

Lang, Günter

Working Paper

Werbemarkt Fernsehen: Zur Eignung der Spektralanalyse als Prognoseinstrument

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe, No. 274

Provided in Cooperation with:

University of Augsburg, Institute for Economics

Suggested Citation: Lang, Günter (2005) : Werbemarkt Fernsehen: Zur Eignung der Spektralanalyse als Prognoseinstrument, Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe, No. 274, Universität Augsburg, Institut für Volkswirtschaftslehre, Augsburg, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bvb:384-opus4-711709>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/22797>

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

Werbemarkt Fernsehen

**Zur Eignung der Spektralanalyse
als Prognoseinstrument**

Günter Lang

Beitrag Nr. 274, März 2005

Werbemarkt Fernsehen: Zur Eignung der Spektralanalyse als Prognoseinstrument

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

Abstract

Over more than a decade, advertising rates per 1000 viewers, television consumption as well as the number of advertising spots have been steadily increasing. As a consequence, television has developed to the most important medium for the advertising industry and attracts a 40% share of German gross advertising spending. Motivated by the recent slump of advertising rates and of the number of spots, this paper attempts to develop a forecast model for real advertising spending on the German TV market. In a first step, spectral analysis is used to identify the most important cycles on the advertising market. In a second step, the identified cycles are entering a regression model which is the basis for making forecasts. To evaluate the forecast quality, the results are compared to a standard ARIMA model. The estimations are based on monthly data of the German TV advertising market from 1990 to 2004. Actually, the results show that the estimated cyclical pattern describes the trends on the TV advertising market very well. The cycle model is therefore a useful tool for making ex-ante forecasts of real advertising spending. Underlining the quality of the approach, the ARIMA approach is performing significantly worse than the introduced cycle model.

Keywords

Advertising, ARIMA, cycles, forecast, spectral analysis, television

JEL classification<

L82, M37, E32

Werbemarkt Fernsehen: Zur Eignung der Spektralanalyse als Prognoseinstrument

von

Günter Lang¹

1 Einleitung

„Im Werbefernsehen nichts Neues“. So oder so ähnlich könnte eine Schlagzeile lauten, die den globalen Medien- und Werbeausblick einer umfangreichen Studie von PricewaterhouseCoopers (2003) zusammenfasst. Der globale Markt für Fernsehwerbung hat inzwischen 140 Mrd. US-\$ erreicht, was etwa 40% der weltweiten Ausgaben für Werbung entspricht. In der Studie wird für den Zeitraum bis 2007 ein weiteres Wachstum von 4,5% jährlich prognostiziert, was leicht überdurchschnittlich ist und die Führungsposition von Fernsehen als Werbemedium weiter ausbaut. Zeitungen, die mit 100 Mrd. € an globalen Werbeerlösen die zweite Position einnehmen, können dagegen nur auf 2,7% jährliches Wachstum hoffen. Dies ist eine herbe Enttäuschung, nehmen sie doch damit das Schlusslicht unter den großen Werbeträgern ein. Ihre einstmals komfortable Führungsposition haben die Zeitungsverlage bereits Ende der achtziger Jahre an das Fernsehen verloren.

Wenn auch etwas zeitverzögert, so sind die Trends in Deutschland ein Spiegelbild der globalen Entwicklung. Das Fernsehen hat sich innerhalb kürzester Zeit zu dem mit Abstand größten Magneten für Werbeausgaben entwickelt. Konzentrierten sich Ende der achtziger Jahre gerade einmal 20% der Brutto-Werbebudgets auf die Fernsehwer-

¹ PD Dr. Günter Lang, Universität Augsburg, Lehrstuhl für Ökonomie der Informationsgesellschaft, D-86135 Augsburg, e-mail guenter.lang@wiwi.uni-augsburg.de. Ich danke Nielsen Media Research sowie der AGF/GfK-Fernsehforschung ganz herzlich für die Bereitstellung des Datenmaterials. Danken möchte ich ferner den zwei Koreferenten, Herrn Prof. Seufert und Frau Dr. Suckfüll, sowie den Teilnehmern der Tagung „Theorie und Praxis der Werbung in den Massenmedien“ (Fachgruppe Medienökonomie der DGPK) für äußerst wertvolle Diskussionsbeiträge.

bung, so ist dieser Anteil auf heute mehr als 40% gewachsen (Nielsen Media Research, 2004). In absoluten Zahlen und bezogen auf das Jahr 2003 belaufen sich die Bruttowerbeeinnahmen des Fernsehens auf 7,4 Mrd. €, während die Zeitungsbranche gerade einmal 4 Mrd. € vermelden konnte. Auch die Werbekrise der Jahre 2001 und 2002 (vgl. Friedrichsen und Schenk, 2004, zu einem Überblick), von der der Rundfunk besonders stark betroffen war, hat diese Vormachtstellung nicht in Frage gestellt.

Dieser spektakuläre Erfolg des Werbefernsehens wirft die Frage auf, nach welchen Gesichtspunkten die Werbebudgets im Allgemeinen und diejenigen für Fernsehwerbung im Speziellen festgelegt werden. Ein Blick in die Literatur bestätigt dabei, dass die Beschäftigung mit Werbebudgets und deren Konsequenzen interessant ist und zu zahlreichen, gerade auch internationalen Publikationen geführt hat. Berühmtheit erlangt hat das *Dorfman-Steiner-Modell*, das die Werbeausgaben aus der Perspektive des Managements bestimmt. Generationen von Studenten haben sich mit der daraus resultierenden *Dorfman-Steiner Bedingung* vertraut gemacht, die besagt, dass im Monopolfall der Anteil von Werbung am Gesamtumsatz gerade dem Quotienten aus Werbeelastizität und Preiselastizität der Nachfrage entspricht (Dorfman und Steiner, 1954). Eine Erweiterung auf den Oligopolfall findet sich in Lambin et al. (1975). Wenig überraschend ist die zentrale Aussage dieser Modelle, dass das Werbebudget mit der Werbewirkung, also der induzierten Nachfragesteigerung, ansteigen wird. Ohne auf Details einzugehen sei hier darauf hingewiesen, dass empirische Studien diese Nachfragesteigerung jedoch als äußerst bescheiden einschätzen (vgl. z.B. Duffy, 2002, Duffy, 2003). Eine Ausnahme von dieser pessimistischen Einschätzung ist möglicherweise die Fernsehwerbung (Hirschey, 1978). Während die operative Bedeutung von (Marken-) Werbung somit skeptisch betrachtet wird, ist die strategische Relevanz wenig umstritten. Werbung als strategischer Zug ist in der Lage, sowohl den ungewünschten Preiswettbewerb zwischen Unternehmen zu reduzieren (Tirole, 1990, S. 278 ff.), als auch die Markteintrittswahrscheinlichkeit neuer Konkurrenten zu beeinflussen (Schmalensee, 1983).

