

Grossarth-Maticek, Jan; Mayr, Johannes

Article

Medienberichte als Konjunkturindikator

ifo Schnelldienst

Provided in Cooperation with:

Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

Suggested Citation: Grossarth-Maticek, Jan; Mayr, Johannes (2008) : Medienberichte als Konjunkturindikator, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 61, Iss. 07, pp. 17-29

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/164539>

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.

Die Studie untersucht, in wie weit neben den klassischen monatlichen Konjunkturindikatoren, wie dem ifo Geschäftsklimaindex, der Industrieproduktion oder den Auftragseingängen in der Industrie, auch die Medienberichterstattung über die konjunkturelle Entwicklung selbst als Indikator der realen Konjunktur dienen kann. Es werden Indikatoren auf Basis von Medienberichten generiert und bezüglich ihrer Eigenschaft als Prognoseinstrumente der konjunkturellen Entwicklung analysiert. Zur Messung der Berichterstattung zur Konjunktur werden zwei Datenreihen verwendet: ein auf Zeitungsberichten basierender Rezessionsindex für Deutschland und eine Zeitreihe des Media-Tenor-Institutes, die qualitative Informationen zur allgemeinen Berichterstattung über die wirtschaftliche Lage in Deutschland aus Printmedien und Fernsehnachrichten aggregiert. Für die quantitativen Prognosen der BIP-Wachstumsraten werden bivariate vektorautoregressive (VAR-)Modelle eingesetzt. Ein Vergleich mit dem ifo Geschäftsklimaindex zeigt, dass die auf Medienberichte basierenden Indikatoren durchaus Prognosequalitäten für reale gesamtwirtschaftliche Entwicklungen aufweisen können.

Die Analyse der konjunkturellen Entwicklung und deren Auswirkungen auf den Alltag der Bevölkerung nehmen in den Medien einen immer größeren Raum ein. Im Rahmen ihrer Konjunkturberichterstattung verarbeiten Zeitungs-, Rundfunk- und Internetredaktionen dabei nicht nur die offiziellen nationalen Statistiken, wie beispielsweise die Veröffentlichungen zur volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes. Journalisten nutzen vielmehr eine große Anzahl an Informationen aus unterschiedlichen Quellen, die sie dann zu ihrem Bild über die aktuelle konjunkturelle Lage verdichten. Neben klassischen monatlichen Konjunkturindikatoren, wie dem ifo Geschäftsklimaindex, der Industrieproduktion oder den Auftragseingängen in der Industrie, gehen insbesondere Meldungen aus den Geld- und Finanzmärkten oder die aktuellen Geschehnisse an den Rohstoff- und Devisenmärkten in die Berichterstattung über die wirtschaftliche Entwicklung mit ein. Auch die konjunkturelle Lage wichtiger Handelspartner oder Pressemitteilungen und Veröffentlichungen großer Konzerne und Branchenverbände sowie Umfragen unter den Konsumenten beeinflussen das Bild, welches der Öffentlichkeit bezüglich der wirtschaftlichen Entwicklung vermittelt wird. So ist im Zuge der US-Finanz- und Immobilienkrise seit Sommer 2007 die Anzahl der Berichte in deutschen Zeitungen über eine mögliche Rezession in den Vereinigten

Staaten und deren Auswirkungen auf Deutschland stark angestiegen.

Abstrakt ausgedrückt »aggregieren« Journalisten alle verfügbaren Informationen und berichten, je nach Stärke und Richtung der vernommenen Signale, vermehrt über einen erwarteten oder tatsächlichen Auf- oder Abschwung. Vergleichbar mit einem Composite Indicator verdichtet die Medienberichterstattung eine Vielzahl von Informationen über die konjunkturelle Entwicklung. Die Idee, dass Medienberichte somit selbst als Indikator der realen Konjunktur dienen können und dieser unter Umständen sogar vorlaufen, liegt auf der Hand. So ist es vorstellbar, die Medienberichterstattung als Prognoseinstrument zu verwenden, entweder um Rezessionswahrscheinlichkeiten abzuschätzen oder um den Verlauf makroökonomischer Aggregate (wie z.B. des Bruttoinlandsproduktes) vorherzusagen.

