht konsistent mit seiner Hypothese: Nur der Niveausprung bei unveränderter Steigung könnte mit der Unterschätzungstheorie erklärt werden, die Beschleunigung des Produktionsfortschritts aber nicht. Da sich der gleiche Strukturbruch auch in der Zeitreihe des industriellen Stromverbrauchs zeigt und die Stromproduktivität demselben Trend folgt wie die Produktionsziffern (vgl. oben Abschn. III), kann die Unterschätzungstheorie nicht gelten, mithin der Strukturbruch in den amtlichen Produktionsdaten nicht nur eine statistische Täuschung sein. Darum fehlt für die Geltung von Abelshausers These der Bedeutungslosigkeit der Währungsreform einer von zwei Bestandteilen: Es herrscht Mangel am Explanans⁵⁵.

⁵³ Die Ergebnisse der loglinearen Schätzungen sind:

Schätzung 10:

$$\begin{aligned} \text{LNIPB} &= 4,201 + 0,030t + 0,004 tD1 - 0,017 tD2 \\ (t=6, \dots, 24) & \quad (0,046) \quad (0,002) \quad (0,001) \quad (0,001) \\ \text{Irrt.-w.:} & \quad 0 \quad 0 \quad 0,000 \quad 0,000 \\ F &= 239,581 \quad r^2 = 0,980 \quad \text{ber. } r^2 = 0,975 \quad \text{DW} = 2,390 \end{aligned}$$

Schätzung 11:

$$\begin{aligned} \text{LNIPBAT} &= 4,116 + 0,034 t + 0,004 tD1 - 0,010 tD2 \\ (t=6, \dots, 24) & \quad (0,051) \quad (0,027) \quad (0,001) \quad (0,004) \\ \text{Irrt.-w.:} & \quad 0 \quad 0 \quad 0,006 \quad 0,016 \\ F &= 184,667 \quad r^2 = 0,974 \quad \text{ber. } r^2 = 0,968 \quad \text{DW} = 1,557 \end{aligned}$$

⁵⁴ Hierdurch entstehen systematische Abweichungen der Daten von unserer Schätzfunktion. Darin liegt ein Grund für die unbefriedigenden Werte des DW-Tests in den Schätzungen 10 und 11. Durch Kürzung des Schätzzeitraums verbesserte sich ihre Qualität.

⁵⁵ Neuerdings schreibt Abelshäuser zum Winter 1948/49: „Dem inflationistischen Boom folgte jedoch nicht die Konsolidierung. Für die westdeutsche Wirtschaft begann übergangslos eine fünfzehnmonatige deflationistische Phase mit zuweilen depressiver Grundstimmung“ (ders., Wirtschaftsge-

VI.

1. Welche wirtschaftlichen Auswirkungen hatte nun die Währungsreform? Wie erklärt sich die unterschiedliche Entwicklung nach dem Währungsschnitt⁵⁶?

Wir erhielten ein zunächst überraschendes Bild: In der französischen Zone zeigt sich bei der Währungsreform ein Strukturbruch in der Stromproduktivität im Sinn der Unterschätzungsthese, aber kein Niveausprung in den amtlichen Daten der (arbeits-täglichen) Produktion. In der Bizone verhält es sich gerade umgekehrt. Hier weisen die amtlichen Produktionsziffern einen Niveausprung auf, den Strukturbruch in der Stromproduktivität kann man jedoch mit der Unterschätzungsthese nicht erklären. Beide Male fehlt also eine von zwei Voraussetzungen für die Geltung der These von der Bedeutungslosigkeit der Währungsreform.

Ähnlich steht es interessanterweise mit der Gegenthese wundersamer und anhaltender Sofortwirkungen der Währungsreform. In der Bizone sind sie anhaltend, aber nicht durchwegs positiv, dem Herbstaufschwung 1948 folgt eine Phase relativer Stagnation⁵⁷. In der französischen Zone sind Wirkungen der Währungsreform dagegen nicht anzutreffen.

