

Lang, Günter

Working Paper

Zykluskonforme Krise oder Strukturbruch? Zeitreiheneigenschaften des deutschen Werbemarktes

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe, No. 258

Provided in Cooperation with:

University of Augsburg, Institute for Economics

Suggested Citation: Lang, Günter (2004) : Zykluskonforme Krise oder Strukturbruch? Zeitreiheneigenschaften des deutschen Werbemarktes, Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe, No. 258, Universität Augsburg, Institut für Volkswirtschaftslehre, Augsburg, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bvb:384-opus4-711990>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/22781>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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



Institut für Volkswirtschaftslehre

Universität Augsburg

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe

Zykluskonforme Krise oder Strukturbruch?

**Zeitreiheneigenschaften des deutschen
Werbemarktes**

Günter Lang

Beitrag Nr. 258, Februar 2004

Zykluskonforme Krise oder Strukturbruch?

Zeitreiheneigenschaften des deutschen Werbemarktes

Günter Lang
Department of Economics
University of Augsburg
D-86135 Augsburg
guenter.lang@wiwi.uni-augsburg.de

Zusammenfassung

Die Krise der Medienindustrie ist im wesentlichen eine Krise des Werbemarktes. Angesichts eines Beitrages der Werbung in Höhe von zwei Dritteln zum Umsatzaufkommen der Massenmedien überrascht dies nicht, wird aber durch das vorliegende Zahlenmaterial noch einmal bestätigt. Dieser Beitrag geht der Frage nach, ob der beobachtete Einbruch die historischen Zyklen der Werbebranche bestätigt, oder ob ein Strukturbruch und damit ein Zerfall der bisherigen Zyklusmuster stattgefunden hat. Hierzu werden in einem ersten Schritt die Zykluslängen der Zeitreihe mit Hilfe der Spektralanalyse identifiziert. In einem zweiten Schritt werden die wichtigsten Zyklen als erklärende Variable in ein Regressionsmodell eingefügt, um deren Erklärungsbeitrag zu den historisch beobachteten Veränderungsraten des Werbemarktes zu bestimmen. Als Datenmaterial stehen die Werbeausgaben von 1960 bis 2003 auf Jahresbasis zur Verfügung, wobei die Werbeausgaben nach fünf Mediengattungen differenziert sind. Es zeigt sich, dass die beobachteten Veränderungsraten relativ gut durch das gemessene Zyklusgefüge mit sich überlagernden Einzelzyklen erklärt werden kann. Der Test auf Strukturbruch wird verworfen – zumindest bislang kann somit davon ausgegangen werden, daß die Krise des Werbemarktes das historische Zyklusmuster eher bestätigt als zerstört.

Schlüsselbegriffe

Werbung, Medien, Spektralanalyse, Zyklen, Strukturbruch, Prognose

JEL-Klassifizierung

L82, M37, E32

Zykluskonforme Krise oder Strukturbruch? Zeitreiheneigenschaften des deutschen Werbemarktes¹

1 Medienkrise als Werbekrise

Endlich war sie da, die erlösende Nachricht: Der deutsche Werbemarkt hat im Jahr 2003 keinen weiteren Rückgang hinnehmen müssen, sondern ist erstmals seit dem Jahr 2000 wieder gewachsen. Allerdings reicht die Wachstumsrate von 3,2% bei weitem nicht aus, um den mehr als 10%-igen Umsatzeinbruch der beiden Vorjahre zu kompensieren. Und: Nicht alle Medien können vom zaghaften Aufschwung profitieren. Während die Zeitungen nahezu wieder das Rekordeinnahmenniveau des Jahres 2000 erreichten, brachen die Werbeumsätze bei Publikumszeitschriften und insbesondere bei den Fachzeitschriften weiter ein. Letztere müssen Werbeumsätze auf dem Niveau des Jahres 1994 registrieren (alle Zahlen von Nielsen Media Research, 2003)

Tatsächlich hat die erfolgsverwöhnte deutsche Medienbranche in den Jahren 2001 und 2002 schwere Rückschläge verkraften müssen. Der wirtschaftliche Erfolg der Massenmedien hängt in erster Linie von den Werbeeinnahmen ab, und diese sind – vergleicht man das Jahr 2002 mit dem Jahr 2000 - nominell um einen zweistelligen Prozentsatz geschrumpft. Betroffen waren alle Massenmedien, wobei die Spannweite des Rückgangs zwischen –10% (Fernsehen) und –16% (Hörfunk) lag. Zeitschriften und Zeitungen liegen dazwischen.

Demgegenüber kann festgestellt werden, dass sich die zweite Säule bei den Umsatzerlösen – Entgelte der Endverbraucher – als weitaus stabiler erwies. Die Endverbraucher Ausgaben für Zeitschriften und Zeitschriften sind in diesem Zeitraum zwar auch zurückgegangen, allerdings nur leicht um ca. –2% bzw. –1%. Abonnement-Fernsehen konnte sogar eine leichte Steigerung verbuchen (vgl. PriceWaterhouseCoopers, 2003). Allerdings ist das weniger konjunkturabhängige Verhalten der Konsumenten von geringer Bedeutung, da ca. zwei Drittel der Umsatzerlöse privater Massenmedien aus dem

¹ Ich danke Nielsen Media Research, Hamburg, für die elektronische Bereitstellung des Datenmaterials. Danken möchte ich auch den Teilnehmern der Tagung „Globale Krise der Medienwirtschaft“ (Fachgruppe Medienökonomie der DGPK) für wertvolle Diskussionsbeiträge.

Werbemarkt stammen. Das klassische und bislang auch überaus erfolgreiche Geschäftsmodell, die Inhalte zu sehr niedrigen Preisen zu verkaufen oder sogar zu verschenken (Rundfunk), das Medium jedoch gleichzeitig als Werbeplattform einzusetzen, ist nach wie vor äußerst populär.

