Berichte

Der Fishersche Preiserwartungseffekt: Ein Erklärungsansatz für das Gibson-Paradoxon?*

I. Das Gibson-Paradoxon

Das nach dem englischen Nationalökonomen A. H. *Gibson* benannte *Gibson*-Paradoxon behauptet eine positive Korrelation zwischen den Bewegungen des langfristigen Zinssatzes und des allgemeinen Preisniveaus[1]. Ein Erklärungsansatz für diesen empirischen Befund ist der Preiserwartungseffekt von I. *Fisher*[2]. Wenn beim Abschluß eines Kreditverhältnisses z. B. Preissteigerungen erwartet werden, fordert nach dieser Hypothese der Gläubiger einen Inflationszuschlag zum Zins in Höhe der erwarteten Preissteigerungsrate, um keinen Realverlust seines ausgeliehenen Kapitals zu erleiden; der Schuldner, als den man sich generell den Unternehmer vorzustellen hat, gewährt seinerseits diesen Zuschlag, denn in Höhe der erwarteten Preissteigerung erzielt er auch höhere Einnahmen. Aufgrund dieser „Einigung" der beiden Kreditpartner ergibt sich der Marktzins j nach folgender „Kompensationsformel"[3]:

$$j = i + p^* + i \cdot p^* \,, \tag{1}$$

wobei i den Realzins und p^* die erwartete Preisänderungsrate darstellt[4].

---

* Der vorliegende Beitrag gründet sich auf Teile der Dissertation des Verfassers, die unter dem Titel „Der *Fisher*sche Preiserwartungseffekt als Erklärungsansatz für das *Gibson*-Paradoxon. Kritische Analyse und empirischer Test für die Bundesrepublik Deutschland" im Februar 1975 an der Universität Erlangen-Nürnberg vorgelegt wurde und 1976 als Buch erscheint.

[1] Vgl. z. B. A. H. *Gibson*, The Future Course of High-Class Investment Values Bankers', Insurance Managers' and Agents' Magazine, 1923, S. 15—34.

[2] Vgl. I. *Fisher*, The Rate of Interest, New York 1907, S. 84.

[3] Vgl. *derselbe*, Appreciation and Interest, in: American Economic Association (Hrsg.), Publications of the American Economic Association, o.O., 1896, S. 34.

[4] Durch das Produkt $i \cdot p^*$ ergibt sich in der Inflation ein Marktzins, der höher ist als die Summe aus Realzins und erwarteter Preissteigerungsrate. Vgl. ebenda, S. 9.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Dieser *Fisher*sche Preiserwartungseffekt erlebt gegenwärtig geradezu eine Renaissance. Gestützt auf zahlreiche bestätigende empirische Untersuchungen[5] wird er immer häufiger dazu herangezogen, um das seit langem in vielen westlichen Ländern bei anhaltender Inflation vorherrschende relativ hohe Zinsniveau zu erklären, und vor allem Monetaristen können als nachdrückliche Befürworter dieser These gelten.

In Analogie zu *Fisher* wird bei den empirischen Untersuchungen meist ebenfalls eine „Einigung" der beiden Kreditpartner vorausgesetzt; seltener findet sich an dieser Stelle eine Art Strukturhypothese, wonach bei erwarteten Preissteigerungen durch einen shift der Kapitalanleger von (in der Inflation gefährdeten) Rentenwerten hin zu (als inflationssicher angenommenen) Aktien der Kapitalmarktzins steigt, bis die Differenz zwischen diesem und der Aktienrendite genau der erwarteten Preisänderungsrate entspricht.

Hinsichtlich des Preiserwartungswertes p^* wird zumeist unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte diesen mittels Gewichtung der laufenden und/oder vergangener Änderungsraten eines bestimmten Preisindex ableiten, womit Lag-Verteilungen heranzuziehen sind. Der empirische Test der Hypothese besteht dann in einer Schätzung der Beziehung zwischen dem Kapitalmarktzins und verzögerten Preisänderungsraten, wobei fast ausschließlich diejenigen des Preisindex der Lebenshaltung Verwendung finden.

II. Analyse der Preiserwartungshypothese

Der bei der Preiserwartungshypothese damit unterstellte Zusammenhang zwischen Preisänderungsraten und dem Zins kann theoretisch in ein Kausalschema mit folgenden Prozeßphasen aufgespalten werden:

(1) Zunächst müssen die Preisänderungen von den Wirtschaftssubjekten erkannt werden, also zu einer *Preiserfahrung* führen.

(2) Diese Preiserfahrungen müssen dann in entsprechende *Preiserwartungen* umgesetzt werden.

(3) Weiterhin muß bei den Individuen ein *Realwertbewußtsein* vorliegen. Hierunter ist zu verstehen die Erkenntnis, daß Preisänderungen den Realwert nomineller Vermögensaktiva beeinträchtigen.

---

[5] Für eine Übersicht über die bisher vorgelegten empirischen Arbeiten vgl. J. *Badura,* a.a.O., Kapitel 2.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die beim Preiserwartungseffekt notwendige Prämisse „Freiheit von Geldillusion" kann also *dynamisch* über die beiden Komponenten Realwertbewußtsein und Preiserwartung operationalisiert werden.

(4) In allen drei Phasen können *externe Informationen* mit verarbeitet werden. Das bedeutet beispielsweise beim Realwertbewußtsein, daß das Individuum nicht nur durch eigene, direkte negative Inflationserfahrung zur entsprechenden Einsicht gelangen muß, sondern auch von dritter Seite aufgeklärt werden kann.

(5) Der Verlust der Geldillusion muß schließlich zu Änderungen in den *Verhaltensweisen* führen, die das entsprechende Ergebnis, nämlich ein bestimmtes Zinsniveau, hervorrufen.

Zunächst sollen nun diese einzelnen Komponenten des Kausalschemas des *Fisher*-Effektes etwas näher analysiert und für die BRD[6], soweit vorhanden, mit empirischen Material (Befragungen usw.) konfrontiert werden[7].

1. Die Preiserfahrung

Beim empirischen Test der Preiserwartungshypothese unterstellt man mit Verwendung des Preisindex für die Lebenshaltung den Individuen Kenntnis dieser Preisvariablen. Interessant erscheint in diesem Zusammenhang das Ergebnis einer allerdings bereits aus dem Jahre 1952 stammenden Befragung in den USA. Es zeigte sich nämlich, daß „. . . 65 per cent of all people have never heard of cost-of-living (or consumer price) index . . ."[8]. Allerdings muß ein derartiger Befund nicht bedeuten, daß aufgetretene Preisänderungen überhaupt nicht erkannt werden; eine entsprechende Preiserfahrung kann auch durch persönliche Erlebnisse organisiert werden und dennoch mit einem, wenngleich den Wirtschaftssubjekten wenig bekannten, offiziellen statistischen Index übereinstimmen.

---

[6] Untersuchungsperiode ist der Zeitraum von Ende der 50er bis Anfang der 70er Jahre. Dadurch beschränkt sich die Analyse nur auf den Fall der Inflation, was sich für die Hypothese u. U. günstig auswirken kann.

[7] Derartige Untersuchungen sind natürlich nicht ohne Probleme und ihre Resultate deshalb mit gewissen Vorbehalten zu betrachten. Die Ergebnisse einiger in diesem Zusammenhang angesprochener ausländischer Untersuchungen sind zudem natürlich nicht ohne weiteres auf die Bundesrepublik übertragbar.

[8] G. *Katona*, E. *Mueller*, Consumer Attitudes and Demand, 1950—52, University of Michigan 1953, S. 22.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Umfragen bei privaten Haushalten in der BRD belegen zunächst, daß deren überwiegender Teil aufgetretene Preissteigerungen erkennt[9]. Allerdings darf kaum angenommen werden, daß die Preiswahrnehmungen genau den Umfang der tatsächlich erfolgten Preisbewegungen widerspiegeln. Zum einen weist jedes Wirtschaftssubjekt eine individuelle Warenkorbstruktur auf. Diesem Umstand versucht die offizielle Statistik zwar durch die Konstruktion unterschiedlicher Verbraucherpreisindizes abzuhelfen; aber selbst wenn man davon ausgeht, daß der Preisindex der Lebenshaltung aufgrund seines hohen statistischen Repräsentationsgrades den Umfang und die Struktur der individuellen Güterbündel in etwa erfaßt, wird zum anderen die subjektive Preisempfindung noch sehr unterschiedlich ausfallen. Beispielsweise zeigte sich, daß bei einzelnen Gütern des täglichen Bedarfs ein großer Prozentsatz der Befragten selbst die ungefähre Richtung der Preisentwicklung nicht erkannte[10]. Befragungen über die Entwicklung des Preisniveaus ergaben, daß diejenigen, die hier die Richtung richtig angeben konnten, meist die Höhe der aufgetretenen Preissteigerung falsch einschätzten[11].

2. *Die Preiserwartung*

Die Existenz von Preiserwartungen bei den Wirtschaftssubjekten wird für die BRD durch Befragungen eindeutig nachgewiesen[12]. Inwieweit die Preiserwartung jedoch mit der bisherigen Preisentwicklung verknüpft ist, kann nur schwer ermittelt werden. Die Annahme, daß Preiserwartungen, allgemein formuliert, durch Extrapolation aufgetretener Preisänderungen gebildet werden, läßt sich zwar zunächst durch die sozialpsychologisch teilweise nachgewiesenen Lernprozesse mittels Assoziation

---

[9] Vgl. D. *Biervert* u. a., Empirische Konjunkturforschung und Konjunkturprognose, Köln 1972, Tabelle 2/9.

[10] Vgl. E. *Noelle*, E. P. *Neumann*, Jahrbuch der Öffentlichen Meinung 1957, Allensbach 1958, S. 235. Vgl. auch Sachverständigenrat, Konjunktur im Umbruch — Risiken und Chancen, Jahresgutachten 1970/71, Stuttgart Mainz 1970, Z. 63.

[11] So zeigte eine Befragung in Österreich im Jahre 1966 eine beachtliche Überschätzung der tatsächlichen Steigerungsrate des allgemeinen Preisniveaus. Während diese in den vorangegangenen Jahren bei 4—5 % jährlich gelegen hatte, wurde sie von den Befragten im Durchschnitt auf 7 % geschätzt (Vgl. E. *Meisel*, Das Sparverhalten der österreichischen Bevölkerung als eine Determinante der Geldwertstabilität, in: W. *Schmitz* (Hrsg.), Geldwertstabilität und Wirtschaftswachtum, Wien New York 1971, S. 72).

[12] Vgl. D. *Biervert* u. a., a.a.O., Tab. 2/10.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

stützen[13]; allerdings müssen Referenzereignisse nicht nur aus stetig aufeinanderfolgenden Zeiträumen der jüngsten Vergangenheit stammen[14], sondern die Individuen können durchaus auch besonders starke Preissteigerungen, selbst wenn diese sehr weit und unregelmäßig in der Vergangenheit zurückliegen, zur Bildung ihres Erwartungswertes heranziehen und entsprechend gewichten[15].