2. Nun laufen beide Thesen darauf hinaus, die Realitäten geldpolitischer Einflußnahme auf das Wirtschaftsgebaren zu ignorieren: Im letzteren Fall, der Hypothese sofortiger Wunderwirkungen, ist mit der Installation eines funktionsfähigen Geldwesens auch dessen von Anfang an störungsfreie Entwicklung unterstellt. Hierbei wird übersehen, daß die Währungsreform mit dem Akt der Umstellung erst begann – vor dem Zeitpunkt ihrer endgültigen Konsolidierung sind ihre Produktionseffekte wahrscheinlich als Anpassung an ihre verzerrenden Vermögenswirkungen zu verstehen⁵⁸.

schichte der Bundesrepublik Deutschland 1945–1980, Frankfurt/M. 1983, S. 63). Dieser Beschreibung von Folgewirkungen der Währungsreform stellt er seine hier vorgetragenen Argumente unverbunden gegenüber (ebenda, S. 51).

⁵⁶ Zur Sonderentwicklung der französischen Zone vgl. mittlerweile W. Abelhauser, *Wirtschaft und Besatzungspolitik in der französischen Zone 1945–1949*, in: C. Scharf, H.-J. Schröder (Hrsg.), *Die Deutschlandpolitik Frankreichs und die französische Zone 1945–1949*, S. 111–139. Abelhauser bespricht darin als Sonderfaktoren die französische Entnahmepolitik sowie abweichende Ausstattung mit Kapital und Arbeit im Vergleich zur Bizone. Er selbst konstatiert aber einen Umschwung in der französischen Deutschlandpolitik zur Jahreswende 1947/48. Daraus oder aus der Produktionsmitteleinsatzleistung kann also die erst Mitte 1948 deutlich einsetzende Abweichung von der Entwicklung in der Bizone nicht erklärt werden, ebensowenig die spätere Wiederannäherung des Produktionsniveaus Mitte 1949.

⁵⁷ Immerhin schlug der wissenschaftliche Beirat bei der Verwaltung für Wirtschaft des Vereinigten Wirtschaftsgebiets angesichts der Lage im Frühjahr 1949 nachfragesützende Maßnahmen vor (8. Gutachten vom 8. 5. 1949, in: *Gutachten 1948–Mai 1950*, Göttingen o. J., S. 57–60). Vorausgegangen waren kreditpolitische Restriktionen Ende 1948. Vgl. dazu und zu den Wirkungen des später aufgelegten Arbeitsbeschaffungsprogramms H. Möller, „Die westdeutsche Währungsreform von 1948“, in: Deutsche Bundesbank (Hrsg.), *Währung und Wirtschaft in Deutschland 1876–1975*, Frankfurt/M. 1976, S. 433–483, bes. S. 466 f., 472 ff.

⁵⁸ Die Wirkung von Kriegslasten auf Real- und Geldvermögen einer Wirtschaft ist in exemplarischer Weise dargestellt bei J. Schumpeter, „Die Krise des Steuerstaates“, in: *Zeitfragen aus dem Gebiet der*

Der erste Fall dagegen, die von Manz und Abelshäuser unterstellte Neutralität der Reform in bezug auf die Produktionsentwicklung, geht offenbar davon aus, daß der Wechsel von einer provisorischen, durch widersprüchliche Zielsetzungen gekennzeichneten Mangelbewirtschaftung zu einer Geldwirtschaft mit vollem Ertragsrisiko für die wirtschaftlich Handelnden ohne Einfluß auf die Bedingungen des Angebots gewesen sei⁵⁹. In der Bizone erweist sich schon in kurzer Frist die Basis dieser weitreichenden These als nicht tragfähig, die Berücksichtigung der weiteren Entwicklung ins Jahr 1949 hinein macht den Widerspruch zwischen Behauptung und Beobachtung offenkundig.