Ziel dieser Studie ist es, Indikatoren, die auf Basis der Medienberichterstattung generiert werden, bezüglich ihrer Eigenschaft als Prognoseinstrumente der konjunkturellen Entwicklung zu untersuchen. Eine zentrale Frage ist in diesem Zusammenhang, wie die Medienberichterstattung zur Konjunktur überhaupt zu messen ist. Zwei Datenreihen werden hier verwendet: Nach dem Vorbild der Zeitschrift *The Economist* (vgl. *The Economist* 2001a; 2001b) wird ein auf Zeitungsberichten basierender Rezessionsindex für Deutschland generiert und auf seine Eignung für die Schätzung von Rezessionswahrscheinlichkeiten mit-

* Jan Grossarth-Maticek ist Mitarbeiter bei der Frankfurter Allgemeinen Zeitung.

tels Probit-Modellen untersucht (vgl. Estrella 1998). Dieser R-Wort-Indikator misst, in wie vielen Zeitungsartikeln pro Quartal das Wort »Rezession« verwendet wird. Des Weiteren wird eine Zeitreihe des Media-Tenor-Institutes, die qualitative Informationen zur allgemeinen Berichterstattung über die wirtschaftliche Lage in Deutschland aus Printmedien und Fernsehnachrichten aggregiert, auf ihre Prognosefähigkeit in Bezug auf die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsproduktes evaluiert. Für die quantitativen Prognosen der BIP-Wachstumsraten werden bivariate vektorautoregressive (VAR) Modelle eingesetzt.

Beschreibung der Medienindikatoren

Der R-Wort-Indikator

Der R-Wort-Indikator (R-Word Index) basiert auf einer Idee der Zeitschrift *The Economist*, die seit Anfang der neunziger Jahre die Anzahl der Artikel in den beiden einflussreichen Zeitungen *New York Times* und *Washington Post* aufsummiert, die das Wort »Recession« enthalten. Die Zeitschrift vermarktet den R-Wort-Indikator als alternativen Indikator zur Messung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität, welcher insbesondere für die frühzeitige Identifikation konjunkturelle Wendepunkte geeignet erscheint. Als Folge der Immobilien- und Finanzkrise zeigt der Index seit Jahresmitte 2007 einen deutlichen Anstieg und liegt zu Beginn des Jahres 2008 auf dem höchsten Stand seit 2001 (vgl. *The Economist* 2008). Diese starke Zunahme deutet somit eine merklich gestiegene Rezessionswahrscheinlichkeit an.

Für Deutschland ermittelte die HypoVereinsbank im Laufe der letzten großen Rezession einen vergleichbaren Indikator (vgl. HypoVereinsbank 2002), der jedoch seit mehreren Jahren nicht mehr Grundlage für aktuelle Publikationen war. In wissenschaftlichen Studien zur Prognose der realwirtschaftlichen Entwicklung schnitt dieser Indikator im Vergleich zu anderen Konjunkturindikatoren stets le-

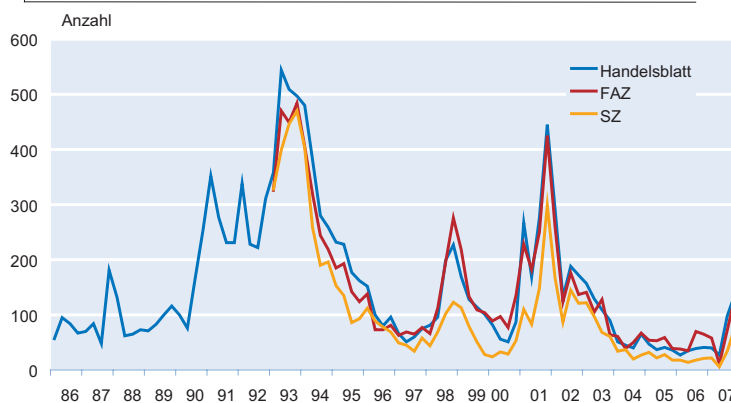
diglich unterdurchschnittlich ab (vgl. Breitung und Jagodzinski 2001; Kholodilin und Siliverstovs 2006). Als Grund hierfür kann jedoch ein für diese Zeitreihe ungeeignetes Studiendesign angeführt werden.¹ In der vorliegenden Studie wird ein R-Wort-Indikator für Deutschland konstruiert, in geeigneten Modellen für die Prognose konjunktureller Schwächephasen eingesetzt und mit konkurrierenden Indikatoren verglichen.