Es ist fraglich, ob die Wirtschaftssubjekte Preiserhöhungen und Preissenkungen symmetrisch gewichten. Selbst für den Fall einer dauernden einseitigen Preisbewegung, bei der die sogenannten „one-way-expectations" an Gewicht gewinnen könnten, sind Asymmetrien bei der Gewichtung nicht auszuschalten, da diese auch durch verschieden hohe Inflationsraten bzw. kurzseitige Preisniveaukonstanz bedingt sein können. Ein derartiger Trendeinbruch bei den Erwartungen läßt sich beispielsweise während der Rezession von 1967 konstatieren[16]: Während 1966 noch 81 % der Befragten zukünftige Kaufkraftsenkungen erwarteten, waren es 1967 nur noch 40 %[17].

Bei der Erwartungsbildung scheinen somit externe Informationen herangezogen zu werden, die nicht nur Preisinformationen sind, etwa Informationen zur zukünftigen wirtschaftlichen Entwicklung, Ankündigungen wirtschaftspolitischer Maßnahmen usw. Um ein derartiges Verhalten zu erfassen, wird in der Sozialpsychologie, neben der Assoziationsthese, auch noch nach Lernprozessen bzw. einer Erwartungsbildung

---

[13] Man geht hierbei davon aus, daß, wenn die Ereignisse *a b c d* mehrere Male in dieser Reihenfolge aufgetreten sind, die Wirtschaftssubjekte beim Eintreten von *a b c* auch das Auftreten von *d* erwarten. Vgl. hierzu G. *Katona*, Das Verhalten der Verbraucher und Unternehmer (Originalausgabe 1951), Tübingen 1960, S. 62 ff.

[14] Einer derartigen Prämisse unterliegt die Mehrzahl der in den empirischen Untersuchungen angewandten Lag-Verteilungen.

[15] So argumentierte bereits I. *Fisher*, The Theory of Interest (1930), New York 1965, S. 428. Problematisch ist es allerdings, etwa mittels linear abfallender Gewichte Erwartungswerte zu bilden, mit diesem Verfahren gefundene extrem lange Verzögerungen dann jedoch durch derartige Hypothesen zu erklären, die nichtlineare Gewichtung implizieren.

[16] Es handelt sich um zwei Emnid-Befragungen, zitiert nach G. *Schmölders*, Gutes und schlechtes Geld, Frankfurt 1968, S. 7.

[17] Während etwa bei einer Erwartungsbildung durch lineare, arithmetisch abfallende Gewichtung die niedrigere Preissteigerungsrate von 1967 höchstens zu einem Sinken der *Höhe* der erwarteten Preissteigerungsrate geführt hätte, schlug hier bei 40 % der Befragten bereits die Richtung der erwarteten Preisänderung um.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

aus Einsicht heraus differenziert[18]. Hervorzuheben ist in diesem Zusammenhang auch noch der Umstand, daß „ökonomischer Bildung" bei einem Wirtschaftssubjekt im Hinblick auf die Erwartungsbildung ein positiver Einfluß zukommt; auch bei diesen Individuen wird aber sehr viel eher eine Erwartungsbildung aus Einsicht heraus erfolgen als durch Assoziation.

Trotz möglicher Trendeinbrüche bei der Erwartung ist gerade bei anhaltenden Preisbewegungen in nur eine Richtung durchaus auch denkbar, daß die erwartete Preisänderungsrate über der laufenden liegt, die Wirtschaftssubjekte also Trendextrapolationen vornehmen; zu diesem Punkt ist jedoch kein spezielles Material vorhanden. Hingegen liegt für die BRD eine Befragung vor, in der auf das Ausmaß einer erwarteten künftigen Kaufkraftänderung abgestellt wurde[19]. Es zeigte sich ein hoher Prozentsatz von Befragten, die sehr starke Kaufkrafteinbußen erwarteten; umgekehrt wiederum hatte aber ein großer Prozentsatz der Befragten hier überhaupt keine klare Vorstellung. Sowohl die exakte Ableitung eines Preiserwartungswertes aus eingetretenen Preisänderungen seitens der Individuen, wie auch die Existenz einer der Höhe nach eindeutig fixierten Preiserwartung scheinen also fraglich.

Zur Erwartungsbildung des Schuldners, also des Unternehmers, ist folgendes anzumerken: Dieser orientiert seine Investitionstätigkeit und damit seine Kreditnachfrage vor allem an der Entwicklung der Absatzpreise der von ihm produzierten Güter. Die Auswahl eines bestimmten Schuldnerpreisindex wird damit schwierig, da die Preisentwicklung in den verschiedenen Wirtschaftszweigen, selbst bei allgemeiner Inflationstendenz, selten identisch verläuft. Für ein so exportabhängiges Land wie die BRD bleibt zudem noch der Einfluß der Exportgüterpreise zu berücksichtigen, die vom Inlandspreisniveau weitgehend losgelöst sind. Selbst wenn sich aber ein einigermaßen repräsentativer Schuldnerpreisindex konstruieren ließe, wäre eine Übereinstimmung zwischen dessen Entwicklung und derjenigen des Gläubigerindex, also des Lebenshaltungskostenindex, sporadisch und rein zufällig. Weiterhin ist aber auch die Annahme, daß die Unternehmer ihre Preiserwartung aus der laufenden Preisentwicklung ableiten, zweifelhaft: Denn während das Preisniveau des Warenkorbes des Haushaltes für diesen als exogen in dem Sinne betrachtet werden kann, daß es seiner Einwirkungsmöglichkeit

[18] Vgl. G. *Katona*, a.a.O., S. 62 f.

[19] Vgl. G. *Schmölders*, Der Umgang mit Geld im privaten Haushalt, Berlin 1969, S. 180, Tab. 31.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fast völlig entzogen ist, sind für den Unternehmer die Absatzpreise eher eine Variable endogener Natur, über deren Fixierung er in Grenzen entscheiden kann. Unternehmererwartungen werden aus diesem Grund nicht sehr eng mit der bisherigen Preisentwicklung in Verbindung stehen, sondern bei der Fixierung eines als „durchsetzbar" erwarteten Preises werden noch andere, ebenfalls für die Zukunft abzuschätzende Marktdaten herangezogen[20]. Bei Unternehmern kann ferner in starkem Maße „ökonomische Bildung" vorausgesetzt werden; damit werden eher externe Informationen verarbeitet. Das wird sehr oft zur Folge haben, daß sogar bzw. gerade bei „one-way-expectations" Trendeinbrüche bei den Erwartungen erfolgen, nämlich dann, wenn mit restriktiven Eingriffen der währungspolitischen Instanzen o. ä. gerechnet wird[21].

3. Das Realwertbewußtsein

Im Hinblick auf das Realwertbewußtsein scheint nicht uninteressant, daß die Wirtschaftssubjekte anscheinend mit den beiden, sich logisch entsprechenden Begriffen „Preisniveauänderung" und „Geldwertänderung" unterschiedliche Erlebnisinhalte verbinden[22]. Stellt man direkt auf das Phänomen Inflation ab, ist zwar festzustellen, daß in der BRD bereits 1956 bei der Frage, was unter schleichender Inflation zu verstehen sei, 62 % der Befragten entsprechende Kenntnisse hatten, wobei eine richtige Alternativantwort war, daß Ersparnisse nicht ihren Wert behalten[23]; und auch in einer späteren Befragung bei Selbständigen[24] bestätigte sich dieser Befund, denn 75 % der Befragten wußten von der

---

[20] So kann es nicht verwundern, daß der Ifo-Test erhebliche Differenzen bei den Unternehmererwartungen innerhalb einzelner Sektoren bzw. auch Branchen zeigt. Vgl. hierzu die laufenden Ergebnisse im Konjunkturspiegel des Ifo-Schnelldienstes, Wochenbericht des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung.

[21] Das läßt sich in der BRD sehr gut im Mai 1973 bei der Bauwirtschaft demonstrieren. Obwohl nämlich der Baupreisindex bis zu diesem Zeitpunkt eine kontinuierliche Zunahme verzeichnete, hatte „offensichtlich ... das Anfang Mai verkündete Stabilitätsprogramm der Bundesregierung dazu beigetragen, daß per Saldo knapp ein Viertel der Unternehmer mit einer Verschlechterung der Geschäftsentwicklung rechnet". Das führte dazu, daß anstatt 38 % der befragten Firmen wie im Vormonat, nur noch 4 % weitere Preiserhöhungen erwarteten. Vgl. Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, Wochenbericht Ifo-Schnelldienst, München 1973, Nr. 26/27, S. 12.

[22] Vgl. G. *Schmölders*, Der Umgang ..., a.a.O., S. 175.

[23] Vgl. E. *Noelle*, E. P. *Neumann*, a.a.O., S. 98.

[24] Vgl. J. C. *Leverkus*, K. *Wieken*, Eigentumsbildung und Altersvorsorge bei Angehörigen des selbständigen Mittelstandes, Köln Opladen 1967, S. 121 ff.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Gefährdung des Sparbuches durch die Inflation. Allerdings schien es sich hier bei einem nicht zu geringen Prozentsatz der Befragten um keine echte Einsicht zu handeln, sondern um Meinungsübernahmen. Fragte man nämlich nach der Beeinträchtigung anderer nominaler Vermögensanlagen, etwa der Lebensversicherung, durch die Geldentwertung, wurde diese nur noch von 60 % der Befragten erkannt. Gravierender für die Annahmen des Preiserwartungseffekts scheint aber ein weiteres Ergebnis: Die Gefährdung festverzinslicher Wertpapiere in der Inflation war nämlich nur noch 40 % der Befragten bewußt. Bei den Wirtschaftssubjekten liegt also anscheinend nicht nur ein „differenziertes" Realwertbewußtsein vor, sondern diese Differenzierung scheint überdies gerade zu Lasten des *Fisher*-Effektes ausgeprägt.

Am ehesten wäre für Personen mit „ökonomischer" Bildung und auch höherem Einkommen ein adäquates Realwertbewußtsein anzunehmen, da diese noch am ehesten die in inflationären Perioden angebotenen externen Informationen verarbeiten werden. Für diese These lassen sich zwar, vor allem für die USA, gewisse Indizien finden, doch ist mangels spezieller Untersuchungen für die BRD vor einer Überbewertung derartiger Ergebnisse zu warnen. Denn in den amerikanischen Untersuchungen zeigte sich, daß „... even in the upper-income brackets only a minority of people were aware the loss in purchasing power entailed in holding bonds ..."[25].

In Hinblick auf das Realwertbewußtsein des Schuldners, also des Unternehmers, ist eine gewisse Asymmetrie auf beiden Marktseiten festzustellen. Während beim Gläubiger in der Inflation ein echtes Realwertbewußtsein gegeben sein muß, um entsprechende Verhaltensänderungen zu erzielen, ist beim Schuldner eine echte Realwertorientierung keine notwendige Bedingung. Hier würde vielmehr eine undifferenzierte, allgemein inflationär motivierte Gewinnerwartung bereits ausreichen, um den hypothesenadäquaten Zinsanstieg zu bewirken, ein Umstand, auf den bereits H. *Thornton* hingewiesen hat. Bezieht man an dieser Stelle die Problematik inflationärer Scheingewinne der Unternehmung mit ein, ließe sich, überspitzt interpretiert, eine zusätzliche Kreditnachfrage und die nachfolgende Zinssteigerung sogar ableiten, weil die Unternehmer einer spezifischen Art von Realwertillusion unterliegen[26]. Aufgrund ex-

[25] Vgl. G. *Katona*, E. *Mueller*, a.a.O., S. 30.