Der Blickwinkel verändert sich etwas, wenn wir das Werbeaufkommen nicht mehr aus der Managementperspektive, sondern aus einem gesellschaftlichen Blickwinkel analysieren. Bereits Bain (1956) wies auf die Funktion von Werbung als Markteintrittsbarriere und damit auf den positiven Zusammenhang zwischen Werbung und Konzent-

ration hin. Als Folge gelangt man zu einer tendenziell skeptischen Betrachtung von Werbung, da – folgt man der traditionellen Industrieökonomik – steigende Konzentration die Intensität des Wettbewerbs innerhalb einer Branche mindert. Zu einer ebenfalls pessimistischen Bewertung von Werbung kommen Dixit und Norman (1978), die in ihrem berühmten wie umstrittenen Beitrag auf die Gefahr überhöhter – im Sinne von nicht wohlfahrtsoptimalen – Werbebudgets hinweisen.

Eine andere gesamtwirtschaftliche Fragestellung, und dieser wird auch in diesem Beitrag nachgegangen, ist die empirische Erklärung und Prognose des Werbeaufkommens auf makroökonomischer Ebene. Jung und Seldon (1995) beispielsweise versuchen, das Werbeaufkommen als deterministisches Resultat der allgemeinen ökonomischen Entwicklung wie z.B. Wirtschaftswachstum zu erklären. Dieses Vorgehen leuchtet unmittelbar ein, hat jedoch den Nachteil, dass es für praktische Prognosezwecke nur wenig geeignet ist: Zunächst muss eine Prognose für alle erklärenden Variablen vorliegen, bevor aus dem Modell eine Prognose für den Werbemarkt gezogen werden kann. Dies gestaltet sich als ein in der Praxis sehr aufwendiges Unterfangen. Zudem besteht die Gefahr, dass sich Fehler in der Prognose der erklärenden Variablen multiplizieren und zu einer gravierenden Fehleinschätzung führen.

Einen anderen Weg wählt deshalb diese Arbeit. Es wird der Frage nachgegangen, ob – und falls ja, inwiefern – die Werbeausgaben auf dem TV-Markt nicht schlichtweg einem zeitlichen Muster folgen. Ein solches zeitliches Muster wäre beispielsweise ein Konjunkturzyklus oder eine Saisonfigur innerhalb eines Jahres, das sich in regelmäßigen Abständen wiederholt. Aber auch längere Zyklen mögen existieren, wobei der Kondratieff-Zyklus mit einer Länge von 40 bis 60 Jahren eine gewisse Berühmtheit erlangt hat. Was wir in der Realität beobachten, wäre dann die Summe dieser gleichzeitig wirkenden, sich gegenseitig dämpfenden oder verstärkenden Zyklen. Zur Identifikation von Zyklen wird das Instrument der Spektralanalyse herangezogen, das es uns erlaubt, eine Zeitreihe in – typischerweise mehrere – Einzelzyklen zu zerlegen. Die Zeitreihe wird somit allein durch das Zusammenspiel verschiedener Zyklen beschrieben, was den Vorteil hat, dass keine weiteren Daten erforderlich sind. Allerdings muss die untersuchte Zeitreihe hinreichend lang sein. In einem zweiten Schritt wird diese

Information dazu benutzt, um die Prognosequalität eines solch einfachen, in normativer Hinsicht sicher unbefriedigenden Modells zu überprüfen.²

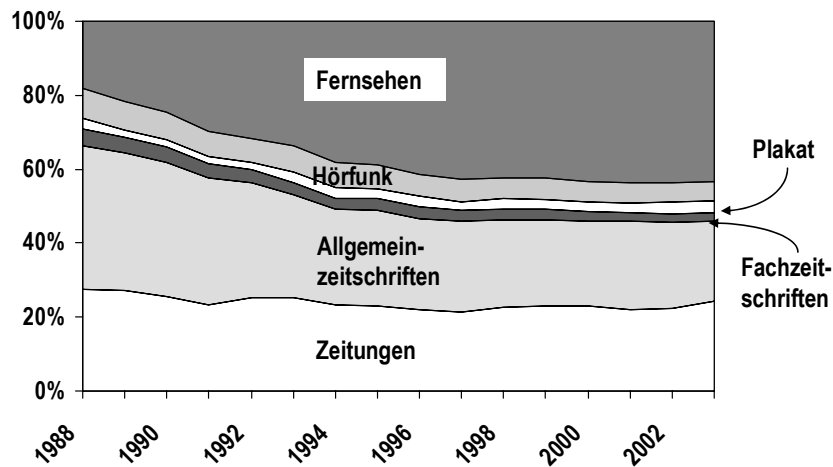
Vor dem Einstieg in die Details sollte noch hinzugefügt werden, dass die Suche nach ökonomischen Zyklen eine lange Tradition hat, wobei hier insbesondere den Investoren am Aktienmarkt eine Vorreiterrolle zukommt. Mit der Renaissance der Zeitreihenanalyse in der ökonometrischen Literatur (Hamilton, 1994, 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), Fayolle und Mathis (1994), Flaig (2002) sowie Flaig (2003) hingewiesen, die teilweise hochkomplexe Methoden verwenden. Dieses Papier wird jedoch zeigen, dass bereits die Konstruktion eines einfachen Zyklusmodells für den TV-Werbemarkt beachtenswerte Ergebnisse produziert.

2 Werbemarkt Fernsehen: Einige Fakten

Obwohl die Geschichte des deutschen Fernsehens bereits 1935 beginnt, sollte es noch über ein halbes Jahrhundert dauern, bis durch die Lizenzierung privater Anbieter das Werbepotential dieses Mediums vollständig freigesetzt wurde. Insbesondere die engen Zeitrestriktionen, denen die öffentlich-rechtlichen Fernsehanbieter bei der Werbezeit unterliegen, haben den Markt bis dahin in doppelter Weise begrenzt: Zum einen konnte nur eine relativ geringe Zahl an Werbespots gesendet werden, zum anderen waren sich die beiden öffentlich-rechtlichen Sendergruppen ihrer Duopolstellung bewusst und haben durch hohe TKP's die Werbenachfrage reduziert bzw. in andere Medien umgeleitet. Dies ist ein natürlicher Prozess, der sich aus dem Optimierungskalkül sowohl der Anbieter als auch der Nachfrager ergibt.