3. Erkennen wir nun in den Produktionsziffern der Bizone jene monetären Anpassungswirkungen der Währungsreform, die aufgrund theoretischer Überlegungen zu erwarten waren, so sollten diese Effekte auch in der französischen Zone sichtbar sein. Das ist aber nicht der Fall, wie wir oben sahen. Gerade diese Unterschiedlichkeit der Entwicklung ist nun ein entscheidender Beleg für Wirkungen der Währungs- und Bewirtschaftungsreform auf die Produktion⁶⁰: In der französischen Zone wurde zwar die Währungsumstellung durchgeführt, die Reform der Bewirtschaftung aber zunächst nicht. Es gab also die neuen Geldzeichen, angesichts des Preisstops und der noch fortdauernden Zwangszuteilung übernahmen sie aber nicht sofort das Schwergewicht der wirtschaftlichen Lenkungsfunction wie in der Bizone. Wohl aus diesem Grund blieb die Wirtschaft der französischen Zone vom beschleunigten Aufschwung im Herbst 1948 weitgehend unberührt und von der Anpassungskrise im Frühjahr 1949 verschont⁶¹.

Nun erklärt sich damit noch nicht ohne weiteres das Problem der Produktionsunterschätzung vor der Währungsreform. Es ist zwar denkbar, daß ein Anreiz zur Fälschung der Produktionsangaben in der französischen Zone nach der Währungsreform noch fortbestand. Für die Bizone scheint es aber nicht erklärbar, daß einerseits die Ziffern der Stromproduktivität deutlich gegen die Unterschätzungsannahme sprechen, andererseits sich vom ersten Tag nach der Reform an die Versorgung mit Zwischen- und Endprodukten schlagartig verbesserte: Denn woher sollte nach der

Soziologie, H. 4, 1918, wiederabgedruckt in: ders., Aufsätze zur Soziologie, Tübingen 1953, S. 1–71, bes. S. 35–49. Die monetären Anpassungsprobleme nach 1948 untersucht in Ausführlichkeit H. Wallich, Triebkräfte des deutschen Wiederaufstiegs, S. 70–91.

⁵⁹ So analysieren Manz und Abelshäuser ausführlich die Angebotsbedingungen vor der Währungsreform, nehmen aber das Fehlen eines funktionsfähigen Geldwesens selbst nicht als Angebotsbedingung auf. Am deutlichsten ist die These bei W. Abelshäuser, „Die Rekonstruktion der westdeutschen Wirtschaft und die Rolle der Besatzungspolitik“, in: C. Scharf/H.-J. Schröder (Hrsg.), Politische und ökonomische Stabilisierung Westdeutschlands 1945–1949, Wiesbaden 1977, S. 1–17, bes. S. 1, 9f., und ders., „Wiederaufbau vor dem Marshallplan“, in: VfZ 29 (1981), S. 545–578, bes. S. 562–566.

⁶⁰ Wesentliche Hinweise zur folgenden Argumentation verdanke ich Dr. C. Buchheim, Seminar für Wirtschaftsgeschichte der Universität München.

⁶¹ Damit bestätigt sich eine Vermutung Laufers über die Wirkungen der verzögert aufgehobenen Bewirtschaftung, vgl. ders., Industrie und Energiewirtschaft, S. 219–227.

Mangelwirtschaft zuvor nun die plötzliche Warenschwemme kommen, wenn nicht aus vorheriger schwarzer Produktion und schwarzer Hortung? Gerade dieser scheinbare Widerspruch ist aber ein zweiter Beleg für die Wirkung der Währungsreform auf die Produktionsbedingungen: In einer Planwirtschaft sind die Betriebe gezwungen, regelmäßig hohe Lagerbestände an Vor- und Endprodukten zu halten, um sich gegen mögliche Versorgungsstockungen abzusichern bzw. diese durch Kompensationsgeschäfte auffangen zu können, denn über das Faustpfand des Warenbestandes hinaus hat allenfalls das Bezugsrecht Kaufkraft, aber nicht das Geldzeichen. Diese Lagerhaltung und mögliche Kompensationsgeschäfte brauchen keineswegs illegal zu sein, sie sind eine offenbar typische Erscheinung planwirtschaftlicher Systeme⁶². Beim Übergang zu einer Geldwirtschaft mit gelockerter, teilweise ganz aufgehobener Bewirtschaftung wird nun ein Großteil dieser Vorsichts-Lagerhaltung überflüssig, denn jetzt sind Vorprodukte frei gegen Geldzahlung erhältlich, mithin entscheiden die Kreditlinien des Unternehmens über seine Kaufkraft und nicht die gehortete Gütermenge. Darum steht zu erwarten, daß die Betriebe auf eine Währungs- und Bewirtschaftungsreform mit einem kräftigen Lagerabbau reagieren, um rasch in den Besitz liquider Mittel zu gelangen⁶³. Die verbesserte Versorgung nach dem Stichtag ist als Folge dieser Lagerräumungen anzusehen. Genau das war mit der Reform geplant, in dieser Mobilisierung bislang ungenutzter oder fehlgeleiteter Ressourcen liegt ihre Effizienzsteigernde Sofortwirkung.