[26] So etwa bereits F. *Schmidt*, Die Industriekonjunktur — ein Rechenfehler, Berlin 1927, der hieraus geradezu eine Konjunkturlehre ableitete.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

terner Informationen sollte eine derartige Geldillusion allerdings nicht zu stark verbreitet sein, und es zeigt sich auch, daß man im Unternehmensbereich mittels realer Erfolgsrechnungen versucht, derartigen Problemen zu begegnen.

4. *Externe Information*

Der Einfluß externer Informationen ist bei der Preiserfahrung, der Preiserwartung und dem Realwertbewußtsein unterschiedlich zu beurteilen.

Bei der *Preiserfahrung* kann externe Information zunächst eine gewisse Objektivierung bewirken. Wie oben angedeutet, ist nicht auszuschließen, daß die direkte individuelle Preiswahrnehmung der Individuen auf den Gütermärkten zu einer Preiserfahrung führt, die nicht mit der objektiven Indexentwicklung übereinstimmt. Kann man nun unterstellen, daß das Wirtschaftssubjekt externe Informationen über die Entwicklung dieses Index aufnimmt, wäre dessen Verwendung beim Test einigermaßen gerechtfertigt. Gleichermaßen positiv ist der Einfluß externer Information beim Realwertbewußtsein zu beurteilen; denn da Lernprozesse aus eigener Erfahrung hier seltener vorauszusetzen sind, wird der Information von außen die entscheidende Bedeutung zukommen.

Auf der *Erwartungsebene* kann externe Information aber geradezu ein Störfaktor werden. Bei der Preisprognose steht im Gegensatz zur Preiserfahrung keine objektive Information in Form eines Index zur Verfügung, und somit ist hier der subjektive Beurteilungsspielraum des Individuums erheblich größer. Überdies wird es noch mit vielen, meist erheblich differierenden externen Informationen hinsichtlich der zukünftigen Preisentwicklung konfrontiert. Es steht deshalb zu vermuten, daß derartige externe Prognoseinformationen den Zusammenhang zwischen vergangenen Preisänderungsraten und Erwartungswert erheblich beeinträchtigen. Das wird noch stärker der Fall sein, wenn das Wirtschaftssubjekt externe Informationen heranzieht, die keine direkten Preisinformationen sind und damit versucht, die künftige Preisentwicklung abzuschätzen; auch in diesem Fall wird eine Erwartungsbildung erfolgen, die völlig von der historischen Preisentwicklung losgelöst ist. Auf der Erwartungsebene muß man für ein Funktionieren des hypothetisch unterstellten Preiserwartungsmechanismus also geradezu von der Aufnahme externer Informationen abstrahieren.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

5. *Verhaltensweisen beim Preiserwartungseffekt*

a) Theoretische Ableitung

Bei einer Inflation steigt gemäß der *Fisher*-Hypothese auf dem Kapitalmarkt der Zins, weil sich Gläubiger und Schuldner über einen Inflationszuschlag in Höhe der erwarteten Preissteigerungsrate p^* „einigen". Dies wird gemeinhin in einem Loanable Funds-Modell nach Abb. 1 dargestellt. Allerdings erscheint eine derartige, wenig gehaltvolle, globale Verhaltenshypothese angesichts der Anonymität, die auf dem Kapitalmarkt zwischen Gläubiger und Schuldner normalerweise gegeben ist, unbefriedigend und für eine weitergehende Analyse unbrauchbar. Realistischer ist es, etwa in Form des Strukturargumentes, durch konkrete Reaktionen der Wirtschaftssubjekte den *Fisher*-Effekt abzuleiten. In dieser Richtung ließen sich folgende Verhaltensweisen spezifizieren, die eine Zinserhöhung bedingen würden:

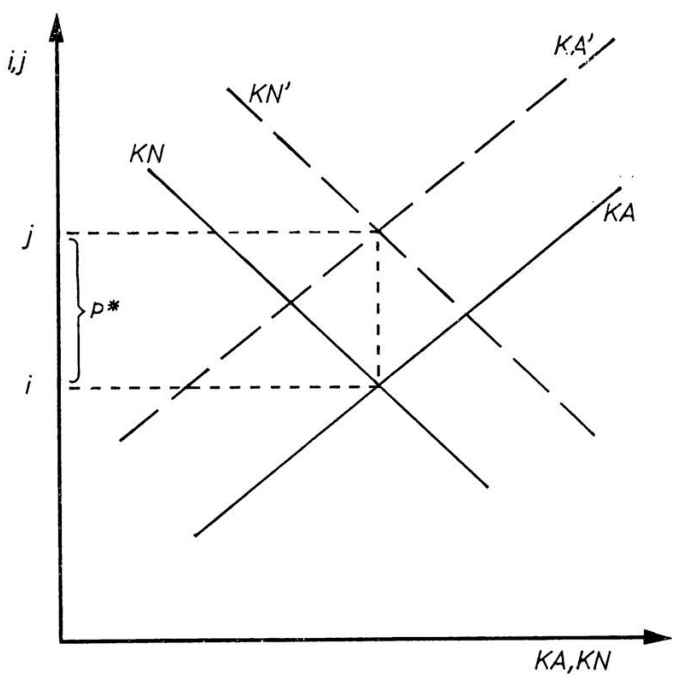

Abbildung 1

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Betrachtet man als Kreditangebot primär die Ersparnis[27], kann hier ein Rückgang eine Zinserhöhung hervorrufen (in Abb. 1 Verschiebung von *KA* und *KA'*). Strukturelle Verschiebungen innerhalb der Ersparnis, also zwischen einzelnen Sparformen, können ebenfalls eine Zinsänderung herbeiführen: Zum einen kann die Nachfrage nach Realaktiva steigen, beispielsweise wenn entsprechend dem Strukturargument vermehrt Aktien nachgefragt werden. Damit geht auf dem Rentenmarkt die Nachfrage zurück und steigt hier der Zins, bis die Differenz zwischen Nominalzins und Aktienrendite genau der erwarteten Preissteigerungsrate entspricht. Zum anderen können Liquiditätspräferenzdifferentiale zwischen verschiedenen Anlageformen von Bedeutung sein. Etwa mag ein starkes Unsicherheitsmoment bei der Erwartung dazu führen, daß relativ liquide Sparformen, beispielsweise das Kontensparen, gegenüber der Wertpapieranlage präferiert werden. Dieser Rückgang des Angebots auf dem Kapitalmarkt führt dort zunächst zu einer Zinssteigerung. Findet nun durch das Bankensystem kein Ausgleich dieser Fristeninkongruenz statt, und sinkt die Nachfrage nach langfristigem Kapital nicht im gleichen Maße, kann sich hieraus auch ein permanent höherer Zins ergeben.

Bei der Kreditnachfrage, vor allem der Nachfrage nach Investitionskrediten, ist die entsprechende Verhaltensweise eindeutig: Die Unternehmer werden mehr investieren und entsprechend mehr Kredit nachfragen, weil sie, solange die Marktzinsrate die erwartete Preissteigerungsrate noch nicht kompensiert, einen zusätzlichen Gewinn erzielen (in Abb. 1 Verschiebung von *KN* und *KN'*).

Möglich wären außerdem noch Wechsel innerhalb der Gläubiger-Schuldner-Position, worunter zu verstehen ist, daß wegen des Verschwindens der Geldillusion „... beim interpersonalen Güteraustausch in einer Volkswirtschaft bewußt und einseitig die Schuldnerposition bevorzugt wird"[28]. Grund hierfür kann eine vermehrte Nachfrage nach Sachwerten sein, deren Erwerb nur über eine zusätzliche Kreditaufnahme möglich ist.

Zumindestens in den Rahmen des Loanable Funds-Ansatzes läßt sich noch ein Mechanismus stellen, der zwar auch nicht exakt einer direkten „Einigung" entspricht, dieser Vorstellung aber noch am nächsten kom-

[27] Bei völlig elastischem Geldangebot kann natürlich überhaupt kein Preiserwartungseffekt auftreten, worauf bereits K. *Wicksell*, Geldzins und Güterpreise (1889), Aalen 1968, S. 152, in seiner Kritik an *Fisher* hingewiesen hat.

[28] F. *Läge*, Die säkulare Inflation, Frankfurt 1959, S. 36.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

men dürfte. Er ergibt sich, wenn man die Kreditvermittlungstätigkeit der Banken, aber auch anderer privater und institutioneller Kreditvermittler berücksichtigt. Sehen sich diese Wirtschaftseinheiten nämlich einer realwertmotivierten Forderung nach höheren Zinsen seitens ihrer Einleger gegenüber, könnten sie gezwungen werden, einen gewährten höheren Habenzins auf die Sollzinsen zu überwälzen. Durch Verschiebungen innerhalb des Kreditangebots aufgrund der höheren Sollzinsen bzw. durch Umschichtung von Anlagebeträgen wegen der höheren Habenzinsen könnte dann auch auf dem Kapitalmarkt der Zins steigen[29].

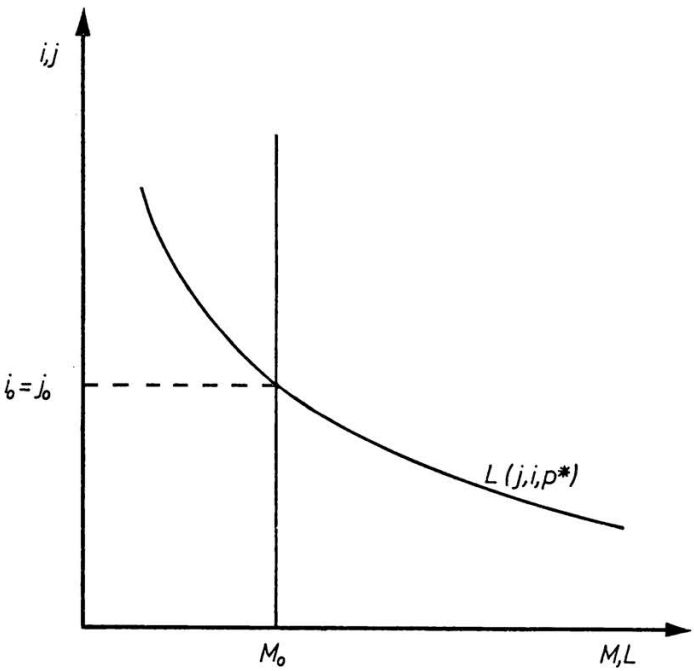

Abbildung 2

Interessant erscheint, daß man in das *Keynes*sche Liquiditätspräferenzmodell (Abb. 2) zunächst keinen Preiserwartungseffekt integrieren kann; der Zins entscheidet hier über die Substitution zwischen zwei nominalen Aktiva, nämlich zwischen Kasse (M) und festverzinslichen

[29] Problematisch hinsichtlich einer empirischen Überprüfung dieser These zeigt sich vor allem der Umstand, daß hier der Markt für Termineinlagen betroffen ist, über den fast keine Informationen vorliegen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Wertpapieren, die aber beide gleichermaßen inflationsgefährdet sind[30]. Jedoch kann man dieses Modell erweitern und als weitere Anlageform Aktien einführen, deren reale Rendite i im Gleichgewicht bei Preisstabilität genau dem Marktzins j_0 entspricht. Wenn jetzt Preiserwartungen auftreten, werden die Anleger entsprechend dem Strukturargument versuchen, Rentenwerte durch Aktien zu substituieren. Jedoch muß sich auch in diesem Fall nicht notwendigerweise der Marktzins verändern[31]. Eine Erhöhung von j tritt nur ein, wenn man für einzelne Anleger unterschiedliche Substitutionsbeziehungen zwischen den drei Aktiva einführt, damit sich per Saldo die Liquiditätspräferenzkurve verschiebt. Wenn beispielsweise die Käufer der Aktien diese dem Besitz festverzinslicher Wertpapiere vorziehen, hingegen die Verkäufer der Aktien Kasse gegenüber Anleihen präferieren, steigt per Saldo j. Wenn hingegen die Käufer der Aktien mit diesen Kasse substituieren, während die Verkäufer der Aktien eher Festverzinsliche bevorzugen, würde per Saldo sogar der Marktzins sinken[32].