² Bei der Prognosequalität ist zwischen ex-post Prognosen und ex-ante Prognosen zu unterscheiden. Ex-post Prognosen simulieren die historische Zeitreihe mit der gesamten verfügbaren Information, während ex-ante Prognosen nur von demjenigen Wissensstand ausgehen, der zum Zeitpunkt der Prognose vorlag.

Abbildung 1: Aufteilung der Werbeumsätze seit 1988



Quelle: Nielsen Media Research.

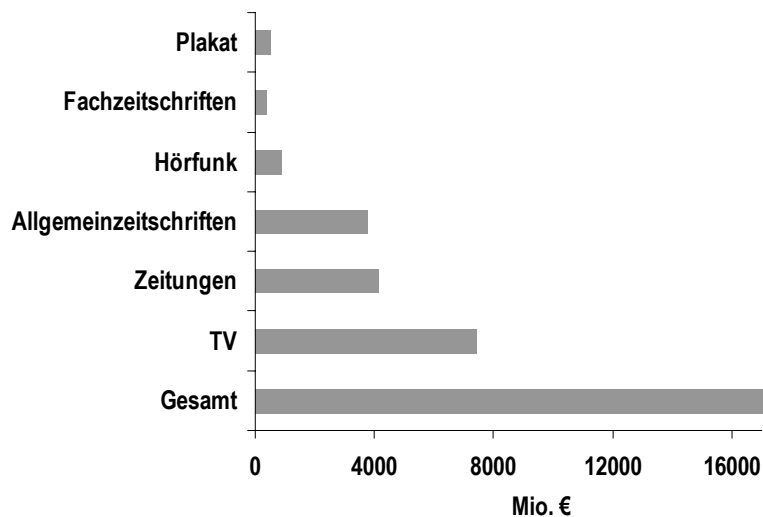
Mit dem dualen Rundfunkmarkt hat sich die Situation grundlegend geändert, da die jetzt zugelassenen privaten Anbieter nur sehr weiten Restriktionen bei der Ausstrahlung von Fernseh- oder Hörfunkwerbung unterliegen (vgl. z.B. Heinrich, 1999, S. 97 ff.). Gleichzeitig finanzieren sich die privaten Fernsehsender nahezu ausschließlich durch den Verkauf von Werbezeit und haben konsequenterweise diesen Markt sehr professionell erschlossen. Der Erfolg ließ nicht lange auf sich warten: Das Fernsehen konnte seine Marktanteile auf dem deutschen Werbemarkt von Jahr zu Jahr erhöhen. Den rückläufigen Umsätzen der öffentlich-rechtlichen Anbieter stand ein explosionsartiges Wachstum bei den Privatsendern gegenüber. Wie Abbildung 1 zeigt, erfolgte dieser Strukturwandel im Mediamix insbesondere zu Lasten des Zeitschriftenmarktes. Interessanterweise hat der Hörfunk nicht vom Markteintritt privater Anbieter und einem entsprechenden Angebotsschub profitieren können.

In absoluter Hinsicht werden die Werbeausgaben im Jahr 2003 auf etwas mehr als 17 Mrd. € und damit auf 0,8% des BIP geschätzt. Abbildung 2 zeigt die Größe der einzelnen Medienmärkte in absoluten Zahlen. Berücksichtigt sind bei diesen, von Nielsen Media Research stammenden Daten jedoch nur die Werbeumsätze in traditionellen Massenmedien³ sowie im Internet, was zu einer Unterschätzung des Werbemarktes führt. So fehlen z.B. Ausgaben der werbetreibenden Industrie für *product placement*, *sponsoring* oder Messen. Andererseits sind jedoch Rabatte, Skonti oder Provisionen

³ Bei Zeitungen fehlen die nicht unbedeutenden Werbeumsätze aus Rubrikanzeigen.

nicht von den Bruttowerten abgezogen. Es ist damit zu rechnen, dass bei der Arbeit mit Nettowerten, die diese Faktoren berücksichtigen, zu einer etwas schärferen Darstellung der Zyklen kommen würde. Allerdings liegen solche Nettowerte nicht über einen hinreichend langen Zeitraum vor.

Abbildung 2: Bruttowerbeumsätze nach Medien im Jahr 2003

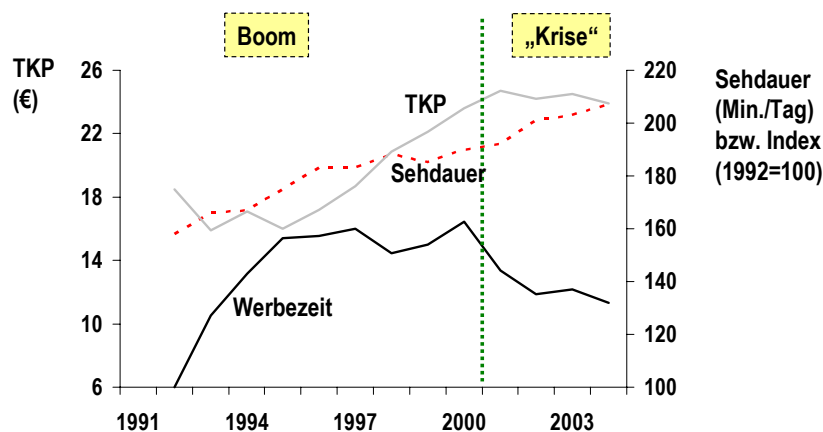


Quelle: Nielsen Media Research.

Was sind – abgesehen von der Freisetzung der Marktkräfte auf der Angebotsseite – die Triebfedern für dieses erstaunliche Wachstum? Hierzu soll das Umsatzwachstum in seine Komponenten TKP, Werbezeit und Anzahl der Fernsehzuschauer zerlegt werden. Steigende Erlöse müssen ja nicht notwendigerweise die Folge einer größeren Zahl an Werbespots sein, sondern können auch durch steigende Werbepreise (TKP) oder durch ein Wachstum der Zuschauerzahl bei konstanter oder sogar sinkender Werbezeit erzielt werden. Die tatsächliche Entwicklung dieser drei Komponenten ist in Abbildung 3 dargestellt. Hierzu wurde die Zuschauerzahl durch die Sehdauer approximiert, die geschaltete Werbezeit als Quotient aus nominellen Werbeerlösen und – im Nenner – dem Produkt aus TKP und Sehdauer. Die so berechnete Werbezeit ist als Indexwert dargestellt. Es zeigt sich, dass während der neunziger Jahre alle drei Triebkräfte zum äußerst dynamischen Wachstumsprozess beigetragen haben. Während zu Beginn der neunziger Jahre vor allem die Zahl der Werbespots stark zunahm, wurde das Wachstum in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre insbesondere durch höhere Zuschauerzahlen und steigende Werbepreise getrieben. Dieses positiv korrelierende Muster ist jedoch im zuletzt beo-

bachteten Abschwung zerstört worden: Ein weiter anwachsender Fernsehkonsum wurde von rückläufigen TKP's und Werbezeiten überkompensiert.