VII.

Die These der Bedeutungslosigkeit der Währungsreform für die Produktionsentwicklung formulierte zwei testbare Hypothesen: Erstens fände in den Westzonen nach der Währungsreform eine deutliche Beschleunigung im Aufschwung des amtlichen Produktionsindex statt, diese Beschleunigung (Explanandum) wäre aber nur eine Folge der vorherigen Unterschätzung (Explanans) und darum eine statistische Täuschung. Wirkliche Produktionseffekte habe die Währungsreform nicht gehabt.

Zweitens lasse sich das Ausmaß der Unterschätzung durch ein Hochrechnungsverfahren aus dem industriellen Stromverbrauch ermitteln und somit die Behauptung der Unterschätzung auch quantitativ abstützen.

Zur Widerlegung der Unterschätzungsthese mußte einige Kasuistik betrieben werden. Für die Bizone ist das Ergebnis eindeutig, denn in den zugrundeliegenden Daten des industriellen Stromverbrauchs tritt bei der Währungsreform dieselbe Verände-

⁶² Vgl. J. Kornai, *Economics of Shortage*, Vol. A, Amsterdam 1981, bes. Kap. 2.5., S. 26 ff., Kap. 5.6., S. 100–102.

⁶³ Damit wird eine im Prinzip ebenfalls testbare Hypothese aufgestellt: Die gegenüber den Bewirtschaftungsbehörden ausgewiesenen, also legalen Lagerbestände müßten mit der Währungsreform zurückgegangen sein, in der Bizone deutlicher als in der französischen Zone. Aussagefähige Gesamtzahlen hierzu lagen dem Verf. nicht vor; die Aufbereitung von Einzelangaben konnte hier nicht geleistet werden.

rung auf wie in den Produktionsziffern, deren Veränderung damit erklärt werden soll. Für die französische Zone dagegen hängt das Ergebnis davon ab, aus welcher Quelle man die Stromverbrauchsdaten entnimmt. Hier scheint die Unterschätzungsthese nicht direkt widerlegbar zu sein. Um so einfacher war die Hypothese des in den Westzonen gleichermaßen beschleunigten Aufschwungs in den amtlichen Produktionsziffern zu verwerfen. In der französischen Zone beruht diese anscheinende Beschleunigung auf einer Verzerrung durch die schwankende Zahl der Arbeitstage. Damit ist die Unterschätzungsthese durch die Ausgangsdaten selbst schon widerlegt, denn das Wegfallen der Unterschätzung hätte in den amtlichen Produktionsziffern einen Niveausprung hervorrufen müssen. In der Bizone dagegen beschleunigt sich der Aufschwung auch des arbeitstäglichen Produktionsindex deutlich. Beide Male ist die These der Bedeutungslosigkeit der Währungsreform zu verwerfen; in der Statistik der französischen Zone mangelt es am zu erklärenden beschleunigten Produktionsaufschwung, in der Bizone an den Voraussetzungen für das erklärende Unterschätzungsargument.

Erklärungsbedürftig wird zusätzlich die verschiedene Produktionsentwicklung in beiden Gebieten nach der Währungsreform. Die Rekonstruktionsthese scheidet hier aus, denn die Rekonstruktionskräfte sollen ja gleichförmig gewirkt haben⁶⁴. Eine einfache Erklärung dieser Verschiedenheit bietet dagegen die unterschiedliche Durchführung der Währungs- und Bewirtschaftungsreform in beiden Gebieten.