Des weiteren kann eine Verschiebung der Liquiditätspräferenzkurve und damit eine Zinserhöhung auftreten, wenn die Inflation vor allem Unsicherheit hervorruft und dies zu einer höheren Liquiditätsvorliebe führt. Ein ähnlicher Effekt kann auch von geänderten Zinserwartungen ausgehen: Wenn etwa bei länger anhaltender Inflation aufgrund erwarteter geldpolitischer Maßnahmen der Notenbank längerfristig mit einem höheren Zins gerechnet wird, steigt die Kassenhaltung, wodurch das erwartete Ergebnis bereits tendenziell realisiert wird.

---

[30] Vgl. C. *Kennedy*, Inflation and the Bond Rate, Oxford Economic Papers, 1960, S. 269—273.

[31] Vgl. ebenda, S. 270. Gleichgewicht herrscht auf dem Markt für festverzinsliche Wertpapiere, wenn $M_0 = L(j, i, p^*)$, mit $L_j < 0$, $L_i < 0$, $L_p < 0$, und auf dem Aktienmarkt bei einem fixen Volumen an Aktien A, wenn $A = A(j, i, p^*)$, mit $A_j < 0$, $A_i > 0$, $A_{p^*} > 0$. Es ist nun ohne weiteres ersichtlich, daß wenn in der ersten Gleichung p^* anstatt bislang 0 einen positiven Wert annimmt, die Liquiditätspräferenzkurve L sich dann nicht verschiebt, wenn gleichzeitig i um den gleichen Betrag sinkt. Wenn also im Extremfall alle Wirtschaftssubjekte aufgrund von Preiserwartungen den Wunsch nach Aktien haben, steigen nur deren Kurse entsprechend, ohne daß aber mehr Aktien den Besitzer wechseln als vorher, und sinkt die Rendite i, ohne daß sich j verändert.

[32] Damit scheint es äußerst problematisch, wenn in empirischen Untersuchungen die *Fisher*sche Hypothese über eine Kreditbeziehung an einem *Keynes*schen Geldmarktmodell expliziert wird, in das auch ein modifizierter Preiserwartungseffekt nur unter erheblichen Schwierigkeiten zu integrieren ist.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Analysiert man im *Keynes*schen Modell die gesamte Geldnachfrage, ist einmal bei bzw. auch schon vor Überschreiten der Vollbeschäftigungsgrenze der Einkommenseffekt wirksam, da wegen der nominellen Einkommenssteigerung ein zunehmender Transaktionskassenbedarf notwendig wird. Bei länger anhaltender Inflation kann dieser stetige Mehrbedarf sogar antizipiert werden und zu einer vorgezogenen höheren Kassenhaltung führen, was eine zusätzliche Zinserhöhung bewirken würde.

Wenig adäquat erscheint es, im IS-LM-Schema eine Verringerung der Sparneigung und die entsprechende Zinserhöhung mit dem Preiserwartungseffekt in Verbindung zu bringen. Die Ersparnis ist bei *Keynes* Restgröße und vor allem im Hinblick auf die Einkommensverwendung von Bedeutung, also keine für den Kapitalmarkt im eigentlichen Sinne relevante Größe; sie wirkt durch ihre Veränderung primär auf den Multiplikator ein. Der Zinseffekt auf dem Kapitalmarkt kommt bei einem Rückgang der Sparneigung durch die aus den Konsumnachfragesteigerungen resultierende Erhöhung des Volkseinkommens und den steigenden Bedarf an Transaktionskasse, mithin den Einkommenseffekt zustande.

Ähnlich differenziert ist auch der Einfluß von Preiserwartungen auf die Grenzleistungsfähigkeit des Kapitals zu betrachten. Auch hier liegt eigentlich kein Preiserwartungseffekt im Sinne der *Fisher*schen Hypothese vor, denn eine Zinserhöhung ergibt sich wieder erst indirekt, wenn sich über den Multiplikator das Volkseinkommen erhöht hat und aufgrund des Einkommenseffektes der Transaktionskassenbedarf steigt.

b) Der empirische Befund

Im folgenden sollen nun die soeben theoretisch abgeleiteten Verhaltensweisen soweit möglich mit empirischem Material für die BRD konfrontiert werden.

α) Spar- und Anlegerverhalten[33]

Untersuchungen zwischen der Spartätigkeit und dem Geldwertbewußtsein zeigen meist keinen, im Höchstfalle einen geringen, aber nicht eindeutigen Zusammenhang; auch eine Analyse der Sparquote ließ hier keine eindeutigen Schlüsse zu. Selbst in der jüngeren Vergangenheit war trotz zunehmender Preissteigerungsraten eine dauernde Zunahme der

[33] Zu den Quellen für die empirischen Indizien in diesem Abschnitt vgl. J. *Badura*, a.a.O.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

privaten Geldvermögensersparnis zu verzeichnen, und erstmalig im ersten Halbjahr 1973 war gegenüber 1972 eine Verringerung der Sparquote zu erkennen, wobei allerdings der Wert immer noch auf dem Niveau von 1970 bzw. 1971 lag. Diesen Rückgang zählte die Deutsche Bundesbank „... als weiteres Symptom für die Ausbreitung der Inflationserwartung ..."[34].

Für das Kontensparen ist in der BRD kein eindeutiger Zusammenhang zu Preissteigerungen nachzuweisen. Erst ab etwa März 1973 war eine Stagnation bzw. sogar Abnahme der Sparkonteneinlagen festzustellen, während bei höherverzinslichen, längerfristigen Einlagen ein Anstieg zu verzeichnen war.

Entgegen der Strukturhypothese, wonach in der Inflation eine Verschiebung von festverzinslichen Wertpapieren zu Aktien hin hätte stattfinden sollen, stellt die Deutsche Bundesbank beim Wertpapiersparen längerfristig einen allgemeinen Trend zu festverzinslichen Wertpapieren hin fest. Ein ähnliches Ergebnis liefert auch ein Vergleich der Verbrauchsstichprobe von 1969 mit der von 1962/63, und zwar sowohl für die Gesamtheit aller erfaßten Haushalte wie auch speziell für die höheren Einkommensgruppen. Ein Grund für die geringe Fluktuation zwischen verschiedenen Wertpapierarten dürfte einmal sein, daß ein hoher Prozentsatz von Wertpapieranlegern die einmal gewählte Sparform beibehält und als längerfristige Anlage betrachtet; weiterhin bleibt zu berücksichtigen, daß die Laufzeiten von Rentenwerten in der BRD erheblich gesunken sind und so das Kursrisiko verringert wurde; und schließlich dürfte die bestehende starke Risikoscheu gegenüber der Aktie nicht zu vernachlässigen sein. Die mangelnde Evidenz für die Strukturhypothese ist aber auch noch von einer anderen Seite her zu begründen: Dieses Argument baut primär auf einer angeblichen Realwertsicherheit der Aktie auf. Für die deutschen Verhältnisse gilt nun, daß sich in der großen Inflation von 1923 und auch bis zum Jahre 1948 die Besitzer von Aktien im Schnitt besser stellten als diejenigen, die Rentenwerte hielten. Ergebnisse von Umfragen bei Selbständigen ergaben nun aber, daß mehr als 50 % aller Befragten über diesen Fragenkomplex keinerlei Auskunft geben konnten und sich nur 40 % in etwa richtig informiert zeigten; 42 % der Befragten waren überdies der Meinung, die Aktie sei vor der Inflation nicht sicher gewesen. Zu berücksichtigen bleibt allerdings, daß in den Erhebungen des Statistischen Bundesamtes

[34] Deutsche Bundesbank, Monatsbericht Mai 1973, S. 7.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nur Einkommensbezieher bis 10 000,— DM monatliches Einkommen erfaßt werden, während der überwiegende Teil des gesamten privaten Wertpapiervermögens von einer Gruppe von Haushalten gehalten wird, die in den Stichproben nicht erfaßt werden[35]. Nun könnte natürlich gerade diese nicht erfaßte Gruppe mit ihrem ziemlich hohen Wertpapiervolumen mittels Portefeuillesubstitution entsprechend dem Strukturargument auf einem relativ engen Kapitalmarkt, wie man ihn in der BRD gemeinhin unterstellt, die behauptete Zinsänderung induzieren. Das Zustandekommen des *Fisher*-Effektes auf Verhaltensweisen einer Anlegergruppe zu gründen, über die so gut wie keine Informationen vorliegen, ist aber wohl problematisch. Überdies bleibt zu berücksichtigen, daß in der BRD ab 1960 die Realwertsicherungsfunktion der Aktie nicht mehr unbedingt gewährleistet war. Diesem Umstand wäre also Rechnung zu tragen, oder man hätte davon auszugehen, daß dieser Personenkreis geradezu in einer Art Sachwertillusion Aktien zeichnet.

In der BRD ergab sich bislang kein wesentlicher Zusammenhang zwischen der Inflation und dem Versicherungssparen; hingegen glaubte die Deutsche Bundesbank beim Bausparen ab 1971 eine inflationsinduzierte Zunahme durch Vertragsaufstockungen zu beobachten.