Vor diesem Hintergrund ist es wenig verwunderlich, wenn die Krise auf dem Werbemarkt genau beobachtet wird. Tatsächlich weckt der starke Einbruch Befürchtungen, dass dies möglicherweise erst der Beginn eines drastischen Strukturwandels ist, der zwar von weiter steigendem Medienkonsum, gleichzeitig jedoch stagnierendem oder gar sinkendem Werbeaufkommen geprägt ist. Netzmärkte und Konvergenz werden häufig als Ursache für diese Prognose angeführt (Hibbert, 1999). Aber auch über andere Ursachen, wie z.B. eine nachlassende Wirkung von Werbung auf die Nachfragekurve der Unternehmen, könnte spekuliert werden (zum Zusammenhang zwischen Werbebudgets und Werbesensitivität der Nachfrage vgl. Carlton und Perloff, 2000, S. 457 ff.).

Dieser Beitrag geht der Strukturbruch-Hypothese nach. Hierzu wird in einem ersten Schritt ein empirisches Zyklusmodell konstruiert, das versucht, die historische Entwicklung auf dem deutschen Werbemarkt durch rhythmische Schwingungen zu erklären. Der bekannteste Rhythmus ist der drei- bis vierjährige Konjunkturzyklus, der für nahezu alle ökonomischen Aktivitäten beobachtet werden kann. Aber auch andere, längere wie kürzere Zyklen mögen existieren, die die Bewegung des Konjunkturzyklus verstärken oder dämpfen können. Um die für den Werbemarkt relevanten Zyklen zu identifizieren, wird auf das Instrument der Spektralanalyse zurückgegriffen. Dieses statistische Werkzeug ist sehr flexibel, da keine ex-ante Vorgaben betreffend die Länge oder die Amplitude einzelner Zyklen gemacht werden. Auf Basis der identifizierten Zyklen wird dann der Zusammenhang zwischen Werbeumsatz und Beobachtungsjahr bestimmt. Da der Werbeumsatz allein aus dem Zusammenwirken verschiedener Zyklen prognostiziert wird, sind keine weiteren Informationen über die Aktivität der Volkswirtschaft notwendig. Grundlegende Voraussetzung ist somit allein das Vorliegen einer hinreichend langen Zeitreihe mit Werbeumsätzen. Quasi als „Abfallprodukt“ dieses ersten Schrittes kann eine Werbemarktprognose für die kommenden Jahre durchgeführt werden.²

² Alternativ zu diesem Vorgehen könnten z.B. auf Basis der „unobserved components method“ gleichzeitig Zykluslängen und deren Bedeutung für die Zeitreihen geschätzt werden (vgl. Harvey, 1989).

In einem zweiten Schritt wird getestet, ob ein Strukturbruch stattgefunden hat. Die Zeitreihe wird hierzu in den Zeitraum bis zum Jahr 2000 und ab dem Jahr 2000 zerlegt, um dann zu überprüfen, ob sich die beiden Zeiträume signifikant unterscheiden. Ein statistischer Test liefert die kritischen Werte, um einen solchen Vergleich durchzuführen.

Vor dem Einstieg in die Details sollte noch hinzugefügt werden, dass die Suche nach ökonomischen Zyklen eine lange Tradition hat, wobei hier insbesondere den Investoren am Aktienmarkt eine Vorreiterrolle zukommt. Mit der Renaissance der Zeitreihenanalyse in der ökonometrischen Literatur (Hamilton, 1994, gibt einen guten Überblick zum Stand der Methoden) hat jedoch auch das wissenschaftliche Interesse an diesen Methoden zugenommen, wie eine ganze Reihe von Studien für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung belegen. Als Beispiele sei auf die Arbeiten von Bentoglio et al. (2002), Fayole und Mathis (1994), Flaig (2002) sowie Flaig (2003) hingewiesen. Für den Werbemarkt sind dagegen andere Fragestellungen, wie z.B. die Suche nach dem Zusammenhang zwischen gesamtwirtschaftlicher Entwicklung und den Werbeumsätzen, populärer, wobei die beiden Größen möglicherweise interdependent sind (Jung und Seldon, 1995). Das Papier wird jedoch zeigen, dass die Konstruktion eines Zyklusmodells für den Werbemarkt beachtenswerte Ergebnisse produziert.

2 Methodisches Vorgehen

Ausgangspunkt ist die Annahme, dass der Werbemarkt durch sich wiederholende Zyklen geprägt ist. Beispielsweise können im Segment der Fernsehwerbung ein Tief im Sommer, sowie zwei Hochs – im Spätfrühling sowie zur Vorweihnachtszeit – beobachtet werden (Heinrich 1999, S. 564 ff.) Neben diesen Saisonzyklen mögen auch längerfristige Bewegungen wie ein Konjunkturzyklus existieren. Konjunkturzyklen, nach dem Originalautor auch Kitchin Zyklen genannt, haben typischerweise eine Dauer von 3-4 Jahren. Als noch längerfristige Wellenbewegung wird auf den Juglar-Zyklus, der eine Periodenlänge von 8-14 Jahren aufweist, verwiesen. Für die Gesamtwirtschaft wird häufig eine Kombination aus dem Konjunkturzyklus und dem Juglar-Zyklus gefunden (Flaig, 2003). Schließlich wird bei langfristigen Analysen auch der Kuznets-Zyklus (16-

20 Jahre) sowie der Kondratieff-Zyklus gemessen. Letzterer ist eine Art Superzyklus mit einer Zykluslänge von ungefähr 50 Jahren. Das tatsächlich beobachtete „Auf und Ab“ ist somit nicht das Ergebnis eines, sondern mehrerer, sich überlagernder Zyklen. Es gilt, diese Zyklen zu identifizieren und zu gewichten, um den Beitrag zur Gesamtentwicklung zu bestimmen.

Ein geeignetes Instrument hierzu ist die Spektralanalyse, die die Identifizierung sich gegenseitig überlagernder Zyklen allein aus einer Reihe aufeinanderfolgender Beobachtungswerte erlaubt. Zusätzliche Informationen sind somit nicht notwendig. Allerdings ist es durchaus möglich, bei Bedarf weitere Determinanten einzufügen, um beispielsweise die Prognosequalität des Modells zu erhöhen.