Abbildung 3: Sehdauer, Werbezeit und TKP's seit 1992



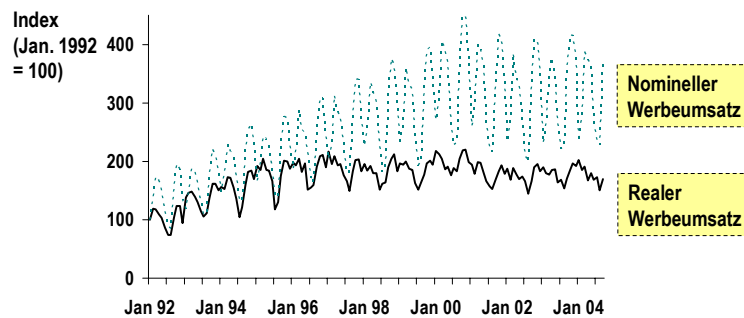
Sehdauer: Personen ab 3 Jahre; Montag – Sonntag; alle Sender.

TKP: Personen von 14 bis 49 Jahren.

Quelle: AGF/GfK Fernsehforschung; Media Control (Baden-Baden); eigene Berechnungen.

Zum Abschluss dieses kurzen Überblicks sollen die dargestellten Entwicklungslinien zeitlich stärker – auf Monatsbasis – disaggregiert werden, da auch die nachfolgende empirische Arbeit auf Monatsdaten beruht. Tatsächlich wäre eine Spektralanalyse mit z.B. den Informationen aus Abbildung 3 nicht möglich, da die Anzahl der Beobachtungen viel zu gering ist. Leider liegen keine Monatswerte für die achtziger Jahre vor, sondern nur für den Zeitraum von Januar 1992 bis September 2004. Immerhin ist es dadurch möglich, eine lückenlose Zeitreihe von über 150 Beobachtungswerten zu schaffen, was statistisch gut ausreichend ist. Allerdings ist bei einer Zeitreihe, die nicht wenigstens zwei Jahrzehnte umfasst, die Identifikation von mehrjährigen Konjunkturzyklen nicht möglich. Lediglich kürzere, also insbesondere Intra-Jahreszyklen, werden berücksichtigt.

Abbildung 4: Nominelle und reale Werbeumsätze seit 1992



Nomineller Umsatz: Bruttowerbeumsatz aller Fernsehsender

Realer Werbeumsatz: Bruttowerbeumsatz / TKP, indiziert auf Jan. 1992 = 100.

TKP: Zur Berechnung vgl. Anhang.

Quelle: Nielsen Media Research; AGF/GfK Fernsehforschung; eigene Berechnungen.

Das Resultat dieser Datenarbeit zeigt Abbildung 4: Aus dem nominellen Werbeumsatz wurde der reale Werbeumsatz durch Division mit dem TKP des entsprechenden Monats errechnet (zu Details vgl. Anhang). Der reale Werbeumsatz, für den nachfolgend das Zyklusmodell durchgerechnet wird, spiegelt die Entwicklung der Werbezeit und der Zuschauerzahl wieder, neutralisiert jedoch Preisänderungen auf dem Werbemarkt. Es zeigt sich, dass die Varianz der realen Umsatzgröße geringer ist als diejenige des nominellen Umsatzes. Jedoch sind auch bei den gedämpft schwingenden realen Werbeausgaben gewisse Strukturen erkennbar. Für Zwecke einer Prognose ist das bloße Auge bekannterweise jedoch wenig geeignet – Veränderungen in Länge oder Stärke des Zyklusmuster können nur durch geeignete statistische Verfahren gemessen werden. Dieser Schritt wird in Kapitel 3 beschrieben.

3 Methodisches Vorgehen des Prognosemodells

Methodischer Ausgangspunkt ist die Annahme, dass die reale Werbenachfrage⁴ zumindest teilweise durch sich wiederholende Zyklen geprägt ist. Die Summe der Zyklen ergibt die Gesamtbewegung der Zeitreihe. Es gilt, die einzelnen Zyklen zu identifizieren und zu gewichten, um den jeweiligen Beitrag eines Zyklus zur Gesamtentwicklung zu bestimmen. Ein geeignetes Instrument hierzu ist die Spektralanalyse, die die Identifizie-

⁴ Die Spektralanalyse könnte auch für die Erklärung der nominellen Umsätze herangezogen werden. Dies erscheint jedoch weniger spannend, da die TKP's und ihre monatliche Entwicklung nach der jährlichen Bekanntgabe der Werbepreise gut vorhersehbar sind.

nung sich gegenseitig überlagernder Zyklen allein aus einer Reihe aufeinanderfolgender Beobachtungswerte erlaubt. Zusätzliche Informationen sind somit nicht erforderlich.

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, 1994, S. 45 f.). Ist die Forderung nach Stationarität verletzt, dann muss mit falschen Parameterwerten und einer Überschätzung der Signifikanz gerechnet werden. Tatsächlich liefert der *augmented Dickey Fuller Test* (ADF) den Verdacht, dass die in Abbildung 4 dargestellte Originalreihe die Stationaritätsbedingung verletzt. Arbeitet man dagegen mit den ersten Differenzen, so wird die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von weniger als 1% abgelehnt.⁵ Grundlage für die Spektralanalyse ist somit die Zeitreihe

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

wobei A die um eine Beobachtung längere Originalreihe der realen Werbeausgaben bezeichnet ($A = A_0, A_1, A_2, \dots, A_T$). 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 auseinander liegen. Ein

⁵ Getestet wird jeweils das Modell ohne Zeittrend, aber mit Konstante. Der augmentierte Teil der ADF Regression wurde gleich Vier gesetzt. Bei einem kritischen Wert der ADF t-Statistik von -3,46 ergibt sich ein Testwert von -3,21 für die Originalreihe und von -8,03 für die Reihe mit ersten Differenzen.

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_j 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 der Zusammenhang.