Hinsichtlich der Nachfrage nach Realaktiva könnte man die in der BRD etwa 1968 zu verzeichnende Zunahme des Mittelaufkommens bei Investmentfonds, die primär auf Kosten des Kontensparens vonstatten ging, unter Umständen auf Veränderungen des Geldwertbewußtseins zurückführen. Geht man jedoch noch einen Schritt weiter und untersucht die Anlagepolitik dieser Kapitalsammelstellen, zeigt sich bereits ab etwa 1967 in deren Portfeuille ein Rückgang des Aktienanteils und ein Anstieg des Anteils festverzinslicher Wertpapiere. Darüber hinaus stellen Rentenfonds einen erheblichen Anteil an den gesamten Fonds, nämlich fast ein Drittel, und diese halten überhaupt keine Aktien. Auffällig ist der zunehmende Anteil der Barreserve am Vermögen der Fonds, bei der es sich meist um Bankguthaben und auch Geldmarktpapiere handelt. Das gilt in noch stärkerem Maße für Immobilienfonds, die ab etwa 1970 größere Mittelzuflüsse verzeichnen konnten. Weniger tragen letztere Fonds zur Erhöhung der Kreditnachfrage bei, da sie mit relativ geringen Fremdmitteln arbeiten. Ein gewisses Indiz im Hinblick auf eine

[35] H. *Willgerodt* u. a., Vermögen für Alle, Düsseldorf—Wien 1971, S. 59 ff. ermitteln als durchschnittlichen Depotwert für jeden dieser Haushalte rund 87 000,— DM bzw. diese rund 800 000 Haushalte verfügen über mehr als zwei Drittel des gesamten Wertpapierbestandes.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Erhöhung der Nachfrage nach Realaktiva wäre unter Umständen noch im ersten Halbjahr 1973 zu erkennen, wo sich als Korrelat zu dem Rückgang der Sparquote eine außergewöhnliche Konsumgüternachfragesteigerung feststellen ließ.

Hinsichtlich des Wechsels innerhalb der Gläubiger-Schuldner-Position ist ab etwa 1970 eine stark steigende Kreditnachfrage festzustellen, die inflationsmotiviert zu sein scheint[36]. Ab 1972 lassen sich möglicherweise auch beim Konsumentenkredit inflationsbedingte Steigerungen nachweisen.

Bankeinlagen von Unternehmen schwankten zwar in der BRD in gewisser Weise invers zum Preisniveau; jedoch waren diese Veränderungen konjunkturell bedingt. Festzuhalten ist ab etwa 1960 eine Abnahme des Anteils der Sichtgutgaben am Geldvermögen zugunsten längerfristiger, höherverzinslicher Bankeinlagen. Die Veränderungen, die im Wertpapierportefeuille der Unternehmen seit 1960 vonstatten gegangen sind, entsprechen zwar in gewisser Weise der Strukturhypothese, da sich der Bestand an Aktien erheblich stärker erhöht hat als derjenige festverzinslicher Wertpapiere. Allerdings ist fraglich, ob hierfür inflationsmotivierte Realwertüberlegungen verantwortlich waren; vielmehr dürfte „... das Interesse an der Einflußnahme auf andere Unternehmen durch Beteiligungen stärker gewesen sein als das an einer rentierlichen Geldanlage“[37].

Was Versicherungen betrifft, scheinen in der BRD vor allem Lebensversicherungen „... ihr Augenmerk bei der Anlage der Sparkapitalansprüche ihrer Versicherten auch auf die Erhaltung des inneren Wertes dieser Forderungen (zu legen)“[38]. Analysiert man unter diesem Aspekt ihre Portefeuilles, zeigt sich, daß eine endeutige Präferenz für Festverzinsliche gegenüber Aktien besteht. Das ist darauf zurückzuführen, daß das Renditeniveau festverzinslicher Papiere als ausreichend hoch zur Sub-

---

[36] „Offensichtlich spielt hier eine Rolle, daß im Hinblick auf den Erwerb von Sachwerten bei der anhaltenden Rate der Geldentwertung geringere Eigenmittel als früher für ausreichend erachtet werden ... (Deutsche Bundesbank, Entstehung und Verwendung des Einkommens im zweiten Halbjahr 1972 nach Sektoren, Monatsbericht März 1973, S. 17).

[37] Deutsche Bundesbank, Entwicklung des Geldvermögens und der Verpflichtungen von 1950—1971, Monatsbericht März 1973, S. 31.

[38] H. *Gerhardt,* Die Versicherungen am Kapitalmarkt, in: G. *Bruns,* K. *Häuser* (Hrsg.), Die Rolle von Institutsgruppen und Kapitalsammelstellen am Kapitalmarkt, Frankfurt 1972, S. 84.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

stanzwerterhaltung angesehen wird, während gegenüber der Aktie eine gewisse Risikoscheu besteht[39].

Die Banken in der BRD haben langfristig erheblich mehr Mittel in Rentenwerten als in Aktien angelegt. Bei beiden Beständen traten kurzfristig Schwankungen in beiden Richtungen auf. Insgesamt ergeben sich jedoch keine Anhaltspunkte für Realwerterwägungen der Banken, sondern für die Portefeuillepolitik bei Rentenpapieren scheint der Liquiditätsstatus von überragender Bedeutung zu sein.

β) Preiserwartungen und Kreditnachfrage

Sucht man nach Indizien, die im Sinne des Preiserwartungseffektes Einflüsse auf die Kreditnachfrage aufzeigen, ist vor allem die Investitionstheorie heranzuziehen. Obwohl der Preiserwartungseffekt primär auf die Absatzpreise der produzierten Güter abstellt, hat man zunächst auch Preiserwartungen hinsichtlich der Anschaffungspreise von Anlagegütern zu berücksichtigen, da aus der Erwartung steigender Anschaffungskosten heraus vorgezogene Investitionen und entsprechender Finanzierungsbedarf ebenfalls zu Zinserhöhungen führen würden. Während frühere Untersuchungen hier negative Ergebnisse erbrachten, weist die Bundesbank für 1969 auf ein derartiges Moment hin. Was die Absatzpreise der produzierten Güter betrifft, wurden in der Theorie diesbezügliche Erwartungen bei der Entscheidung des Investors zwar stets betont; jedoch erweist es sich als schwierig, hierüber empirische Aufschlüsse zu gewinnen, denn bei Untersuchungen zum Investitionsverhalten werden Preiserwartungen nicht einbezogen. Somit kann man nur versuchen, Preiserwartungen mit bestimmten, als signifikant ermittelten Variablen in Verbindung zu bringen, wobei vor allem die Gewinnvariable von Bedeutung sein dürfte. Allerdings wäre hier eine zu weitgehende Interpretation problematisch, denn der Gewinn ist noch von anderen Faktoren abhängig, etwa der betreffenden Marktform, Exportaussichten usw., entscheidend aber von der allgemeinen Kostenentwicklung. Beispielsweise verzeichnete die Deutsche Bundesbank zwar mit dem Beginn des Investitionsbooms von 1969 einen stärkeren Einfluß von Preiserwartungen bei den Unternehmen; trotzdem traten auch in dieser Phase kurzfristig durchaus gewisse Einbrüche bei der Investitionsneigung auf und zwar immer dann, wenn zwar die Preise auf der Absatzseite stark

[39] Bei Versicherungen als Großabnehmern festverzinslicher Wertpapiere könnte man sich allerdings noch am ehesten eine „Einigung" mit dem Schuldner im Sinne der Ausgangshypothese des Preiswartungseffektes vorstellen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

stiegen, aber gleichzeitig starke Kosten-, vor allem Lohnerhöhungen, zu verzeichnen waren. Preiserwartungen scheinen demnach keine eigenständige Variable zu sein.

Im Bausektor ist ab 1970 in Ansätzen ebenfalls eine im Hinblick auf erwartete Steigerungen der Anschaffungskosten vorgezogene Nachfrage zu erkennen. Ab etwa dem gleichen Zeitpunkt läßt sich dann vor allem beim Wohnungsbau eine besonders starke Nachfragesteigerung feststellen, die von einer erheblichen Kreditverschuldung begleitet war. Die Annahme, daß eine ausgesprochene Inflationsmentalität hinter diesem Bauboom gestanden haben dürfte, könnte durch den Umstand gestützt werden, daß in der Konjunkturabschwächung von 1971 die Baunachfrage nicht wie in früheren Abschwüngen zurückging, obwohl der Zins hier höher lag als etwa 1965/66[40]; ein weiteres Indiz wäre in dem überaus starken Wohnungsüberhang zu sehen, der Ende 1971 auftrat.

Insgesamt läßt die Analyse des Spar- bzw. Anlegerverhaltens eigentlich nur wenige Indizien finden, die der *Fisher*-Hypothese bzw. hieraus ableitbaren Reaktionen der Wirtschaftssubjekte entsprechen. Erst für den allerjüngsten Zeitraum kann man bei der Ersparnis Strukturverschiebungen feststellen, die möglicherweise durch Änderungen der Geldillusion induziert sind. Allerdings ist nicht eindeutig zu bestimmen, inwieweit hieraus unbedingt Wirkungen in Richtung auf eine Erhöhung des Kapitalmarktzinses resultierten. Bei der Kreditnachfrage lassen sich Einflüsse von Preiserwartungen allenfalls ab 1969 finden, wovon vor allem der Bausektor, speziell der Wohnungsbau, tangiert worden sein dürfte. Ein gewisser Einfluß scheint auch noch dem Wechsel von der Gläubiger- zur Schuldnerposition zugekommen zu sein.

III. Schätzprobleme

1. Inflation und Realzins

Ein wichtiges Identifikationsproblem wird beim empirischen Test des Preiserwartungseffektes meistens vernachlässigt, obwohl ihm im Hinblick auf die Aussagefähigkeit der Untersuchung erhebliche Bedeutung

[40] Das wird verständlich, wenn man berücksicht, daß ein um 1 % höherer Zins Bauvorhaben um rund 7—8 % verteuert, während 1971 der Preisindex im Wohnungsbau um 10,4 % stieg (Vgl. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Der Aufschwung hat begonnen, Konjunkturbericht 1972, Heft 2, S. 8 ff.).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zukommt. Bereits *Fisher* hatte keine völlige Durchsetzung des Preiserwartungseffektes im Zins gefunden und dies der Existenz von Geldillusion zugeschrieben; jedoch kann diese statistisch ermittelte, unvollständige Durchsetzung unter Umständen auch durch eine gleichzeitige Senkung des Realzinses bedingt sein. Dieses Problem sei im folgenden kurz dargestellt:

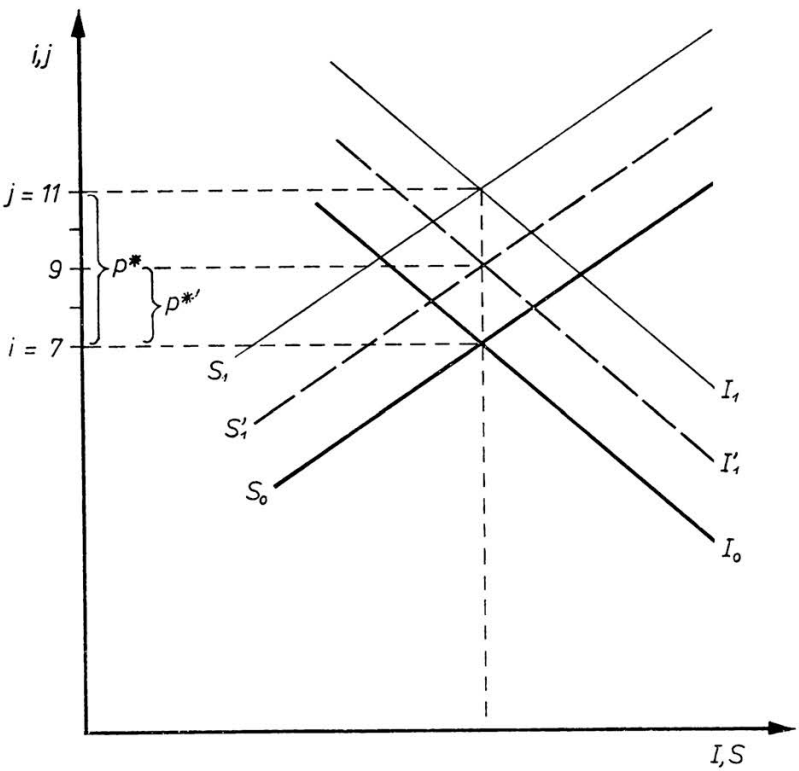

Abbildung 3

Im Loanable-Funds-Modell in Abb. 3 wird nach der *Fisher*-Hypothese bei einer Preiserwartung p^* in Höhe von 4 % durch Verschiebung der I_0- und S_0-Kurve nach S_1 bzw. I_1 aus dem bisherigen Realzins $i = 7$ % der neue Nominalzins $j = 11$ %[41]. Statistisch ergäbe sich in

[41] Von dem Produkt $i \cdot p^*$ sei abgesehen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

diesem Fall ein Summenkoeffizient von 1[42]. Ist hingegen noch kein vollständiger Verlust der Geldillusion gegeben, beispielsweise wenn sich die Kurven nur nach S_1' bzw. I_1' verschoben haben und nur eine Preiserwartungskomponente von $p^{*\prime}$ realisiert wurde, beläuft sich der Summenkoeffizient z. B. nur auf 0,5.