Zur Durchführung der Spektralanalyse muss in einem ersten Schritt die Zeitreihe so bereinigt werden, dass kein aufsteigender oder absteigender Trend mehr vorliegt. Zudem müssen alle Autokovarianzen (zur Berechnung siehe die nachfolgende Gleichung (4)) ebenfalls unabhängig vom Zeitpunkt t sein. Ein Zeitreihe mit diesen beiden Eigenschaften nennt man „schwach stationär“ (Hamilton, S. 45 f.).

Angewandt auf den Werbemarkt zeigt sich sofort, dass die Werbeumsätze über die Jahre hinweg klar ansteigen. Wurden im Jahr 1960 noch weniger als 600 Mio. € Werbeumsätze in den Massenmedien getätigt, so liegt dieser Wert heute bei ca. 17 Mrd. € Die Erzeugung eines schwach stationären Prozesses erfolgt, indem nicht die absoluten Werbebeeinflussungen A zu einem Zeitpunkt, sondern die Veränderungsraten von einer Periode zur nächsten bestimmt werden. Es handelt sich somit um die erste Differenz der logarithmierten Zeitreihe von A :

$$(1) \quad y_t = \ln A_t - \ln A_{t-1} \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Aufgrund dieser Differenzenbildung ist die kovarianz-stationäre Zeitreihe $Y = y_1, y_2, \dots, y_T$ um einen Messwert kürzer als die Originalreihe $A = A_0, A_1, A_2, \dots, A_T$.

Die neu konstruierte Zeitreihe kann durch ihren Mittelwert

$$(2) \quad \bar{y} = T^{-1} \sum_{i=1}^T y_i$$

und ihre Varianz

$$(3) \quad \gamma_0 = \frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T (y_i - \bar{y})^2$$

beschrieben werden. Zur Identifizierung von Zyklen ist es darüber hinaus notwendig, den Zusammenhang von Beobachtungspunkten zu messen, die jeweils j Perioden auseinanderliegen. Ein geeignetes Instrument hierfür ist die Kovarianz zwischen den um j gegeneinander verschobenen Zeitreihen:

$$(4) \quad \gamma_j = \frac{1}{T-1} \sum_{i=j+1}^T (y_i - \bar{y})(y_{i-j} - \bar{y}) \quad j = 1, 2, \dots, T-1$$

Die auf diese Weise berechneten Kovarianzen γ heißen auch Autokovarianzen. Positive Werte beschreiben eine gleichlaufende, negative Werte eine entgegengesetzt laufende Bewegung der Beobachtungen mit Periodenabstand j . Je höher der absolute Wert von γ ist, desto intensiver ist die Ähnlichkeit des Verhaltens.

Aus den $(T-1)$ Autokovarianzen wird dann das Spektrum $s(\omega)$ einer Zeitreihe errechnet. ω heißt Frequenz und misst alle Zykluslängen im Intervall von Null bis 2π . Hier zeigt sich die Nähe zu den trigonometrischen Funktionen Sinus und Cosinus, die in diesem Intervall eine volle Schwingung durchlaufen (zu einer theoretischen Fundierung vgl. Fuller, 1976, oder Hamilton, 1994, Kapitel 10). Der Zusammenhang zwischen der Frequenz ω und der Periodenlänge j ist dabei gegeben durch die Beziehung

$$(5) \quad \omega = \frac{2\pi j}{T}.$$

Niedrige Frequenzen, also Werte von ω nahe bei Null, beschreiben somit lange Zyklen. Dementsprechend repräsentieren hohe Frequenzen die sehr kurzen Zyklen.

Zur Berechnung des Spektrums $s(\omega)$ einer Zeitreihe kann auf verschiedene Verfahren zurückgegriffen werden. Zum einen existieren parametrische Verfahren der Spektralanalyse, die auf der Schätzung von ARIMA-Prozessen beruhen (vgl. Hamilton 1994, S. 164 f.). Zum anderen, und hierauf wird im folgenden zurückgegriffen, kann das Spektrum auch über nicht-parametrische Ansätze geschätzt werden. Dieser Beitrag verwendet dabei den Bartlett-Schätzer, der wie folgt spezifiziert ist:

$$(6) \quad \hat{s}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left\{ \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^M \left[1 - \frac{j}{M+1} \right] \gamma_j \cos(\omega \cdot j) \right\} \quad \omega = \frac{2\pi j}{T}, j = 1, \dots, T$$

Das Spektrum zu jeder Frequenz ω wird somit nicht nur aus der zu ω korrespondierenden Autokovarianz γ_j berechnet, sondern aus mehreren – konkret M – Autokovarianzen. Dies erhöht die Robustheit der Schätzungen insbesondere bei steigender Beobachtungsumfang. Zur Gewichtung wird der Bartlett-Kernel $1 - j/(M + 1)$ verwendet, was zu fallenden Gewichten mit zunehmendem Abstand zum analysierten Frequenzwert ω führt. Interessant für die Auswertung des Spektrums ist nur der Frequenzbereich zwischen Null und π , da die Werte des Spektrums zwischen π und 2π ein Spiegelbild des Frequenzbereichs von Null bis π sind.

Der letzte Schritt ist die Einbettung dieser Ergebnisse in ein Regressionsmodell. Hierzu werden die N relevantesten Frequenzen ausgewählt, wobei die Relevanz am Wert des Spektrums gemessen wird. Da die Fläche unter der Spektrumkurve die Gesamtvarianz der Beobachtungen darstellt, deuten hohe Werte des Spektrums auf eine hohe Relevanz der entsprechenden Zykluslänge für die Gesamtentwicklung der Zeitreihe an. Es werden auf diese Weise die 5 wichtigsten Frequenzen ω^i identifiziert und in folgende Schätzgleichung eingebettet (vgl. Hamilton, 1994, S. 158 ff.):

$$(7) \quad y_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \{ \beta_i \cdot \cos(\omega^i \cdot (t-1)) + \delta_i \cdot \sin(\omega^i \cdot (t-1)) \} + \phi_R D_R + u_t$$

Dies ist ein klassischer linearer Zusammenhang zwischen einer zu erklärenden (linke Seite der Gleichung) und mehreren erklärenden Variablen (rechte Seite der Gleichung). Der Störterm u_t erlaubt für Differenzen zwischen tatsächlichem Beobachtungswert und dem Prognosewert. Würden alle M Frequenzen verwendet werden, so erhielte man eine Schätzung mit perfekter Anpassung, also einem Störterm immer gleich dem Wert Null – allerdings um den Preis fehlender Freiheitsgrade. Auch eine Erweiterung der Schätzgleichung um z.B. Strukturbruchvariablen wäre nicht mehr möglich. Gerade dies ist jedoch wichtig, will man eine Aussage darüber machen, ob sich die strukturellen Zusammenhänge auf dem Werbemarkt nach dem Jahr 2000 verändert haben. Gleichung (7) berücksichtigt für den Fernseh- und Radiomarkt zusätzlich die Marktöffnung, also die Zulassung privater Anbieter, durch die Dummyvariable D_R . Die Dummyvariable soll somit diese drastische Änderung der Fernsehwerbekapazität auffangen. D_R ist ab dem Jahr 1990 auf den Wert Eins, davor immer auf den Wert Null gesetzt.