Aus den so berechneten $(T-1)$ Autokovarianzen wird dann das Spektrum $s(\omega)$ einer Zeitreihe geschätzt. Die bestimmende Größe des Spektrums, also die Variable ω , heißt Frequenz und misst alle Zykluslängen im Intervall von Null bis 2π . Hier zeigt sich die Nähe zu den trigonometrischen Funktionen Sinus und Kosinus, die in diesem Intervall eine volle Schwingung durchlaufen (zu einer theoretischen Fundierung vgl. Hamilton, 1994, Kapitel 10). Der Zusammenhang zwischen der Frequenz ω und der untersuchten Periodenlänge j ist dabei gegeben durch die Beziehung

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

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

Zur Schätzung des Spektrums $s(\omega)$ einer Zeitreihe kann auf verschiedene Verfahren zurückgegriffen werden. Zum einen existieren parametrische Verfahren der Spektralanalyse, die z.B. auf der Schätzung von ARMA-Prozessen beruhen (vgl. Hamilton 1994, S. 164 f.). Hier wird auf Grundlage der geschätzten Parameter nachträglich das Spektrum errechnet. 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:

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

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 steigendem Beobachtungsumfang. Zur Gewichtung wird der Bartlett-Kernel $1 - j/(M + 1)$ verwendet, was mit zunehmendem Abstand zum analysierten Frequenzwert ω zu fallenden Gewichten 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 Spektralkurve 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 N wichtigsten Frequenzen ω^i identifiziert und in folgende Schätzgleichung eingebettet (vgl. Hamilton, 1994, S. 158 ff.):

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

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 fängt die Differenzen zwischen tatsächlichem Beobachtungswert und dem Prognosewert auf. Würde man $N=M$ setzen, also die gesamte Bandbreite der Frequenzen als Erklärungsgrößen verwenden, so erhielte man eine Schätzung mit perfekter Anpassung. Allerdings sinkt durch dieses Vorgehen die Zahl der Freiheitsgrade auf Null. Das Problem, wie viele Frequenzen nun verwendet werden sollen, wird auf Basis des *Aikake Informationskriteriums* gelöst. Dieses Kriterium wägt den Anpassungsgewinn mit den „Kosten“ zusätzlicher Parameter gegeneinander ab. Angewandt auf die realen TV-Werbeausgaben ergibt sich, dass gerade zehn Frequenzwerte verwendet werden sollen.

Geschätzt werden die unbekannt Parameter von Gleichung (7) mit Hilfe der klassischen Kleinst-Quadrate-Methode (OLS). Zu bestimmen sind das Absolutglied α , zehn

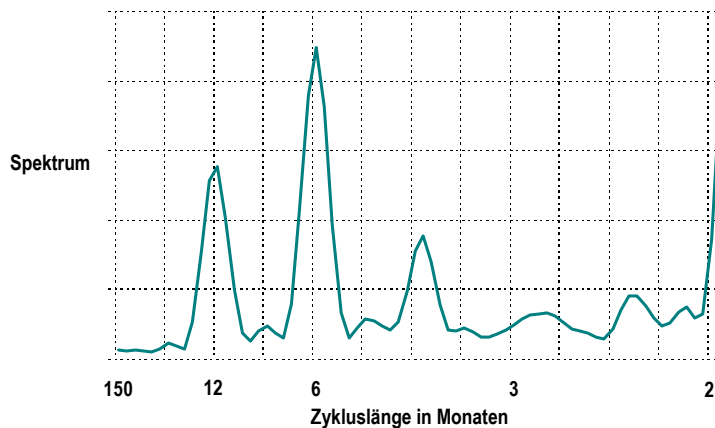
β -Parameter und zehn δ -Parameter. Eine Reihe statistischer Kennziffern erlaubt ein Urteil darüber, wie gut die identifizierten Zyklen zur Erklärung der Zeitreihe tatsächlich beitragen. Da gerade die Spektralanalyse relativ datenintensiv ist, erfolgt die erste Schätzung auf Basis der ersten 110 Beobachtungen. Die zweite Schätzung beruht auf dem Zeitraum 1 bis 111, die dritte auf dem Zeitraum 1 bis 112 usw. Da insgesamt $T=152$ Beobachtungen vorliegen, wird insgesamt 43 mal das Spektrum bestimmt, die relevanten Zyklen identifiziert, und anschließend eine OLS Schätzung durchgeführt. Nach jeder Schätzung wird die ex-post Anpassungsgüte für die Vergangenheit bis zum jeweiligen Zeitraum als auch eine ex-ante Prognose durchgeführt.

4 Empirische Ergebnisse

Der erste Schritt zum Aufbau des Prognosemodells ist die Bestimmung des Spektrums, um vorhandene Zyklen aufzudecken. Basis hierzu ist Gleichung (6). Was die Länge des Lag-Fensters M betrifft, das zur Berechnung des Bartlett-Spektrums notwendig ist, so wurden verschiedene Alternativen durchgerechnet⁶. Es zeigt sich, dass die Muster sehr robust sind, wobei mit zunehmenden M das Spektrum konturschärfer wird. Letztendlich folgte das Papier dem Vorschlag von Hansmann (1983, S. 58) und setzte M gerade gleich einem Viertel der Beobachtungszahl des jeweiligen Schätzlaufs. Beispielsweise basiert die erste Schätzung auf 110 Beobachtungswerten, was zu $M = 22$ führt. Das Spektrum für die letzte Schätzung mit der vollständigen Zeitreihe (152 Beobachtungen) wird demgegenüber auf der Basis von $M = 38$ ermittelt. Kontrollschätzungen haben im Übrigen ergeben, dass die Resultate sehr robust sind: Sofern M nicht kleiner als zehn gewählt wird, werden die Prognoseergebnisse nur am Rande beeinflusst.

⁶ Alle Berechnungen erfolgten mit Hilfe des Programms „GAUSS“.

Abbildung 5: Bartlett-Spektrum des Fernsehwerbemarktes



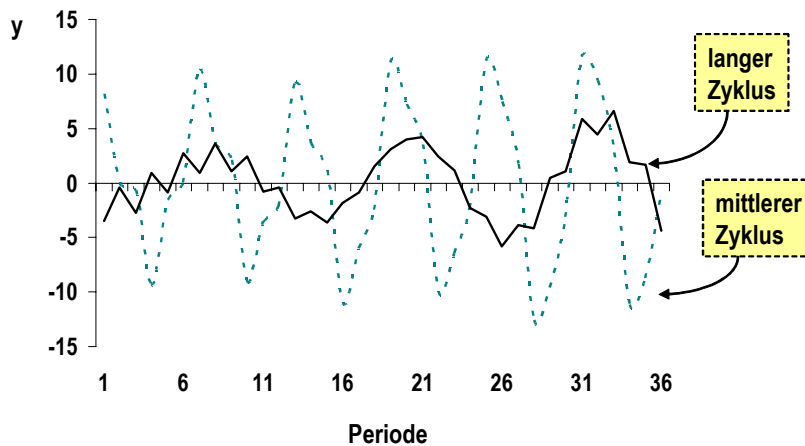
Beobachtungszeitraum: Januar 1993 bis September 2004 (152 Differenzenwerte)