Es soll sich nun in der betrachteten Periode aufgrund des Inflationsprozesses eine Veränderung von S_0 nach S_0' und damit eine Senkung des Realzinses i von 7 % auf $i' = 6$ % ergeben haben (Abb. 4). Bei diesem niedrigeren Zins kann jetzt wiederum, wie im ersten Fall, eine völlige Durchsetzung von p^* stattfinden, und es ergibt sich der, jetzt allerdings niedrigere Nominalzins $j' = 10$ %. Die statistische Analyse erbringt in diesem Fall aber einen Summenkoeffizienten kleiner 1, da man nur die geringere Preiserwartungskomponente $p^{*\prime\prime}$ ermittelt. Deshalb würde man fälschlicherweise auf die Existenz von Geldillusion schließen, obwohl eine völlige Durchsetzung von p^* stattgefunden hat[43].

Entscheidend ist also, ob der Realzins Veränderungen unterliegen kann, und diese Frage ist sowohl für die Inflation ohne Antizipation als auch die Inflation mit Antizipation zu bejahen. Im ersten Fall ist möglich, daß sich durch reale Kaufkraftumverteilungen die reale Ersparnis erhöht[44]. Entsprechende Umverteilungsprozesse kann man über Realwertminderungen von Transferzahlungen, den Lohn-lag oder Gläubiger-Schuldner-Verhältnisse ableiten[45]. Eine Realzinssenkung für den Fall der voll antizipierten Inflation wurde bereits relativ früh abgeleitet[46] und strittig scheint in der Literatur nur, in welchem Ausmaß sich der Realzins ändert, nicht jedoch, daß er sich tatsächlich ändern kann.

Es muß deshalb verwundern, wenn in empirischen Untersuchungen oft angenommen wird, daß der Realzins konstant bleibt[47] bzw. auf die-

---

[42] Es sei eines der gebräuchlichen ökonometrischen Verfahren vorausgesetzt, bei dem die Preiserwartungen über gegenwärtige bzw. vergangene Preisänderungsraten operationalisiert werden. Im Fall der völligen Durchsetzung liegt der Summenkoeffizient der durch die Regression ermittelten Gewichte w_i der Preisänderungsraten der Perioden t bis $t-n$ bei 1, bei unvollständiger Durchsetzung zwischen 0 und 1.

[43] Auf dieses Identifikationsproblem hat R. *Mundell*, Inflation and Real Interest, Journal of Political Economy, 1963, S. 280 ff. hingewiesen.

[44] Vgl. etwa F. A. *Lutz*, Zinstheorie, 2. neu bearbeitete und stark erweiterte Auflage, Tübingen Zürich 1967, S. 116.

[45] Vgl. M. *Ziercke*, Die redistributiven Wirkungen von Inflationen, Göttingen 1970, S. 154.

[46] Vgl. etwa C. *Kennedy*, a.a.O.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

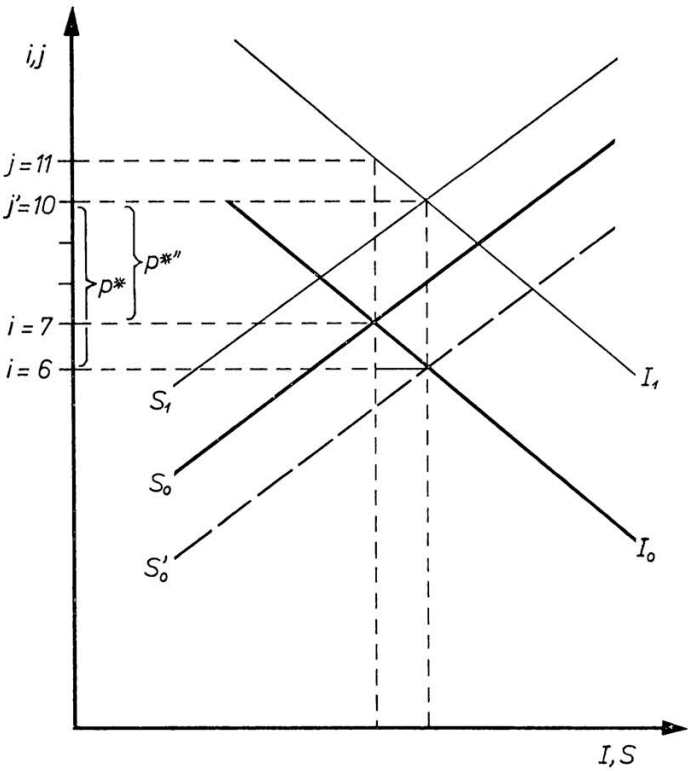

Abbildung 4

sen Sachverhalt auch dann geschlossen wird, wenn ein völlig durchgesetzter Effekt ermittelt wurde[48]. Letzteres kann aber natürlich nicht als schlüssiger Beweis gelten; zum einen sind durchaus Trenderwartungen möglich, die einen Summenkoeffizienten größer 1 zur Folge hätten; zum anderen hat bereits *Fisher* darauf hingewiesen, daß sich wegen des Faktors $i \cdot p^*$ in Gleichung 1 der Zins um mehr als die erwartete Preisänderungsrate erhöhen müßte[49]. Nicht weniger fragwürdig dürfte eine andere Methode sein, die sich ebenfalls verschiedentlich in derartigen Un-

[47] Vgl. etwa W. E. *Gibson*, Interest Rates and Inflationary Expectations: New Evidence, American Economic Review, 1972, S. 854—866.

[48] Vgl. M. *Feldstein*, O. *Eckstein*, The Fundamental Determinants of Interest Rates, Review of Economics and Statistics, 1970, S. 336. Der Summenkoeffizient befindet sich dann knapp unter dem Wert 1, wobei der Schätzgleichung oft die Restriktion auferlegt wird, daß sich kein Wert größer 1 ergeben darf.

[49] Die eben erwähnte Restriktion ist somit unzulässig, da eine bestimmte Alternative von vornherein ausgeklammert wird.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tersuchungen findet[50]: Wird nämlich statistisch keine völlige Durchsetzung ermittelt, nimmt man nicht etwa an, daß möglicherweise bei den Wirtschaftssubjekten eben noch Geldillusion besteht, sondern folgert eine Senkung des Realzinses bei gleichzeitiger, völliger Durchsetzung der Inflationskomponente.

2. *Erfassung der Preiserwartungen*

Die gebräuchlichste Methode zur Erfassung der Preiserwartungen der Individuen beim statistischen Test des *Fisher*-Effektes ist die indirekte, ökonometrische Operationalisierung. Dies hat den Vorteil, daß auf die fortlaufenden Indizes der amtlichen Statistik zurückgegriffen werden kann. Generell ist allen derartigen Ansätzen die Hypothese gemeinsam, daß sich die Preiserwartungen der Individuen aus Preiserfahrungen der Gegenwart und/oder der Vergangenheit ableiten lassen, also

$$p_t^* = f(p_t, p_{t-1}, p_{t-2}, \ldots, p_{t-n}) \; . \tag{2}$$

Weitere Annahme dabei ist, daß die einzelnen Preisänderungen p_t bis p_{t-n} von den Wirtschaftssubjekten jeweils mit einem Faktor w_i, $i = 0, 1, 2, \ldots n$, gewichtet werden und entsprechend dieser Gewichtung zur Bildung des Erwartungswertes beitragen.

Zur Vorabprüfung kann man eine Erwartungshypothese zunächst derart formulieren, daß man annimmt, der Erwartungswert zum Zeitpunkt t, also p_t^*, werde durch eine einzige Preisänderungsrate p einer Periode $t - n$ bestimmt. Nach Berechnung mehrerer Korrelationen mit unterschiedlichen n legt man dann durch den best-fit die wahre Periode $t - n$ fest. Eine derartige Hypothese ist natürlich problematisch, da ein best-fit etwa für die Periode $t - 10$ bedeutet, daß von den Preisänderungen der Perioden $t - 1$ bis $t - 9$, und von denjenigen ab der Periode $t - 11$ überhaupt kein Einfluß mehr auf den Erwartungswert ausgegangen ist.

Diesen Nachteil weisen verteilte Verzögerungen, die unterstellen, daß der Erwartungswert aus Preisänderungen mehrerer Perioden abgeleitet wird, nicht auf. Die entscheidende Frage, welche Gewichte die Individuen den Preisänderungen beimessen, also die Frage nach der Verteilungsform, kann man auf zwei Wegen lösen.

---

[50] Vgl. z. B. W. P. *Yohé*, D. S. *Karnosky*, Interest Rates and Price Level Changes 1952—69, Monthly Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, Dez. 1969, S. 24.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Einmal kann man mittels einfacher multipler Regression die Gewichte ermitteln, was in der Weise vonstatten geht, daß eine Regressionsgleichung der Form

$$j_t = a + bp_t + cp_{t-1} + dp_{t-2} + \ldots + u \tag{3}$$

wobei a das Absolutglied, b, c, ... den jeweiligen Regressionskoeffizienten, also den Gewichtungswert w_i, und u die Störgröße darstellt, durch fortlaufenden Einbezug von p_{t-n}-Werten ad infinitum erweitert wird. Bereits die Verwendung weniger p-Werte führt allerdings wegen Multikollinearität in den unabhängigen Variablen zu möglichen Verzerrungen der geschätzten Parameter, so daß dieser Ansatz wenig brauchbar ist.