Geschätzt werden die unbekannt Parameter von Gleichung (7), also α , fünf β -Parameter, 5 δ -Parameter, sowie für den Rundfunkmarkt der ϕ -Parameter, mit Hilfe der klassischen Kleinst-Quadrate-Methode (OLS). Eine Reihe statistischer Kennziffern erlaubt ein Urteil darüber, wie gut die identifizierten Zyklen zur Erklärung der Zeitreihe tatsächlich beitragen.

3 Datensatz

Zur empirischen Umsetzung des Papiers wird auf die Werbedaten von Nielsen Media Research zurückgegriffen. Dieses Marktforschungsinstitut wertet die Werbeeinnahmen von zuletzt ca. 1200 Unternehmen aus, die ein Massenmedium produzieren. Dies entspricht nahezu dem Gesamtmarkt. Konkret wird folgende Zahl von Werbeträgern (ohne Plakat und Internet) durch Nielsen Media erfasst³:

Tabelle 1: Anzahl der erfassten Werbeträger nach Medium

Zeitungen	Zeitschriften	Fernsehen	Radio	Gesamt
233	714	22	65	1024

Zahlen für Januar 2003.

Die von Nielsen Media veröffentlichten Werbeeinnahmen sind Bruttogrößen, beinhalten also z.B. gezahlte Provisionen oder Rabatte. Alle Zahlenreihen umfassen den Zeitraum von 1960 bis 2003, was die Qualität der Statistik für den deutschen Werbemarkt unterstreicht. Für jedes Medium liegen somit $T = 43$ Beobachtungen (= Jahre) in Form von Veränderungsdaten vor. Eine Analyse auf Basis von Monatswerten wäre selbstverständlich attraktiver, ist jedoch nicht möglich, da die entsprechenden Informationen erst seit dem Jahr 1990 ausgewiesen werden. Dies ist jedoch zu kurz, um längerfristige Zyklen zu identifizieren. Insgesamt wird für 2003 ein Umsatz von 17 Mrd. € ausgewiesen (vgl. Tabelle 2), wobei die tatsächlichen Bruttowerbeeinnahmen der Zeitungen höher liegen, da Nielsen Media keine Rubrikanzeigen berücksichtigt.⁴

³ In dieser Arbeit werden die Werbeumsätze der Medien Internet und Plakate nicht berücksichtigt, da die entsprechenden Zeitreihen nicht bis 1960 zurückreichen. Ferner sind mangels Differenzierung vor dem Jahr 1972 die Publikumszeitschriften und die special-interest Zeitschriften zu einer Mediengruppe zusammengefasst.

⁴ Laut Ernst & Young (2003) sinkt die Anzahl verkaufter Rubrikanzeigen seit dem Jahr 2000 kontinuierlich; der für Zeitungen beobachtete Aufwärtstrend im Jahr 2003 geht also ausschließlich auf Anzeigenwerbung zurück. Vor allem der Markt für Stellenanzeigen hat weiter verloren und erreicht zuletzt weniger als 30% des Wertes vom Boomjahr 2000.

Tabelle 2: Werbeumsätze nach Werbeträger

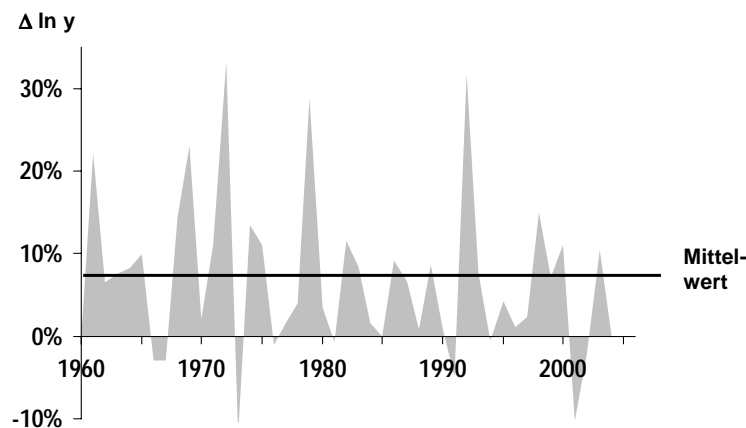
	Zeitungen	Zeitschriften	Fernsehen	Radio	Gesamt
Umsatz in 2003 (Mio. €)	4157	4151	7438	913	16660
Anteil in %	25,0	24,9	44,7	5,5	100
mittleres Wachstum in %*	7,0	6,1	10,9	8,3	7,8

* arithmetisches Mittel der prozentualen Jahr-zu-Jahr Veränderungsrate von 1961 bis 2003.
Quelle: Nielsen Media Research; eigene Berechnungen.

4 Empirische Ergebnisse

Der methodisch erste Schritt ist die Berechnung von Veränderungsrate $y_t = 100 (\ln A_t - \ln A_{t-1})$ aus den Original-Werbereihen A , wobei die Multiplikation mit 100 lediglich eine prozentuale Darstellung zur Folge hat. Dies wird für alle vier Werbeträger Zeitung, Zeitschrift, Fernsehen und Radio sowie das Aggregat – also den Gesamtmarkt – umgesetzt. Wenig überraschend ist das Resultat, dass die Werbenachfrage bedeutenden Schwankungen unterliegt. Für das Medium Zeitung beispielsweise ergibt sich eine Schwankungsbreite von -10% bis über $+30\%$, was durchaus typisch für den Werbemarkt ist. Abbildung 1 veranschaulicht das Ergebnis.