Ein repräsentatives Ergebnis der Spektralanalyse ist in Abbildung 5 dargestellt. Es handelt sich um dasjenige Spektrum, das sich auf Basis der gesamten Zeitreihe ergibt. Deutlich sind vier Spitzen erkennbar, die mit Zykluslängen von etwa zwei, vier, sechs und zwölf Monaten einhergehen. Enttäuschenderweise ist ein längerer Zyklus, z.B. ein Konjunkturzyklus, nicht erkennbar. Eine mögliche Erklärung hierfür liefert Lang (2004), der mit weit in die Vergangenheit reichenden Zeitreihen ebenfalls Werbezyklen zu identifizieren versucht. Es zeigte sich, dass der TV-Werbemarkt im Gegensatz zu Printmedien von sehr langen Wellen (ein Jahrzehnt und länger) bestimmt wird, was mit den vorliegenden Daten nicht aufgedeckt werden kann. Eine andere Erklärung könnte im Datensatz liegen: Falls in nachfrageschwachen Zeiten zwar die Rabatte nach oben gehen, aber die Bruttowerbeeinnahmen konstant bleiben, dann lassen sich keine entsprechenden Zyklen auf Basis der hier verwendeten Bruttodaten ermitteln. Andererseits sollten dann überhaupt keine Zyklen mehr aufgedeckt werden können, was jedoch offensichtlich – vgl. Abbildung 5 – aber schon der Fall ist.

Wie gut ist die Erklärungsleistung der identifizierten Zyklen für den Fernsehwerbe- markt? Hierzu müssen in jedem Schätzlauf diejenigen Frequenzen ω^i , die mit den (zehn) höchsten Werten des Spektrums korrespondieren, identifiziert und in Gleichung (7) eingesetzt werden. Anschließend werden die unbekannt Parameter α , β und δ mit Hilfe der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Methode bestimmt. Abbildung 6 illustriert das Ergebnis, indem für die erste Schätzung die Bedeutung zweier zusammengefasster Zyklen über 36 Monate dargestellt ist. Der „lange Zyklus“ umfasst die Frequenzen

$\omega = \{0,46; 0,52; 0,58\}$ was etwa $\{14; 12; 11\}$ Monaten entspricht, der „mittlere Zyklus“ die Frequenzen $\omega = \{1,10; 1,15\}$, was etwa 6 bzw. 5 Monaten entspricht. Deutlich wird, dass der mittlere Zyklus ein höheres Gewicht als der Jahreszyklus hat. Deutlich wird ferner, dass diese beiden Zyklen sich teilweise verstärken, teilweise aber auch dämpfen.

Abbildung 6: Mittlerer und langer Werbezyklus im Vergleich



Schließlich werden für jeden Schätzlauf die Qualität der ex-post sowie der – interessanteren – ex-ante Prognosen bestimmt. Alle ex-ante Prognosen sind Ein-Schritt-Prognosen. Als Kennziffern werden der mittlere absolute Fehler *mae*, die Quadratwurzel der Summe der quadrierten Fehler *rmse*, sowie der Theil'sche Koeffizient berechnet. Die letzte Kenngröße ist deswegen interessant, da sie einen Vergleich mit einer trivialen Prognose – der Prognosewert für $(t+1)$ wird gleich dem Beobachtungswert in t gesetzt – durchführt. Werte der Theil'schen Koeffizienten kleiner als Eins zeigen die Überlegenheit des Modells gegenüber der trivialen Prognose (zu den Statistiken vgl. Greene 2003, S. 113 f.).

Tabelle 1: Kennziffern der ex-post Prognosen

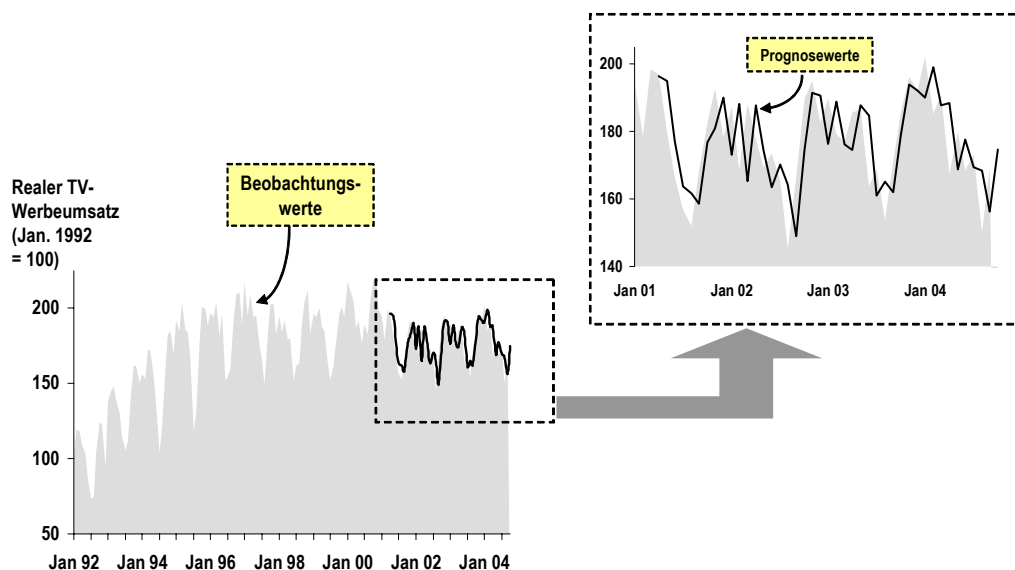
	Mittelwert	Standard- abweichung	Minimum	Maximum
<i>mae</i>	9,4	0,34	8,6	10,0
<i>rmse</i>	12,0	0,35	11,4	12,7
<i>theil</i>	0,69	0,02	0,64	0,74

Anzahl der ex-post Prognosen: 43

Diese Kennziffern zur Qualität der ex-post Prognosen sind in Tabelle 1 zusammengefasst. Insbesondere die Theil-Statistik macht sofort die hohe Anpassungsgüte des Modells deutlich – zumindest aus der Vergangenheitsperspektive. Aber auch der mittlere absolute Fehler *mae* liegt mit 9,4 sehr günstig: Die Vergleichsgröße hierzu ist die Standardabweichung der Zeitreihe, die mit 17,0 nahezu doppelt so hoch liegt. Es gelingt somit, mit Hilfe des Spektralmodells, die historische Entwicklung des Werbeaufkommens auf dem TV-Markt sehr gut nachzuzeichnen. Die Determinationskoeffizienten (R^2) weisen Werte von 0,50 und mehr auf.