Auch der vermeintliche Produktionseinbruch im Mai 1948, hauptsächlich Verdachtsmoment der Unterschätzungsthese, ist eine Folge unterschiedlicher Zahl der Arbeitstage. Die arbeitstäglich bereinigten amtlichen Indizes weisen einen stetigen Anstieg der Industrieproduktion vor der Währungsreform aus, wobei im Mai der Höchststand erreicht wurde. Für eine wachsende schwarze Produktion auf schwarze Lager ergeben sich aus dem Datenmaterial keine Anhaltspunkte. Die amtlichen Indizes scheinen also vor der Währungsreform nicht von wesentlich schlechterer Qualität zu sein als danach, denn sie liefern eine widerspruchsfreie Beschreibung der Produktionsentwicklung, wenn man sie nur arbeitstäglich bereinigt. Danach muß die Währungsreform entgegen aller Mythenbildung durchaus eine Bedeutung für die Produktionsentwicklung gehabt haben: Es besteht Grund zur „Entmythologisierung der Entmythologisierung“⁶⁵.

⁶⁴ Der Verfasser ist im Zweifel, ob Abelshäuser die Rekonstruktionsthese zutreffend anwendet. Jánosy argumentiert, daß in jeder bestehenden, funktionsfähigen Wirtschaftsordnung die Rekonstruktionskräfte zur Geltung kommen müßten. Ob dies auch durch den Wechsel von einer alten, nicht mehr durchgesetzten zu einer neuen Wirtschaftsordnung hindurch gelten soll, ist fraglich. Jánosy's Schätzungen für Westdeutschland laufen übrigens erst ab 1950. Vgl. auch seine Ausführungen zu den wirtschaftlichen Spätfolgen der russischen Revolution, in: ders., *Das Ende der Wirtschaftswunder*, S. 61–68.

⁶⁵ K. Borchardt, „Die Konzeption der sozialen Marktwirtschaft in heutiger Sicht“, in: *Zukunftsprobleme der sozialen Marktwirtschaft*, hrsg. von O. Issing, Schriften des Vereins für Socialpolitik N. F., Bd. 116, Berlin 1981, S. 33–53, bes. S. 34.

Statistischer Anhang

- Tab. I: Zahl der Arbeitstage pro Monat 1948/49
Indizes der industriellen Produktion, 1936 = 100
- Tab. II: Indizes der industriellen Produktion, umbasiert auf
III/1948 = 100
Indizes des industriellen Stromverbrauchs,
III/1948 = 100
Indizes der industriellen Stromproduktivität,
III/1948 = 100
Zeitindex t für die KQ-Schätzungen
Hilfsvariablen D1 und D2 der KQ-Schätzungen

Erläuterungen zu Tab. I:

Quellenangaben unter Kurztitel

- ATM Arbeitstage pro Monat (\emptyset 1936 = 25, 35), Quelle: Stat. Monatszahlen, 1. Jg. Nr. 2, S. 9, WiSta 1949, S. 450, 1373.
- IPB Index der Produktion der Bizone (1936 = 100), Quelle: Stat. Monatszahlen, 1. Jg. Nr. 6, S. 15, WiSta 1949, S. 15, 450.
- IPBAT Index der Produktion der Bizone, arbeitstäglich, (1936 = 100), $IPBAT_t = IPB_t \cdot 25,35/ATM_t$.
- IPF Index der Produktion der französischen Zone, (1936 = 100), Quelle: Eigene Berechnung nach Angaben bei Manz, ab 1948: Bulletin statistique No. 8, S. 72, No. 10, S. 24, No. 11, S. 25.
- IPFAT Index der Produktion der französischen Zone, arbeitstäglich, (1936 = 100), $IPFAT_t = IPF_t \cdot 25,35/ATM_t$.
- IPBBZ Index der Produktion der britischen Besatzungszone, (1936 = 100), Quelle: Monthly Stat. Bulletin of the CCG (B.E.), Vol. III, No. 1, S. 34, No. 3, S. 130.
- IPUSZ Index der Produktion der US-Zone, (1936 = 100), Quelle: OMGUS, Monthly Report No. 32, Stat. Annex No. XII, S. 34.
- IPTAT Index der Produktion der Trizone, arbeitstäglich, (1936 = 100), Quelle: Statist. Jahrbuch 1952, S. 209.