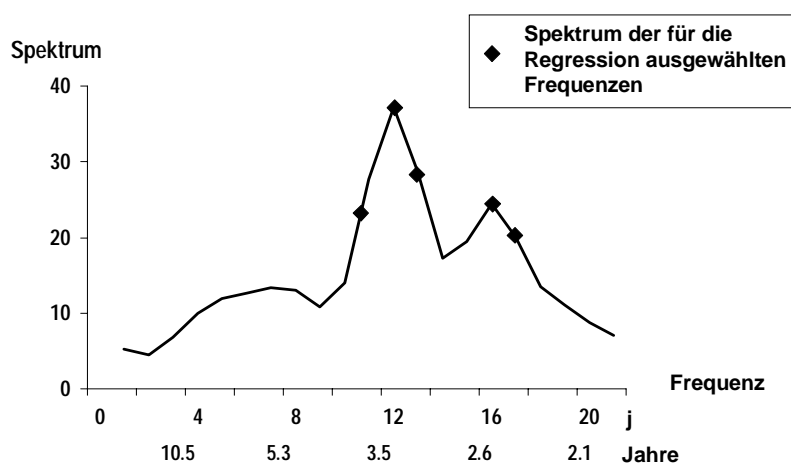
Abbildung 1: Veränderungsrate der Werbenachfrage in Zeitungen



Zur Identifizierung von Zykluslängen und Zyklusamplituden wird in einem nächsten Schritt das Spektrum jeder Zeitreihe bestimmt. Basis hierzu ist Gleichung 6. Was die Länge des Lag-Fensters M betrifft, so wurden verschiedene Alternativen durchgespielt.

Es zeigt sich, dass die Muster sehr robust sind, wobei jedoch mit zunehmenden M das Spektrum konturschärfer wird. Letztendlich wurde ein Wert von $M = 14$ gewählt, was gerade einem Drittel der Beobachtungszahl von 43 und damit dem Vorschlag von Hansmann (1983, S. 58) entspricht. Sofern M jedoch nicht kleiner als vier, also 10% der Beobachtungen, gewählt wird, werden die Prognoseergebnisse hiervon nicht maßgeblich beeinflusst.

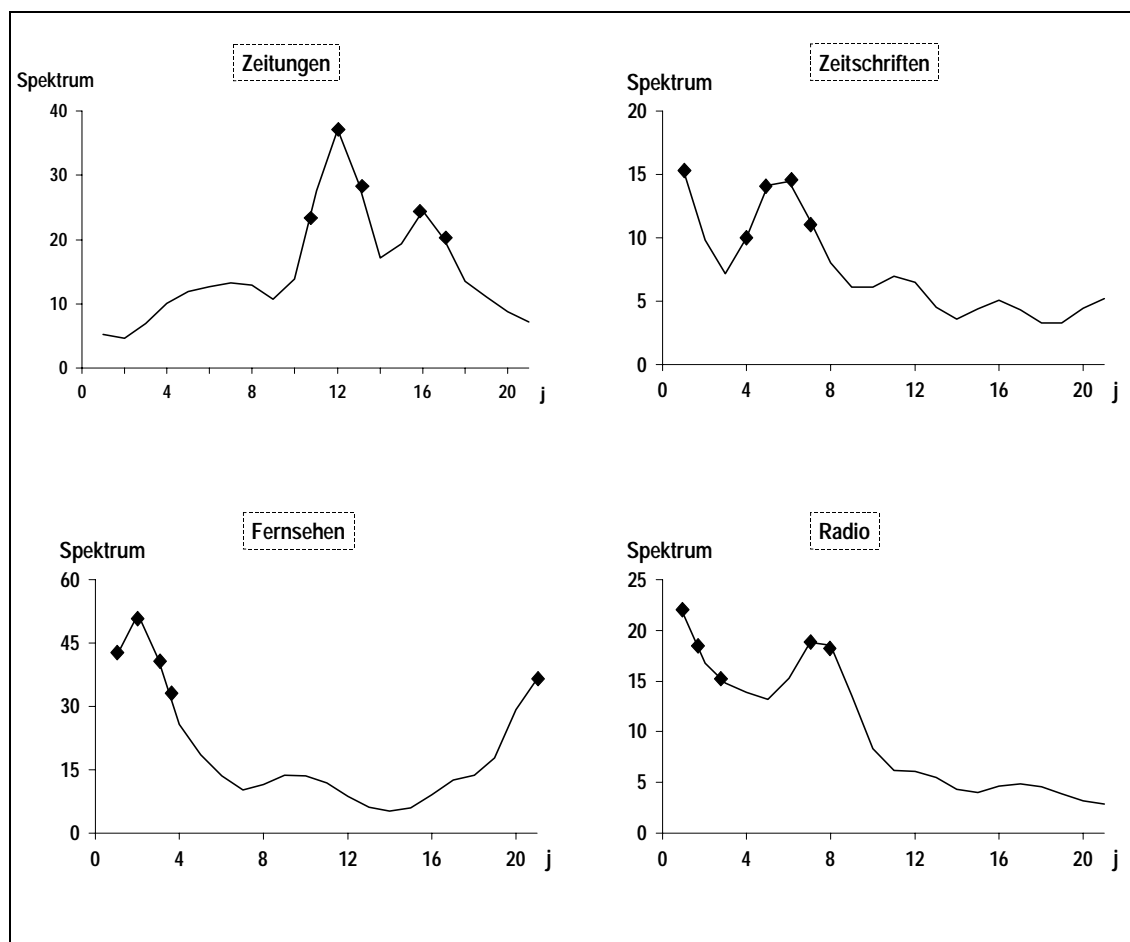
Abbildung 2: Barlett-Spektrum des Zeitungswerbemarktes



Das Resultat der Spektralanalyse, angewandt auf den Zeitungswerbemarkt, ist in Abbildung 2 dargestellt. Deutlich zeigen sich zwei ausgeprägte Spitzen im Spektrum, die eine Zykluslänge von etwa zwei bzw. drei Jahren beschreiben. Dies entspricht dem traditionellen Konjunkturzyklus (Flaig, 2003). Markiert sind diejenigen fünf Frequenzen, die das höchste Spektrum aufweisen und für die nachfolgende Regressionsanalyse ausgewählt wurden.