Etwas schlechter ist dann jedoch die für praktische Zwecke relevante ex-ante Prognoseleistung des Modells. Der Wert der Theil-Statistik steigt auf 0,86, derjenige des mittleren absoluten Fehlers auf 10,2. Gerade die letzte Größe macht deutlich, dass eine immer noch befriedigende Prognoseleistung vorliegt, da die Schwankungsbreite der beobachteten Reihe doch erheblich ist (Standardabweichung von 17,0). Jedoch ist nicht zu übersehen, dass es zu einer sichtbaren Verschlechterung relativ zur ex-post Prognosegüte kommt. Der Grund hierfür ist weniger, dass sich die Zykluslänge verändert – diese bleibt im Gegenteil relativ stabil. Vielmehr kann beobachtet werden, dass die Parameter und somit die Amplituden der Zyklen nicht konstant sind, was zu dem beschriebenen Qualitätsverlust führt. Abbildung 7 zeigt die ex-ante Prognose im Vergleich zu den tatsächlichen Beobachtungswerten, wobei beide Reihen von Differenzenwerten auf die Absolutwerte zurückgerechnet wurden.

Abbildung 7: Ex-ante Prognosen des Spektralmodells



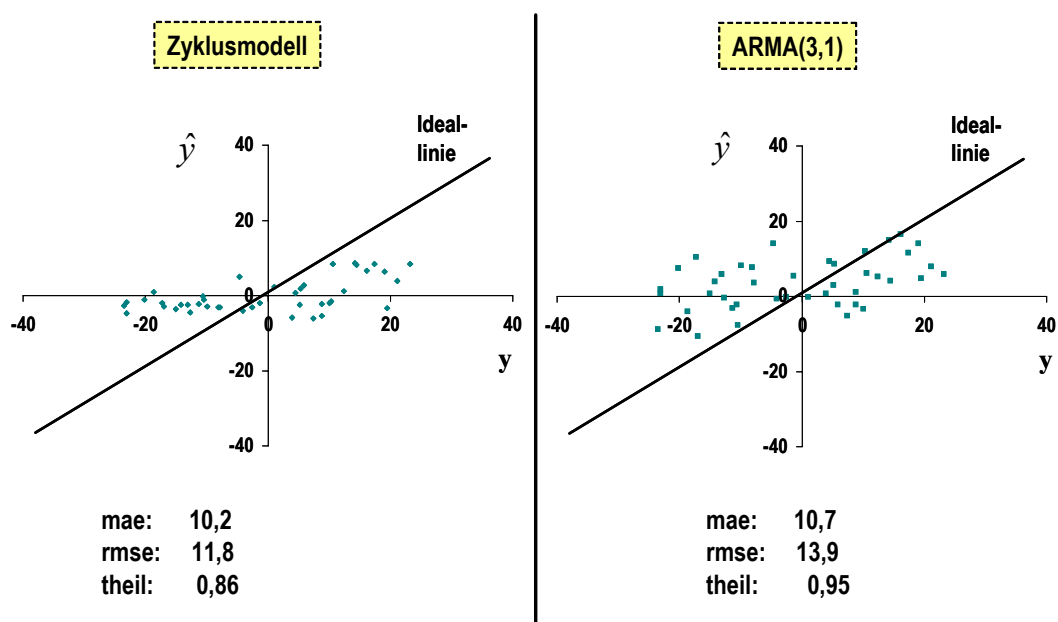
Eine weitere Möglichkeit zur Beurteilung der Prognosequalität besteht darin, die Ergebnisse mit denjenigen des traditionellen $ARMA(p,q)$ -Modells zu vergleichen. Das ARMA-Verfahren wählt im Gegensatz zum hier dargestellten Vorgehen nicht einzelne, als wichtig identifizierte Zyklen aus, sondern zieht exakt p verzögerte Zeitreihenwerte $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}\}$ zur Schätzung heran. Diese verzögerten Zeitreihenwerte werden *Autoregressoren* genannt. Die Variable q beschreibt die Zahl der *moving average* Terme, die den MA-Teil des ARMA-Modells beschreiben (zu Details vgl. Hamilton, 1994, Kapitel 3). Wählt man nun ebenfalls das *Aikake-Informationskriterium* zur Identifikation des ARMA-Modells, so ergibt sich das beste Resultat für die $ARMA(3,1)$ -Spezifikation.

Tatsächlich ist die Prognoseleistung dieser Modellkonstruktion jedoch geringer als diejenige des hier verwendeten Spektralmodells. Abbildung 8 zeigt neben den Teststatistiken, die durchgehend schlechtere Werte für das ARMA-Modell aufweisen, auch die grafische Aufbereitung des Prognosefehlers. Da die horizontale Achse die tatsächlichen Werte der Zeitreihe⁷, die vertikale Achse (\hat{y}) dagegen die entsprechenden Prognosewerte darstellt, entspricht der Abstand der Beobachtungspunkte zur Winkelhalbierenden („Ideallinie“) gerade dem Prognosefehler. Deutlich wird, dass das ARMA-Modell nicht nur eine absolut schlechtere Prognoseleistung erbringt, sondern darüber hinaus eine

⁷ Es sei daran erinnert, dass die Zeitreihe y der ersten Differenz des realen TV-Werbeumsatzes entspricht.

systematische Verzerrung aufweist: Die Prognosewerte liegen zum großen Teil über der Winkelhalbierenden, zeigen also eine Überschätzung der tatsächlichen Entwicklung an. Demgegenüber ist der durchschnittliche Prognosefehler des Spektralmodells nahezu Null. Zudem werden insbesondere auch die Wendepunkte deutlich besser vorausgesagt, was an dem hohen Anteil der Beobachtungspunkte im I. sowie im III. Quadranten erkannt werden kann. Demgegenüber ist beim ARMA-Modell der II. Quadrant (positive Prognosewerte, tatsächlich aber negative Veränderung) relativ stark vertreten.

Abbildung 8: Prognosequalität im Vergleich



5 Fazit

Dieser empirische Beitrag zeigt, dass der Erklärungsgehalt von Zyklen für den Fernsehwerbemarkt in Deutschland substantiell ist. Die historischen Muster folgen relativ genau einem Zyklengefüge, das sich im Wesentlichen aus einem Zwei-, Sechs- und Zwölfmonatszyklus zusammensetzt. Ein Konjunkturzyklus, der typischerweise drei bis fünf Jahre umfasst, konnte demgegenüber jedoch nicht identifiziert werden. Während sich die genannten Zykluslängen als sehr robust erwiesen, war die Amplitude durchaus Änderungen unterworfen.