Erläuterungen zu Tab. II:

Die Angaben in Tab. II liegen den durchgeführten Schätzungen zugrunde. Die absoluten Glieder dieser Schätzungen sind als Indexziffern zur Basis III/1948 = 100 zu interpretieren.

- Indizes der industriellen Produktion: Quellen wie vorstehend, umbasiert auf das arithmetische Mittel der jeweiligen Werte von Juli, August und September 1948.
- Indizes des industriellen Stromverbrauchs: Basiszahlen für 1936 waren nicht zugänglich, als Indexbasis wird das arithmetische Mittel aus den Werten der Rohdaten von Juli, August und September 1948 gewählt.
- SVA Index des industriellen Stromverbrauchs nach Abelshausers Quelle, (III/1948 = 100), Quelle: Vfw, Stat. Informationen Reihe VK, H. 1/49.
- SVW Index des industriellen Stromverbrauchs nach Wirtschaft und Statistik (III/1948 = 100), Quelle: WiSta 1949, S. 13, 1372.
- SVFL Index des industriellen Stromverbrauchs der französischen Zone nach Länderangaben (III/1948 = 100), Quelle: Eigene Berechnung nach Veröffentlichungen der statistischen Landesämter der französischen Zone.
- Indizes der industriellen Stromproduktivität: Für die eingehenden Stromverbrauchsziffern existieren keine veröffentlichten Basiszahlen, ein Index der Stromproduktivität muß darum auf einer anderen Basis als 1936 arbeiten. Dazu wurden die eingehenden Industrieproduktionsindizes auf die gewählte Basis III/1948 umbasiert.
- SPRA Stromproduktivität nach Abelshausers Quelle, (III/1948 = 100), $SPRA_t = (IPB_t / SVA_t) \times 100$
- SPRW Stromproduktivität nach Wirtschaft und Statistik, (III/1948 = 100), $SPRW_t = (IPB_t / SVW_t) \times 100$
- SPRFL Stromproduktivität der französischen Zone nach Länderangaben, (III/1948 = 100), $SPRFL_t = (IPF_t / SVFL_t) \times 100$
- Zeitindex t für die KQ-Schätzungen: Beginnt mit $t = 1$ für August 1948. Das absolute Glied der Schätzgleichungen ist der Funktionswert oder Teil des Funktionswerts für $t = 0$.

Tab. I

Zeit		ATM	IPB	IPBAT	IPF	IPFAT	IPBBZ	IPUSZ	IPTAT
		(Ø 1936 = 25,35)	(Index 1936 = 100)						
1946	J	.	27	.	.	.	26,5	.	.
	F	.	28	.	.	.	27,1	.	.
	M	.	31	.	.	.	29,1	.	.
	A	.	31	.	.	.	29,1	.	.
	M	.	33	.	.	.	31,0	.	.
	J	.	34	.	.	.	30,7	.	.
	J	.	38	.	.	.	33,7	.	.
	A	.	39	.	.	.	34,5	.	.
	S	.	39	.	.	.	33,5	.	.
	O	.	40	.	.	.	34,6	.	.
	N	.	40	.	.	.	35,1	.	.
	D	.	33	.	.	.	30,3	.	.
1947	J	.	40	.	33	.	28,3	34	.
	F	.	30	.	34	.	26,4	31	.
	M	.	29	.	40	.	30,2	38	.
	A	.	34	.	41	.	33,1	46	.
	M	.	39	.	41	.	34,1	49	.
	J	.	41	.	42	.	34,0	48	.
	J	.	41	.	47	.	35,8	52	.
	A	.	42	.	41	.	37,3	51	.
	S	.	42	.	45	.	37,9	48	.
	O	.	45	.	45	.	39,5	50	.
	N	.	45	.	46	.	40,1	51	.
	D	.	44	.	44	.	40,1	49	.
1948	J	26	47	46	45	44	40,4	.	49
	F	24	47	50	47	50	40,4	.	54
	M	25	51	52	49	50	43,5	.	55
	A	26	53	52	50	49	.	.	56
	M	22	47	54	47	54	.	.	57
	J	26	51	50	49	48	.	.	54
	J	27	61	57	58	54	.	.	60
	A	26	65	63	60	59	.	.	65
	S	26	70	68	64	62	.	.	71
	O	26	74	72	66	64	.	.	76
	N	25	75	77	68	69	.	.	81
	D	26	79	77	67	65	.	.	79
1949	J	25	81	82	70	71	.	.	81
	F	24	80	85	71	75	.	.	84
	M	27	90	85	77	72	.	.	83
	A	24	82	87	78	82	.	.	85
	M	25	88	89	82	83	.	.	87
	J	24,5	86	89	81	84	.	.	88
	J	26	87	85	83	81	.	.	87
	A	27	.	.	85	80	.	.	89
	S	26	94
	O	26	97
	N	25,5	104
	D	26	98