In Abbildung 3 werden die Resultate für alle Medienmärkte vergleichend gegenübergestellt. Es zeigt sich, dass die beobachteten Zyklen medienspezifisch und nicht etwa einheitlich sind. Beispielsweise werden für den Fernsehmarkt sehr lange Zyklen (zehn Jahre und mehr, also der Juglar- und Kuznets-Zyklus) sowie ein extrem kurzer Zyklus (ein Jahr) als besonders relevant ausgewiesen. Selbst der Zeitschriftenmarkt unterliegt offensichtlich anderen Gesetzmäßigkeiten als der Zeitungsmarkt, da hier eine Mischung aus sehr langem Zyklus (10 Jahre und mehr) und einem Konjunkturzyklus (etwa 5 Jahre) ausgewiesen wird. In allen Schaubildern sind diejenigen Frequenzen markiert, die in die nachfolgende Regressionsanalyse eingehen.

Abbildung 3: Bartlett-Spektren der Werbemärkte im Vergleich



Wie gut ist die Erklärungsleistung der identifizierten Zyklen für die Werbemarktentwicklung? Hierzu wurden die unbekannt Parameter von Gleichung (7) auf Basis der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Methode bestimmt. Ohne auf die Parameterwerte im einzelnen einzugehen kann festgestellt werden, dass die Anpassungsgüte der geschätzten Werbemarktentwicklung an die tatsächlichen Beobachtungsreihen beachtlich ist. Lediglich für den Zeitschriftenmarkt ist die Modellqualität niedrig. Tabelle 3 unterlegt diese Aussage mit einer ganzen Reihe von Kennziffern, wobei insbesondere auf die Theil'schen Koeffizienten sowie das Bestimmtheitsmaß hingewiesen sei. Werte der Theil'schen Koeffizienten kleiner als Eins zeigen die Überlegenheit des Modells gegenüber einer trivialen Prognose – der Prognosewert für $(t+1)$ ist identisch mit dem Beobachtungswert für t – an (zu den Statistiken vgl. Greene 2003, S. 113 f.).

Tabelle 3: Kennziffern der Schätzung

	Zeitungen	Zeitschriften	Fernsehen	Radio	Gesamtmarkt
Beobachtungen	43	43	43	43	
Freiheitsgrade	32	32	31	31	
Bestimmtheitskoeffizient (R^2)	0,55	0,33	0,68	0,51	
F-Statistik	3,84***	1,57	5,95***	3,03***	
MAE	5,4	4,0	4,9	4,7	2,6
RMSE	6,6	5,7	6,2	5,6	3,9
Theil U	0,55	0,61	0,40	0,48	0,39
Theil T	0,60	0,96	0,76	0,86	0,71

MAE: Mittlerer absoluter Fehler der ex-post-Prognose

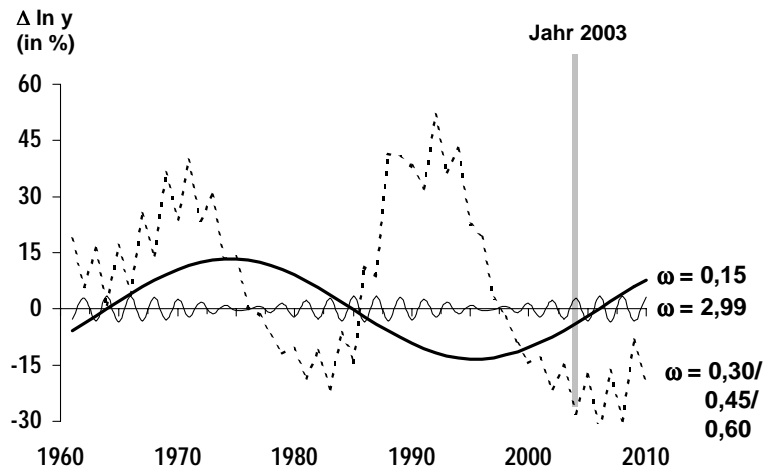
RMSE: Root mean square error der ex-post Prognose

Theil T: Theil'sche Wendepunktstatistik.

Gesamtmarkt berechnet als Aggregat der Teilmärkte.

Abbildung 4 zeigt am Beispiel des Fernsehwerbemarktes die relative Bedeutung und das Zusammenspiel der einzelnen Zyklen. Konkret sind der geschätzte Beitrag des sehr langen Zyklus ($\omega=0,15$ – dies entspricht etwa 40 Jahren), der aggregierten mittleren Zyklen ($\omega=0,30/0,45/0,60$, dies entspricht etwa 20/14/10 Jahren), sowie des hochfrequenten Zyklus ($\omega=2,99$, dies entspricht etwa 2 Jahren) dargestellt. Es zeigt sich, dass das Aggregat der mittellangen Zyklen die größten Veränderungsraten in den Werbeumsätzen verursacht, der kurze Zyklus dagegen die schwächste Amplitude aufweist. Der sehr lange Zyklus liegt dazwischen. Es zeigt sich ferner, dass die Zykluspeaks bzw. -täler nicht zusammenfallen, sondern sich teilweise gegenseitig kompensieren. Beispielsweise hat der 40-Jahre-Zyklus seine Talsohle zum Ende der neunziger Jahre durchschritten und bewegt sich wieder aufwärts. Der aggregierte mittlere Zyklus hat dagegen zum Beginn der neunziger Jahre sein Hoch erreicht und fällt seitdem ab. Die Talsohle dürfte er etwa im Jahr 2010 erreichen.