Die Zeitreihe wird mit einfachen Abfragen im kostenlosen Online-Pressearchiv www.genios.de für das Handelsblatt, eine der führenden überregionalen Wirtschaftszeitungen, sowie die beiden größten überregionalen Tageszeitungen *Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ)* und *Süddeutsche Zeitung (SZ)* generiert. Der Methodik des *The Economist* folgend, wird täglich für jede der Zeitungen die Anzahl der Artikel aufsummiert, die das Wort »Rezession« enthalten. Unter Berücksichtigung der Frequenz der Zielvariablen werden die Daten dann zu Quartalswerten aggregiert. Auf eine Erscheinungstagsbereinigung wird wegen des bereits relativ hohen Aggregationsniveaus verzichtet. Da »Rezession« im Gegensatz zu »Aufschwung« oder auch »Stagnation« ein rein konjunkturbezogener Fachterminus ist, werden keine zusätzlichen Sucheinschränkungen gewählt, wie etwa eine Beschränkung der Abfrage auf einzelne Ressorts. Auch auf eine Beschränkung auf Artikel, die sich mit Deutschland befassen, wurde verzichtet, da auch wirtschaftliche Entwicklungen, z.B. Rezessionen in anderen Volkswirtschaften wie den USA, über vielfältige Handelsverflechtungen Auswirkungen auf die exportabhängige deutsche Wirtschaft haben.

Wie Abbildung 1 zeigt, wird das Wort Rezession im Zeitablauf von den berücksichtigten Zeitungen in einer sehr ähnlichen, über die Zeit stark variierenden Häufigkeit verwendet. Interessant ist dabei, dass aktuell, im vierten Quartal 2007, die Anzahl der Berichte, die das Wort Rezession enthalten, in den drei betrachteten Zeitungen mit insgesamt 350 auf den höchsten Stand seit der letzten Abschwungsphase 2003

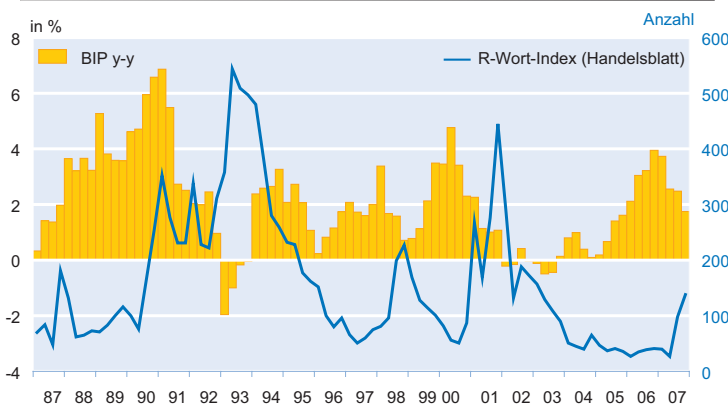
¹ Breitung und Jagodzinski (2001) testen die Prognoseeigenschaften des R-Wort-Indikators der HypoVereinsbank unter einer Reihe alternativer Konjunkturindikatoren. Die Wachstumsrate der Industrieproduktion stellt dabei die Referenzvariable dar. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis dass der R-Wort-Indikator der Zielzeitreihe um zwei Monate nachläuft und somit als ungeeignet zur Prognose der Industrieproduktion erscheint. Die Autoren führen das schwache Abschneiden des Indikators darauf zurück, dass dieser aufgrund seiner Konstruktion eher zur Prognose eines breiteren makroökonomischen Aggregats wie der Wachstumsraten des realen BIP geeignet erscheint. Kholodilin und Siliverstovs (2006) setzen den R-Wort-Indikator zur Prognose der BIP-Wachstumsraten ein und schließen ebenso auf eine unterdurchschnittliche Prognosegüte des Indikators. Jedoch kann dies wohl erneut auf die Auswahl der Zielvariable zurückgeführt werden, da sich der Indikator wie oben beschrieben insbesondere für die Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten in Binary Choice Modellen anbietet.