Im zweiten Fall wird a priori eine bestimmte Verteilungsform als plausibel unterstellt, die sich über einen bzw. nur wenige Parameter bestimmen läßt. Zu nennen wären hier vor allem der *Koyck*-Lag, der eine geometrisch abfallende Verteilung unterstellt, sowie der *Pascal*-Lag und die *Almon*-Verteilung, die eher eine umgekehrte *V*-Verteilung implizieren. *Koyck*- und *Pascal*-Lag weisen einige statistisch-methodische Schwächen auf, die sich mit verbesserten Verfahren aber unter Umständen beheben lassen. Problematisch ist aber vor allem folgender Umstand: Je weniger Parameter zur Schätzung einer derartigen Verteilung zu ermitteln sind, um so restriktiver ist die Verteilungsform, die dem Zahlenmaterial auferlegt wird. Wird beispielsweise eine geometrisch abfallende Gewichtung als Hypothese unterstellt, ist eine Schätzung mit dem *Koyck*-Lag strenggenommen kein Test dieser Hypothese, da keine echte Falsifikationsmöglichkeit besteht, sondern stets nur eine geometrische Verteilung ermittelt werden kann[51]. Die Hypothese ist damit weitgehend ökonometrisch „immunisiert". Es ist nun zwar möglich, jede Verteilungsform mathematisch zu spezifizieren, doch scheitern statistische Tests solcher höherer Lag-Funktionen derzeit noch an den Schätzproblemen.

Auch das favorisierte *Almon*-Verfahren ist von derartigen Beeinträchtigungen nicht frei. Hier wird, allgemein formuliert, die Verteilung der Gewichte mittels eines Polynoms bestimmt, wobei der Polynomgrad und die Länge des Lag, also n, a priori zu spezifizieren sind; nach mehrfacher Schätzung können dann anhand des best-fit „der" Lag und die

[51] Man kann also nur anhand des Bestimmtheitsmaßes über Annahme oder Ablehnung des Tests entscheiden.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

entsprechenden Gewichte ermittelt werden. Das Verfahren impliziert mehr oder weniger eine umgekehrte *V*-Verteilung, was deutlich wird, wenn man den Polynomgrad gleich zwei setzt. Selbst wenn die Wirtschaftssubjekte ihren Erwartungswert geometrisch ableiten würden, ergäbe ein Test mit diesem Polynom stets eine parabelförmige Verteilung[52]. Man hätte für einen wirklichen Test also in jedem Fall mehrere Verteilungsformen heranzuziehen, um zwischen diesen diskriminieren zu können.

Einige gravierende Probleme sind aber selbst dann noch nicht gelöst: Sämtliche Verfahren implizieren, daß die Individuen Preissteigerungen und Preissenkungen bzw. Preisstabilität symmetrisch gewichten; positive Ergebnisse können wiederum nicht als Beweis einer derartigen Hypothese gelten, da keine Falsifikationsmöglichkeiten bestehen. *Koyck*- und *Pascal*-Lag unterdrücken ferner negative Gewichtungen, die sich mit Verfahren, die hierfür einen Freiheitsgrad haben, öfter einstellen und durchaus auch sachlich begründen lassen.

Hinsichtlich der Durchsetzung der Inflationskomponente wird verschiedentlich argumentiert, daß nur ein Summenkoeffizient kleiner 1 auftreten kann; entsprechend wird dann der Schätzgleichung eine Restriktion auferlegt, so daß die Summe der Gewichte den Wert 1 nicht übersteigt. Eine entsprechende Schätzung kann dann natürlich wieder kaum als Test dieser Hypothese gelten, denn wie bereits angemerkt, sind durchaus auch Summenkoeffizienten größer 1 denkbar.

Da beim Test nur ein einzelner Index zur Ableitung der Erwartungen verwandt wird, ist die wohl äußerst unrealistische Prämisse unterstellt, daß Schuldner und Gläubiger bei ihrer Erwartungsbildung auf den gleichen Index rekurrieren. Da bei einer Schätzung außerdem nur eine bestimmte Verteilungsform herangezogen wird, ist überdies impliziert, daß beide Marktseiten ihren Erwartungswert durch völlig identische Gewichtung ableiten. Differenzierungen nach einer der beiden

---

[52] Im Gegensatz zu den Anmerkungen der meisten Autoren, wonach sich bei Verwendung unterschiedlicher Polynomgrade „ähnliche Ergebnisse" für den best-fit und die Verteilung gezeigt hätten, erbrachten die Tests des Verfassers den best-fit bei unterschiedlichen Polynomgraden für extrem unterschiedliche Lags und auch stark variierende Durchsetzungen der Inflationskomponente im Zins. Etwa ergab sich mit dem Polynomgrad 2 der best-fit bei einem Lag von 5 Perioden und einem durchgesetzten Effekt von 0,48; für ein Polynom 3ten Grades erhöhte sich der Lag auf 15 Perioden mit einem durchgesetzten Effekt von 0,05 usw.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Marktseiten sind also überhaupt nicht möglich. Da die Verfahren insgesamt gesehen einer Erwartungsbildung aus Einsicht heraus überhaupt nicht gerecht werden und hinsichtlich assoziativ gebildeter Erwartungen, für die sie eher heranzuziehen sind, gravierenden Restriktionen unterliegen, scheint bei ihrer Verwendung unter Berücksichtigung der obigen Ausführungen unter Punkt II also erhebliche Skepsis geboten[53].

3. Gesamtzinsmodelle

Da Realzinsänderungen in der Inflation nicht ausgeschlossen werden können, sind partielle Tests des *Fisher*-Effektes, etwa nach Gleichung 3, mit Vorbehalten zu betrachten. Gesamtzinsmodelle, die den Realzins in irgendeiner Weise einbeziehen, könnten hingegen diesem Problem abhelfen. Eine entsprechende Möglichkeit besteht darin, die Aktienrendite in etwa als Realzins zu betrachten und, entsprechend dem Strukturargument, deren Differenz zur Rendite festverzinslicher Wertpapiere zu den Preiserwartungen in Beziehung zu setzen. Eigene Tests ergaben hier aber entweder den best-fit für einen lead, insignifikante Ergebnisse oder ein niedrigeres Bestimmtheitsmaß als bei einer Schätzung nach Gleichung 3. Zum anderen kann man Gesamtzinsmodelle testen, in denen der Zins zunächst indirekt, beispielsweise über den Liquiditätseffekt in Form prozentualer Veränderungsraten der nominalen Geldmenge ΔM, und den Einkommenseffekt, in Form prozentualer Veränderungsraten des Bruttosozialproduktes ΔBSP, determiniert ist. Dieses Zinsmodell wird dann um die Preiserwartungskomponente erweitert, und etwa nach Gleichung

$$j_t = f(\Delta M_t;\ \Delta BSP_t;\ p_t, p_{t-1}, p_{t-2}, \ldots) \tag{4}$$

geschätzt. Allerdings tauchen bei einem derartigen Test erhebliche Probleme auf. Zunächst ist zu klären, welche Sozialproduktgröße heranzuziehen ist, um den Einkommenseffekt zu operationalisieren. Zweifellos sind hier ausschließlich die nominalen Einkommensänderungen relevant, da ein erhöhter Transaktionskassenbedarf auch dann resultiert, wenn

[53] Vgl. zu diesem Abschnitt im einzelnen auch J. *Badura*, a.a.O., Kapitel 6, wo die gebräuchlichsten Lag-Verfahren wie Korrelationsverschiebungen, Korrelationen mit unterlegten Verteilungen, einfache Regressionsschätzungen, *Koyck*- und *Pascal*-Lag (auch mit verbesserten Verfahren), *Almon*-Methode usw. eingehend dargestellt werden, sowie ebenda Kapital 7, wo sich mit sämtlichen Verfahren Tests für die BRD finden. Mit einigen Verfahren erfolgt auch eine Überprüfung des langfristigen Zusammenhangs für den Zeitraum von 1870 bis 1970.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

bei Vollbeschäftigung nur das allgemeine Preisniveau steigt. Wird stattdessen das reale Sozialprodukt verwandt, ist zu vermuten, daß der über Preisänderungen operationalisierte Preiserwartungseffekt zu einem nicht quantifizierbaren Teil den nominalen Einkommenseffekt mißt. Bei Verwendung des nominalen Sozialprodukts ist aber aufgrund dessen immanenter Preiskomponente nun im Hinblick auf die für die Preiserwartungen herangezogenen Preisänderungen Multikollinearität zu vermuten.

Ein weiterer Punkt steht hiermit in Verbindung: Die Regressionskoeffizienten für beide Sozialproduktsvariable wie auch die Geldmenge waren bei den Tests des Verfassers weitgehend insignifikant. Der Grund könnte zum einen in einer qualitativen Fehlspezifikation der Variablen des Modells liegen, und man hätte für den Einkommens- und Liquiditätseffekt weitere Größen zu testen. Zum anderen kann hierfür auch eine zeitliche Fehlspezifikation Ursache sein, denn beide Effekte wirken wohl erst mit einer gewissen Verzögerung auf den Zins. Vor allem bei kürzeren Periodeneinheiten, etwa Monats- oder Quartalsdaten, hätte man anstatt Gleichung 4 eine Gleichung der Gestalt

$$(5) \qquad j_t = f(\Delta M_t, \Delta M_{t-1}, \ldots; \Delta BSP_t, \Delta BSP_{t-1}, \ldots; \; p_t, p_{t-1}, \ldots)$$

zu testen. Jedoch dürfte ein derartiger Ansatz die Korrelation der unabhängigen Variablen untereinander noch verstärken. Für den Preisindex und das nominale Sozialprodukt ist dieser Sachverhalt wohl eindeutig. Die Geldmenge wiederum wirkt mit Verzögerungen auf das Preisniveau bzw. das nominale Volkseinkommen und ist als endogene Größe auch von diesen beiden Größen selbst nicht unbeeinflußt.

Dieser Umstand macht deutlich, warum verschiedene Autoren die einzelnen Effekte getrennt analysieren; allerdings kann man in diesem Fall, wie eben angedeutet, nicht zwischen der Preiskomponente des Einkommenseffektes und dem Preiserwartungseffekt diskriminieren.

4. Konkurrenzhypothesen

Die Darlegungen im letzten Abschnitt dürften gezeigt haben, daß der Preiserwartungseffekt statistisch nicht befriedigend gegenüber dem Einkommenseffekt abgegrenzt werden kann. Genau genommen bedeutet das, daß aus einem positiven empirischen Befund nicht einmal gefolgert werden kann, daß überhaupt ein Preiserwartungseffekt besteht, weil das Ergebnis auch ausschließlich durch den Einkommenseffekt verursacht sein könnte.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Nun läßt sich dem *Fisher*-Effekt aber noch eine weitere wichtige Konkurrenzhypothese zur Erklärung des *Gibson*-Paradoxons gegenüberstellen, die man als Reaktionseffekt bezeichnen könnte. Diesen kann man folgendermaßen ableiten: Da bislang als eines der wichtigsten Ziele der Notenbank die Wahrung der Preisstabilität gelten konnte, bedeuten auftretende Preisniveauänderungen eine Gefährdung dieses Zieles im Zielkatalog und führen zu einem restriktiven Einsatz des geldpolitischen Instrumentariums. Da die Deutsche Bundesbank den Zinssätzen (bislang) eine wichtige Rolle innerhalb des geldpolitischen Transmissionsmechanismus beimaß, werden also bei Preissteigerungen Maßnahmen ergriffen, die eine Zinssteigerung bewirken sollen. Preisänderungen rufen nach dieser Kausalkette demnach gleichgerichtete Änderungen der Zinsvariablen hervor, und es resultiert eine positive Korrelation. Als Konsequenz solcher Überlegungen werden empirisch sogenannte Reaktionsfunktionen der Notenbank getestet. Ein derartiger statistischer Test macht nun aber ebenfalls den Zins von Preisänderungsraten abhängig, womit gegenüber dem einfachen Ansatz zum Nachweis eines Preiserwartungseffektes nach Gleichung 3 eine Identifikation praktisch unmöglich wird. Deshalb muß verwundern, daß dieser Reaktionseffekt in der Diskussion um die *Fisher*sche These bislang noch nicht die entsprechende Beachtung gefunden hat[54]. Im Prinzip wäre es zwar wieder möglich, in einem Gesamtzinsmodell über den Liquiditäts- in Verbindung mit dem Einkommenseffekt den Reaktionseffekt zu erfassen und von der Preiserwartungskomponente zu trennen, doch stehen dem die bereits erwähnten Schätzprobleme im Wege[55].