Abbildung 4: Zyklen auf dem Fernsehwerbemarkt



Eine Gesamtprognose erhält man durch die Addition aller Teilzyklen. Diese letztendlich relevanten Endresultate der Schätzungen sind in Abbildung 5 veranschaulicht, wobei die tatsächliche Entwicklung der Werbenachfrage, die ex-post Prognosen der Schätzungen, sowie zwei ex-ante Prognosen für die Jahre 2004 und 2005 dargestellt sind. Man kann sofort die relative geringe Prognosegüte für den Zeitschriftenmarkt erkennen, wo die beobachteten Schwankungen kaum nachvollzogen werden. Hier spielt zyklisches Verhalten eine offensichtlich nur untergeordnete Rolle. Demgegenüber werden die Ausschläge auf den anderen Märkten, z.B. der boomende Fernsehwerbemarkt in den neunziger Jahre und der zuletzt beobachtete Einbruch, gut nachvollzogen. Die Prognosen für die nächsten beiden Jahre sind im übrigen recht unterschiedlich: Während für den Fernseh- und den Zeitschriftenmarkt negative Wachstumsraten vorhergesagt werden, sind die Prognosen für Zeitungen und Hörfunk deutlich optimistischer.

Tabelle 4: Chow-Test auf Strukturbruch ab den Jahren 2001

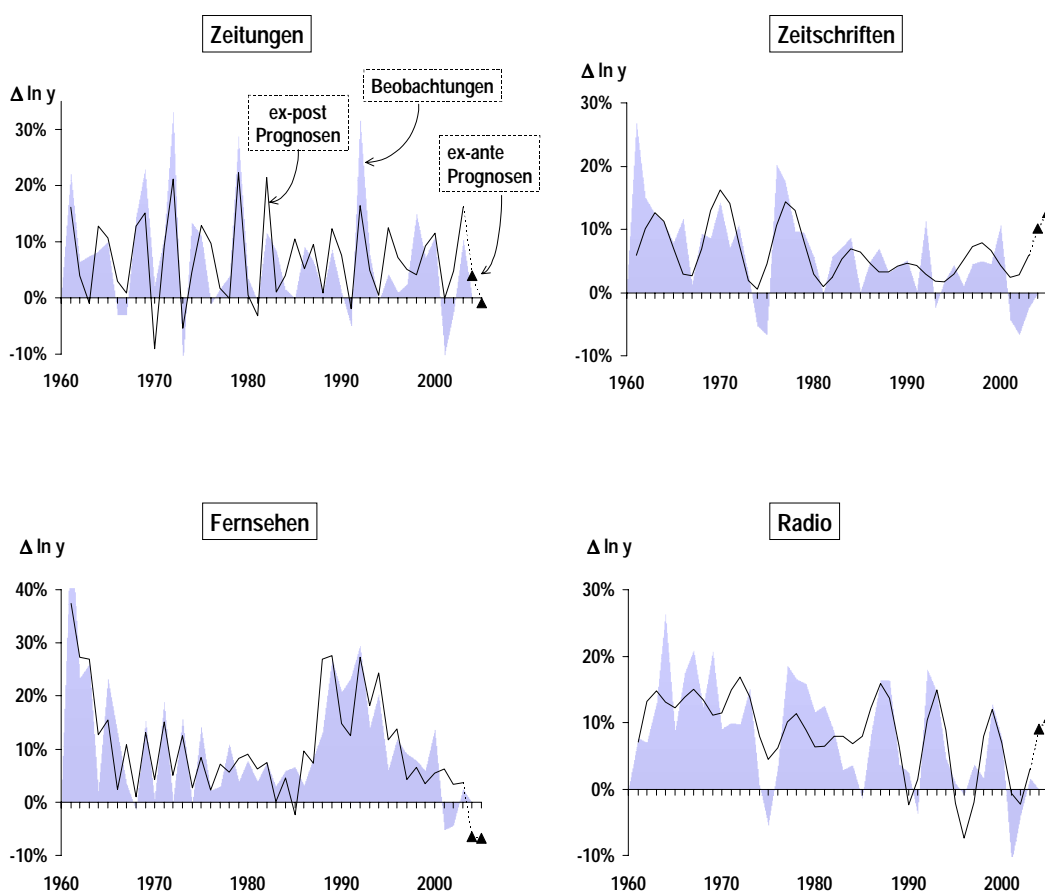
	Zeitungen	Zeitschriften	Fernsehen	Radio
Chow-Teststatistik	1,1	4,1	4,0	1,6
Kritischer Wert*	4,2	4,2	4,2	4,2
Interpretation	Verwerfen	Verwerfen	Verwerfen	Verwerfen

* Wert der $F(32,1)$ -Verteilung bei einem kritischen Wert von 5%.

Wie herausgestellt macht es wenig Sinn, die hier eingesetzte Technik für den Werbemarkt als Ganzes zu verwenden. Um trotz dieser Einschränkung eine Vorhersage für den Gesamtmarkt machen zu können, wurden die Teilmärkte zu einem Aggregat zu-

sammengefasst. Dieses Endergebnis ist in Abbildung 6 veranschaulicht. Die ex-post Anpassungsgüte ist beachtlich, was bereits aus Tabelle 3 zu erkennen war. Allerdings wurde der drastische Einbruch in den Jahren 2001 und 2002 nicht vorhergesagt. Die Prognosen für die Jahre 2004 und 2005 sind zurückhaltend, d.h. es werden nur leicht positive Wachstumsraten (+1,1% und +0,4%) erwartet.

Abbildung 5: Werbemärkte im Zyklusmodell

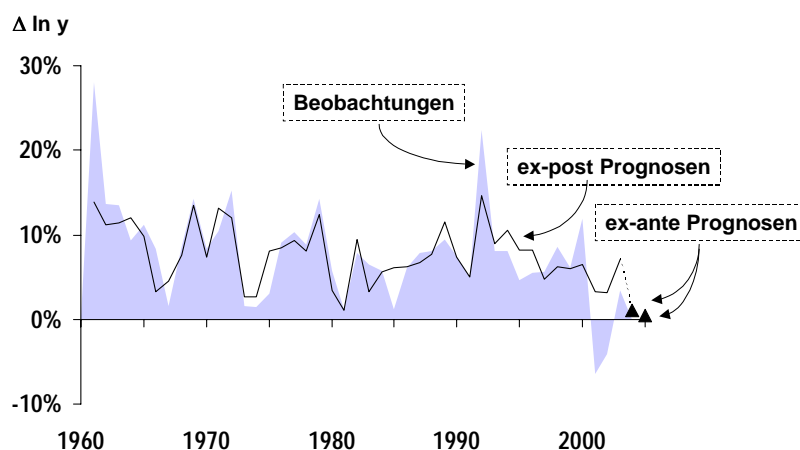


Abschließend soll die zentrale Frage der Studie beantwortet werden: Ist der Einbruch auf den Werbemärkten seit den Jahren 2001 ein regulärer Zykluseffekt, oder hat ein Strukturbruch stattgefunden? Hierzu werden die vorliegenden Schätzergebnisse mit denjenigen verglichen, die sich ergeben, wenn man für die Jahre 2001 bis 2003 eine zusätzliche Dummyvariable einführt. Dieses als „Chow predictive test“ (vgl. Greene 2003, S. 132) bekannte Vorgehen überprüft dann, ob die zusätzliche Dummyvariable eine