Tab. II

Zeit	Zeit- index	IPB	IPBAT	SVA	SPRA	SVW	SPRW	IPF	IPFAT	SVFL	SPREL	D1	D2	(Index III/1948 = 100)		
1947	A	1	64,2	.	81,0	79,3	0	1			
	S	2	64,8	.	75,2	86,2	0	1			
	O	3	69,4	.	79,9	86,9	1	1			
	N	4	68,0	.	80,8	84,2	1	1			
	D	5	67,8	.	84,9	79,9	1	1			
1948	J	6	71,6	72,8	90,4	79,2	83,9	85,3	74,2	75,0	85,4	86,9	1	1		
	F	7	72,3	78,8	85,9	84,2	82,2	88,0	77,5	84,9	87,4	88,7	1	1		
	M	8	77,5	82,1	89,8	87,3	85,2	91,0	80,8	85,0	91,3	88,5	1	1		
	A	9	80,9	82,1	89,5	90,4	86,7	93,3	82,4	83,4	87,0	94,7	0	1		
	M	10	71,9	86,0	85,2	84,4	81,6	88,1	77,5	92,7	96,1	80,6	0	1		
	J	11	78,1	79,0	87,0	89,8	84,9	92,0	80,8	81,7	86,6	93,3	0	1		
	J	12	93,6	91,0	96,5	97,0	96,6	96,9	95,6	93,2	89,0	107,4	0	0		
	A	13	99,2	100,6	93,6	106,0	100,1	99,1	98,9	100,1	103,9	95,2	0	0		
	S	14	107,0	108,4	103,8	103,1	103,3	103,6	105,5	106,8	107,1	98,5	0	0		
	O	15	112,7	114,6	109,1	103,3	107,0	105,3	108,8	110,1	108,0	100,7	1	0		
	N	16	115,3	122,4	108,7	106,1	107,1	107,7	112,1	118,0	106,9	104,9	1	0		
	D	17	120,8	122,3	.	.	109,7	110,1	110,4	111,8	108,4	101,8	1	0		
1949	J	18	123,9	130,4	.	.	112,0	110,6	115,4	121,4	114,9	100,4	1	0		
	F	19	122,3	134,1	.	.	108,2	113,0	117,0	128,3	111,4	105,0	1	0		
	M	20	137,6	134,1	.	.	122,9	112,0	126,9	123,7	124,9	101,6	1	0		
	A	21	125,4	137,5	.	.	117,8	106,5	128,6	140,9	125,6	102,4	0	0		
	M	22	134,6	141,6	.	.	124,6	108,0	135,2	142,3	135,6	99,7	0	0		
	J	23	131,5	141,2	.	.	122,5	107,3	133,5	143,4	124,8	107,0	0	0		
	J	24	133,0	134,7	.	.	123,9	107,3	136,8	138,4	.	.	0	0		
	A	25	140,1	136,5	.	.	0	0		

Die Währungsreform von 1948 und der Wiederaufstieg

165