Abb. 1
Nennung des Worts Rezession in den drei Tageszeitungen, 1986–2007



Quelle: Aufstellung der Autoren.

Abb. 2
R-Wort-Index und Wachstumsraten des realen BIP, 1987–2007



Quelle: Handelsblatt; Aufstellung der Autoren.

gestiegen ist. Diese Entwicklung ist vergleichbar mit der des Indikators des The Economist und spiegelt die gestiegene Unsicherheit und Spekulationen über die internationalen Auswirkungen der US-Finanz- und Immobilienkrise wider.

Die Korrelationskoeffizienten der Einzelzeitreihen zueinander liegen über 0,95. Während die FAZ und die SZ erst seit 1993 im Online-Archiv erfasst sind, liegt das Handelsblatt bereits seit 1986 vollständig in elektronischer Form vor und kann somit für diesen gesamten Zeitraum als Datenbasis genutzt werden. Aufgrund der längeren Verfügbarkeit sowie der hohen Korrelation zu den beiden anderen Zeitreihen wird deshalb ausschließlich das Handelsblatt zur Konstruktion des R-Wort-Indikators in dieser Studie herangezogen. Hierdurch unterscheidet sich der verwendete R-Wort-Indikator von dem der HypoVereinsbank, der neben dem Handelsblatt zusätzlich die FAZ als Datenquelle berücksichtigt. Schon ein erster graphischer Vergleich des generierten R-Wort-Index mit den Jahreswachstumsraten des realen BIP zeigt, dass die Anzahl der Artikel, die das Wort Rezession enthalten, in Zeiten konjunktureller Schwäche deutlich ansteigt (vgl. Abb. 2). Bemerkenswert erscheint, dass der Indikator schon im Vorfeld von Phasen wirtschaftlicher Stagnation oder negativer Wachstumsraten wie 1992 und 2001 deutlich ausschlägt und sich somit als Indikator zur Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten anbietet. Demgegenüber scheint der R-Wort-Index, wie zu erwarten, zur Prognose der Wachstumsraten des realen BIP weniger geeignet, da er in Zeiten wirtschaftlichen Aufschwungs eine zu geringe Dynamik aufweist.

Media-Tenor-Index

Neben dem R-Wort-Index wird in der vorliegenden Studie der Media-Tenor-Indikator auf seine Prognosegüte evaluiert. Dieser Index

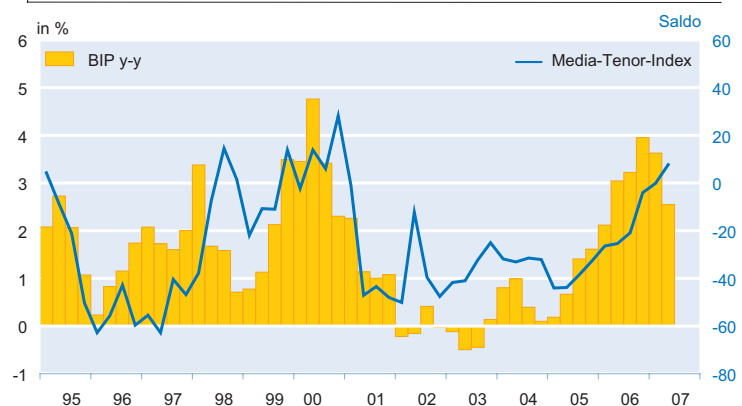
wird durch eine Inhaltsanalyse des Forschungsinstitutes Media Tenor erhoben. Fernsehnachrichten und Presseberichte werden dafür bezüglich ihrer Aussage zur gesamtwirtschaftlichen Lage in Deutschland seit 1995 in drei Kategorien eingeordnet: insgesamt positiv, neutral oder negativ. Der Index wird dann als prozentualer Saldo aus positiven und negativen Berichten ermittelt. Datenbasis sind wöchentliche Nachrichtenmagazine wie der Spiegel und der Focus sowie TV Abendnachrichtensendungen wie die Tagesschau, das Heute Journal und RTL aktuell und die Tageszeitungen SZ, FAZ, Die Welt und Frankfurter Rundschau. Der Indikator wird laufend aktualisiert und liefert somit tagesaktuellen Informationsgehalt zur wirtschaftlichen Lage in Deutschland. Im Hinblick auf die Frequenz der