signifikante Modellverbesserung ergibt. Falls ja, dann hat sich in den beobachteten Jahren etwas ereignet, was als grundlegende Strukturveränderung interpretiert werden kann.

Die Ergebnisse dieses statistischen Testes sind in Tabelle 4 zusammengefasst. Es zeigt sich, dass die Hypothese eines Strukturbruches keine statistische Unterstützung findet. Im Gegenteil: Die Teststatistiken unterstützen die Nullhypothese, dass der beobachtete Einbruch im Rahmen des normalen Schwingungsverhaltens stattgefunden hat. Spekulationen über einen grundlegenden Strukturwandel finden somit – zumindest bislang - keine Unterstützung. Allerdings ist festzustellen, dass sowohl der Werbemarkt für Zeitschriften als auch derjenige für das Fernsehen relativ dicht an der kritischen Grenze und damit im statistischen Unschärfbereich liegen. In Kontrast hierzu verhält sich der Zeitungswerbemarkt und auch der Hörfunkwerbemarkt sehr zykluskonform.

Abbildung 6: Aggregation der Teilmärkte zu einem Werbegesamtmarkt



5 Fazit

Dieser empirische Beitrag zeigt, dass der Erklärungsgehalt von Zyklen für die großen Werbemärkte in Deutschland substantiell ist. Eine Ausnahme hiervon bildet lediglich der Zeitschriftenmarkt, für den offensichtlich andere Einflussfaktoren bedeutender sind. Interessanterweise sind Länge und Verlauf der Zyklusschwingungen stark unterschiedlich, so dass eine Betrachtung des aggregierten Gesamtwerbemarktes nicht empfehlenswert ist. Werbung in Zeitungen unterliegt vorwiegend dem traditionellen Konjunk-

turzyklus (Kitchin-Zyklus) von zwei bis vier Jahren Dauer, während der Fernsehmarkt von sehr langen Schwingungen (zehn Jahre und mehr) dominiert wird.

Wichtigstes Ergebnis der Arbeit ist die Feststellung, dass der Einbruch auf den Werbemärkten ab 2001 mit den beobachteten Zyklen kompatibel ist. Ein Strukturbruch hat somit nicht stattgefunden. Die Krise der Medienindustrie ist – zumindest nach dem gegenwärtig vorliegenden Zahlenmaterial – ein normales Durchschreiten eines Tiefpunktes, also keine grundlegende Umwälzung. Es ist jedoch nicht ausgeschlossen, dass ein solches Urteil in mehreren Jahren revidiert werden muss, was die Schwäche der Methode aufzeigt: Erst mit deutlicher Verzögerung können Strukturbrüche von zufälligen Ausreißern unterschieden werden. Die Prognosen für die Jahre 2004 und 2005 sind für den Fernsehmarkt pessimistisch, für den Radio und Zeitungswerbemarkt dagegen optimistisch. Aufgrund der hohen Bedeutung der Fernsehwerbung für den Gesamtmarkt kann insgesamt jedoch noch nicht mit einer deutlichen Entspannung gerechnet werden.

Literatur

- Bentoglio, G., Fayolle, J., Le moine, M.* (2002): Unity and Plurality of the European Cycle. Fondation Nationale des Sciences Politique: Working Paper 2002-03.
- Carlton, D.W., Perloff, J.M.* (2000), Modern Industrial Organization. 3rd edition. Addison-Wesley: Massachusetts et al.
- Ernst & Young* (2003): Zeitungsverlage im Umbruch. Stuttgart.
- Fayolle, J., Mathis, A.* (1994): Business Cycles and Interest Rate Spread in the U.S., Europe and Japan: A Stochastic Approach. Fondation Nationale des Sciences Politique: Working Paper 1994-04.
- Flaig, G.* (2002): Unobserved Components Models for Quaterly German GDP. CESifo Working Paper Series 681.
- Flaig, G.* (2003): Time Series Properties of the German Monthly Production Index. CESifo Working Paper Series 833.
- Fuller, W.* (1976): Introduction to Statistical Time Series. John Wiley and Sons: New York.
- Greene, W.H.* (2003): Econometric Analysis. 5th edition. Prentice Hall: Upper Saddle River, New Jersey.
- Hamilton, J.D.* (1994): Time Series Analysis. Princeton University Press: Princeton, New Jersey.
- Harvey, A.C.* (1989): Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter. Cambridge University Press: Cambridge.
- Hansmann, K.-W.* (1983): Kurzlehrbuch Prognoseverfahren. Gabler: Wiesbaden.
- Heinrich, J.* (1999): Medienökonomie. Band 2: Hörfunk und Fernsehen. Westdeutscher Verlag: Wiesbaden.

- Hibbert, B.* (1999): Publishing and the Media Industries in the Digital Age. In: *Info*, vol. 1 (5), 393-403.
- Jung, C., Seldon, B.J.* (1995): The Macroeconomic Relationship between Advertising and Consumption. In: *Southern Economic Journal*, Volume 61 (3), 577-587.
- Nielsen Media Research* (2003): Aktueller Werbetrend. URL: <http://www.nielsen-media.de/pages/default.aspx>. Abgerufen am 15. Januar 2004.
- PriceWaterhouseCoopers* (2003): German Entertainment and Media Outlook 2003-2007. Frankfurt am Main.