---

[54] So findet sich bei L. *Hübl*, Bestimmungsgründe der nominalen Zinsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland, Berlin 1973, S. 110 nur eine Andeutung in dieser Richtung, während J. *Siebke*, M. *Willms*, Zinsniveau, Geldpolitik und Inflation, Kredit und Kapital, 1972, S. 173 diese These explizit ablehnen, da etwa in den ersten drei Quartalen 1971 in der BRD die Geldmenge um 11 % zugenommen hätte, was kaum als restriktive Politik bezeichnet werden könnte, das reale Sozialprodukt hingegen nur um 2,8 % gestiegen sei. Hiergegen ist zum einen einzuwenden, daß ohne Vergleichszahlen bestimmte Zuwachsraten nicht als „kontraktiv" oder „expansiv" klassifiziert werden können; zum anderen ist das reale Sozialprodukt an dieser Stelle überhaupt nicht aussagefähig, da die Preiskomponente des Einkommenseffektes damit völlig vernachlässigt wird.

[55] Eine weitere Konkurrenzhypothese zur Erklärung des *Gibson*-Paradoxons ist das auf Thomas *Tooke* zurückgehende Produktionskostenargument (Vgl. T. *Tooke*, W. *Newmarch*, Die Geschichte und Bestimmung der Preise während der Jahre 1793—1857, Band II, Dresden 1862, S. 623). Zu diesem und wei-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Aufgrund der gefundenen Indizien zum Spar- und Kreditverhalten ist in der BRD beim Kapitalmarktzins zumindest ab etwa 1970 die Existenz einer Preiserwartungskomponente nicht völlig von der Hand zu weisen. Von einer Bestätigung der Preiserwartungshypothese aufgrund gesicherter empirischer Tests kann allerdings bislang noch nicht ausgegangen werden, da abgesehen von erheblichen statistisch-methodischen Schätzproblemen nicht festzustellen ist, was mit den empirischen Verfahren eigentlich gemessen wird.

Insgesamt mag eine derart skeptische Bewertung des heutzutage so viel berufenen Preiserwartungseffektes verwundern, sie darf und will allerdings keinen Anspruch auf Originalität beanspruchen. F. R. *Macaulay*[56] hat nämlich bereits 1936 in seiner Studie sowohl das empirische Material, das dem *Gibson*-Paradoxon zugrundelag, wie auch die speziellen *Fisher*schen Tests mit diesen Daten einer teilweise vernichtenden Kritik unterzogen. Seine Einwendungen gegen das theoretische Konzept einer Einigung zwischen Schuldner und Gläubiger sind weniger relevant, hatte *Fisher* dieses doch im Hinblick auf die Realität bereits stark relativiert: Er billigte nämlich dem Anleger überhaupt keine Reaktionen zu, sondern sah den Preiserwartungseffekt ausschließlich durch die Kreditnachfrage der Unternehmer verursacht. Hinsichtlich der Kritik an seinen empirischen Tests sollte hingegen nicht versäumt werden, eine spätere Stellungnahme von ihm zu zitieren: „Nachfolgende statistische Studien haben indessen gezeigt, daß ich damals das Ausmaß, in dem der Zinssatz die Änderungen der Kaufkraft ausgleicht, stark übertrieben hatte, obwohl diese Studien den ursprünglichen Schluß bestätigt haben, daß ein gewisses Maß des Ausgleiches auf diesem Wege bewirkt wird[57]."

Dem ist, auch im Hinblick auf die heutigen Verhältnisse, eigentlich nichts hinzuzufügen.

Jürgen Badura, Nürnberg

---

teren historischen Erklärungsversuchen für das Paradoxon vgl. J. *Badura*, a.a.O., Kapital 1.

[56] Vgl. F. R. *Macaulay*, Interest Movements, Bond Yields and Stock Prices in the United States Since 1856, New York 1938.

[57] I. *Fisher*, Feste Währung — Illusion und Wirklichkeit, 2. Auflage, Heidelberg 1948, S. 38.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zusammenfassung

Der Fishersche Preiserwartungseffekt: Ein Erklärungsansatz für das Gibson-Paradoxon?

Das *Gibson*-Paradoxon behauptet eine positive Korrelation zwischen den Bewegungen des langfristigen Zinssatzes und des allgemeinen Preisniveaus. I. *Fisher* erklärte diesen Sachverhalt durch den Preiserwartungseffekt; gemäß dieser Hypothese „einigen" sich in einer Inflation bei Aufnahme eines Kreditverhältnisses Gläubiger und Schuldner über einen Inflationszuschlag zum Zins in Höhe der erwarteten Preissteigerungsrate. Diese These findet in jüngerer Zeit immer breiteren Zuspruch, und es liegen bereits zahlreiche bestätigende empirische Untersuchungen vor. Diese unterstellen gemeinhin, daß die Wirtschaftssubjekte ihre Preiserwartung durch Gewichtung bereits aufgetretener Preisänderungsraten ableiten, womit sog. distributed-lags herangezogen werden können.

Aufgrund verschiedener Indizien aus Befragungen usw. erscheint es allerdings sehr unwahrscheinlich, daß die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte den äußerst einfachen, restriktiven Erwartungsstrukturen folgt, die durch Verwendung der verschiedenen Lag-Modelle impliziert sind.

Man kann versuchen, über die im Rahmen der Preiserwartungshypothese behauptete „Einigung" der Kreditpartner hinaus, Verhaltensweisen zu spezifizieren, die in der Inflation eine Zinserhöhung herbeiführen können. Eine entsprechende Konfrontation dieser Verhaltensweisen mit empirischem Material ergibt aber für die BRD erst für den allerjüngsten Zeitraum mögliche Anhaltspunkte, wobei die Wirkungen auf den Zins zudem nicht immer eindeutig sind.

Hinsichtlich der empirischen Tests zeigt sich, daß sowohl partielle Schätzungen einer Inflationskomponente im Zins wie auch Tests umfassender spezifizierter Zinsmodelle aus verschiedenen Gründen problematisch sind; der Preiserwartungseffekt kann ferner nicht statistisch eindeutig gegenüber konkurrierenden Hypothesen zur Erklärung des *Gibson*-Paradoxons, speziell dem Einkommenseffekt und dem Reaktionseffekt, abgegrenzt werden. Der Verfasser kommt deshalb zu dem Ergebnis, daß die Preiserwartungshypothese noch nicht zum Bestand an gesichert nachgewiesenen ökonomischen Hypothesen gezählt werden kann.

Summary

Fisher's Price Expectation Effect: an explanatory approach to Gibson's Paradox?

Gibson's paradox posits a positive correlation between long-term interest rate trends and the general price level. I. *Fisher* explained this fact with the price-expectation effect; according to this hypothesis, on entering into a credit relationship in an inflation, creditor and debtor agree on an inflation margin

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

added to the interest rate, which is equivalent to the expected rate of price increases. This thesis has recently found ever more widespread approval and there are already numerous empirical studies to confirm it. These studies commonly assume that economic entities derive their price expectations by weighting price-change rates that have already occurred, thus permitting use of so-called distributed lags.

However, in the light of various indications derived from polls, etc., it seems very improbable that the formation of expectations by economic entities is in line with the extremely simple, restrictive expectation structures implied by the use of the various lag models.

Furthermore, over and above the "agreement" between the parties to the credit contract alleged under the price-expectation hypothesis, an attempt is made to specify modes behaviour which may lead to an interest rate increase during an inflation. For the FRG, however, a confrontation of such modes of behaviour with empirical data provides possible pointers in this direction only for the most recent period, in which connection, moreover, the effects on the interest rate are not always unequivocal.

With regard to the empirical tests, it is shown that both partial estimates of an inflationary component in the interest rate and tests with comprehensively specified interest rate models are problematical for various reasons; moreover, the price-expectation effect cannot be clearly delimited statistically in relation to the rival hypotheses designed to explain the *Gibson* paradox, especially the income effect and the response effect. The author therefore comes to the conclusion that the price-expectation hypothesis cannot be counted as yet among the economic hypotheses of demonstrated tested significance.

Résumé

L'effet d'evolution attendue des prix de Fisher: une amorce d'explication de paradoxe de Gibson

Le paradoxe de *Gibson* prétend établier une corrélation positive entre les variations du taux d'intérêt à long terme et le niveau général des prix. *Fisher* expliquait ce rapport objectif par l'effet d'anticipation sur les prix; selon son hypothèse, dans la conclusion d'un prêt en période d'inflation, créancier et débiteur « s'accordent » sur un supplément du taux d'intérêt qui couvre la hausse escomptée des prix. Cette thèse déclenche aujourd'hui des échos de plus en plus favorables et de nombreuses études empiriques ont déjà été réalisées. Ces études supposent en général que les sujets économiques établissent leurs inticipations de prix en se fondant sur les changements intervenus récemment dans le niveau des prix, ce qui perment d'appliquer ce que l'on appelle des « distributed-lags ».

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

De nombreuses indications puisées dans des enquêtes, etc ... permettent cependant d'estimer qu'il est improbable que les anticipations des sujets économiques découlent des structures particulièrement simplistes et restrictives d'évaluation de l'évolution future qu'implique l'usage de divers « lag-models » (modèles d'intervalles de temps).

Au-delà de l'« accord » supposé des parties à un contrat de prêt au sujet d'une anticipation de hausse de prix, l'auteur tente de déterminer des attitudes qui en période d'inflation peuvent conduire à des hausses de taux d'intérêt. Une confrontation des comportements observés avec des études empiriques ne permet cependant de tirer pour l'Allemagne fédérale que des conclusions aléatoires pour les mois les plus récents, et en plus les effets sur les taux sont pas des plus clairs.

En ce qui concerne les tests empiriques, il est manifeste que des appréciations partielles du facteur inflation dans le taux d'intérêt comme des tests de modèles spécifiques et plus complets des taux d'intérêt demeurent problématiques pour de nombreux motifs; au surplus, il est impossible de séparer sur le plan statistique avec une suffisante précision, l'effet d'anticipation des prix des hypothèses concurrentes éclairant le paradoxe de *Gibson,* notamment des effets de revenus et de réaction. L'auteur aboutit de ce fait à la conclusion que les hypothèses d'anticipation des prixe ne peuvent pas encore être rangées parmi les hypothèses économiques ayant fait leurs preuves.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.9.2.252 | Generated on 2025-07-15 11:01:32
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/