Der Einbau dieser Zyklen in ein Prognosemodell zeigt, dass die Anpassungsgüte der identifizierten Zyklen zwar ex-post sehr gut ist, die ex-ante Schätzungen dann jedoch etwas schwächer werden. Es ist somit ein Qualitätsverlust relativ zu den ex-post Schätzungen festzustellen. Der Grund hierfür sind die erwähnten Veränderungen in der Amplitude der Zyklen, die erst ex-post als Veränderungen der Parameter aufgedeckt werden können. Das entwickelte Prognosemodell mit seiner selektiven Auswahl der Zykluslängen schlägt aber klar die triviale Schätzung. Spannender ist der Vergleich mit dem häufig verwendeten ARMA-Verfahren, das ebenfalls deutlich übertroffen wird. Im Gegensatz zum letztgenannten Verfahren werden insbesondere die Wendepunkte sehr viel sicherer vorausgesagt.

Insgesamt bleibt jedoch zu vermuten, dass der Vorteil des Spektralmodells erst dann voll zum Tragen kommt, wenn die Anzahl der Beobachtungen groß genug sein wird, um nicht nur Intra-Jahres Zyklen aufzudecken. Dies wird etwa ab dem Jahr 2010 der Fall sein. Eine andere Stoßrichtung der Werbemarktforschung verspricht dagegen schon sehr viel schneller interessante Ergebnisse: Die Disaggregation der Daten auf die Ebene der einzelnen Sender hat das Potential, mit relativ geringem Aufwand eine erstaunliche Verbesserung der Prognosegüte zu erzeugen. Gerade für die mittelfristige Strategieplanung der Sender könnte dies von großem Nutzen sein.

Literatur

- Bain, J.S. (1956), *Barriers to New Competition*. Harvard University Press: Cambridge.
- Bentoglio, G., Fayolle, J., Lemoine, M. (2002), *Unity and Plurality of the European Cycle*. Fondation Nationale des Sciences Politique: Working Paper 2002-03.
- Dixit, A., Norman, V. (1978), *Advertising and Welfare*, *Bell Journal of Economics* 9, 1-17.
- Dorfman, R., Steiner, P. (1954), *Optimal Advertising and Optimal Quality*, *American Economic Review* 44, 826-836.
- Duffy, M. (2002), *On the estimation of an advertising-augmented, cointegrating demand system*, *Economic Modelling* 20, 181-206.
- Duffy, M. (2003), *Advertising and food, drink and tobacco consumption in the United Kingdom: a dynamic demand system*, *Agricultural Economics* 28, 51-70.
- 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 Quarterly German GDP*. CESifo Working Paper Series 681.
- Flaig, G. (2003), *Time Series Properties of the German Monthly Production Index*. CESifo Working Paper Series 833.
- Friedrichsen, M., Schenk, M. (2004), *Globale Krise der Medienwirtschaft? Dimensionen, Ursachen und Folgen*. Nomos: Baden-Baden.
- 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.
- Hansmann, K.-W. (1983), *Kurzlehrbuch Prognoseverfahren*. Gabler: Wiesbaden.
- Heinrich, J. (1999), *Medienökonomie. Band 2: Hörfunk und Fernsehen*. Westdeutscher Verlag: Wiesbaden.
- Hirschey, M.J. (1978), *Television advertising and profitability*, *Economics Letters* 1, 259-264.
- Jung, C., Seldon, B.J. (1995), *The Macroeconomic Relationship between Advertising and Consumption*, *Southern Economic Journal*, Volume 61 (3), 577-587.
- Lambin, J.-J., Naert, P., Bultez, A. (1975), *Optimal Marketing Behaviour in Oligopoly*, *European Economic Review* 6, 105-128.
- Lang, G. (2004), *Der deutsche Werbemarkt: Konjunkturkrise oder Strukturbruch? Medienwirtschaft – Zeitschrift für Medienmanagement und Kommunikationsökonomie*, Jg. 1 (2004), 53-60.
- Nielsen Media Research (2004), *Aktueller Werbetrend*. URL: <http://www.nielsen-media.de/pages/default.aspx>. Abgerufen am 15. Januar 2004.
- PriceWaterhouseCoopers (2003), *Global Entertainment and Media Outlook 2003-2007*. Frankfurt am Main.
- Schmalensee, R. (1983), *Advertising and Entry Deterrence: An Exploratory Model*, *Journal of Political Economy* 91, 636-653.
- Tirole, J. (1990), *The Theory of Industrial Organization*. MIT Press: New York and London.

Anhang: Beschreibung des Datensatzes

Basis der Spektralanalyse und des Prognosemodells sind die preisbereinigten Bruttowerbeumsätze auf dem (gesamt-) deutschen TV-Markt. Die Beobachtungen umfassen den Zeitraum von Januar 1992 bis September 2004. Nominelle Werbeumsätze wurden von Nielsen Media Research bereitgestellt, der Preisdeflator (Prime Time Tausender Kontakte Preise, Personen von 14-49 Jahren) stammt vom AGF/GfK – Fernsehpanel. Die TKP's stehen auf Monatsbasis für folgende Sender zur Verfügung: RTL, RTL II, SAT.1, Pro7, Kabel1, Vox. Diese Programme repräsentieren ca. 85% des deutschen Fernsehwerbeumsatzes. Zur Deflationierung der nominellen Werbeumsätze wurde aus den senderspezifischen TKP-Werten ein branchenweiter TKP-Wert berechnet, der ein gewichteter Mittelwert der senderspezifischen TKP's ist. Als Gewichte wurden die von der „Kommission zur Ermittlung der Konzentration im Fernsehwesen“ berechneten Marktanteile auf dem Sehermarkt herangezogen. Tabelle A-1 enthält Details zu den senderspezifischen und dem branchenweiten TKP.

Tabelle A-1: Statistische Datenbeschreibung

	Arithm. Mittel	Standardabweichung	Minimum	Maximum	Mittleres Gewicht
TKP (gesamt)	19.9	4.55	11.4	30.2	1.00
TKP (RTL)	21.2	5.02	10.6	34.9	0.34
TKP (SAT.1)	22.4	5.30	12.3	35.1	0.25
TKP (Pro7)	21.1	6.25	10.1	36.1	0.18
TKP (RTL II)	14.5	6.03	3.8	30.8	0.09
TKP (VOX)	15.5	5.95	6.8	34.7	0.06
TKP (Kabel 1)	15.4	4.52	6.3	29.1	0.08