zu prognostizierenden Zielvariablen wird der Indikator im Rahmen dieser Studie durch arithmetische Mittelung auf Quartalswerte aggregiert. Der Media-Tenor-Indikator kann als rein qualitativer Indikator betrachtet werden, der lediglich die Qualität bzw. Stimmung von Medienberichten misst, die Häufigkeit einer Meldung jedoch nicht berücksichtigt. Somit unterscheidet sich der Indikator fundamental von dem oben beschriebenen R-Wort-Index, der als rein quantitative Messzahl lediglich die Häufigkeit eines Schlüsselwortes erfasst, den jeweiligen Zusammenhang, in dem der Begriff gebraucht wird, jedoch ausblendet.

Die Daten von Media Tenor wurden bisher nicht zur Prognose makroökonomischer Aggregate eingesetzt. Ein graphischer Vergleich des Media-Tenor-Index mit den Jahreswachstumsraten des realen BIP (vgl. Abb. 3) zeigt eine hohe Korrelation an (Korrelationskoeffizient = 0,55).

Der Gleichlauf der beiden Zeitreihen deutet an, dass der Media-Tenor-Indikator für die Prognose der Wachstumsraten des

Abb. 3
Media-Tenor-Index und Wachstumsraten des realen BIP, 1995–2007



Quelle: Media Tenor; Aufstellung der Autoren.

realen Bruttoinlandsprodukts im Rahmen eines vektorautoregressiven Systems sinnvoll eingesetzt werden könnte.

Modelle

Wie Abbildung 2 verdeutlicht, zeigt der R-Wort-Indikator Phasen wirtschaftlicher Schwäche durch frühzeitige Ausschläge deutlich an, weist insgesamt jedoch lediglich eine geringe negative Korrelation zur Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts auf (Korrelationskoeffizient = -0,16). Aufgrund dieser Eigenschaft erscheint der Indikator insbesondere für den Einsatz als Regressor in Binary Choice Modellen geeignet, um Rezessionswahrscheinlichkeiten zu prognostizieren oder Wendepunkte im Konjunkturzyklus anzuzeigen, weniger jedoch um die explizite Entwicklung des realen BIP, also die Quartalswachstumsraten, im Rahmen von vektorautoregressiven Systemen quantitativ vorherzusagen.

Demgegenüber zeigt der Media-Tenor-Indikator in sämtlichen Phasen des Konjunkturzyklus eine hohe Korrelation zur gewählten Referenzreihe (vgl. Abb. 3). Daher erscheint diese Variable im Gegensatz zum R-Wort-Indikator besser für den Einsatz zur Prognose der Wachstumsraten der Zielzeitreihe im Rahmen von VAR-Modellen geeignet. Im Folgenden werden die in dieser Studie eingesetzten Prognosemodelle kurz beschrieben.

Probit-Modelle

Probit-Modelle werden wie Logit-Modelle der Klasse der »Binary Choice«-Modelle zugerechnet, in denen für die zu erklärende Variable lediglich zwei unterschiedliche Merkmalsausprägungen zugelassen sind, sie also beispielsweise ausschließlich die Werte 0 und 1 annehmen kann. Im Fall von Modellen zur Beschreibung der Rezessionswahrscheinlichkeit wird dem Regressanten zu Zeitpunkten, in denen eine Rezession diagnostiziert wird, ein Wert von 1 zugeordnet, während ihm zu allen weiteren Phasen ein Wert von 0 zugeschrieben wird.

$$(1.1) \quad y_t = \begin{cases} 1, & \text{falls eine Rezession zum Zeitpunkt } t \text{ eintritt} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Die rechte Seite der Modellgleichung muss folglich so transformiert werden, dass der resultierende Wertebereich auf ein geschlossenes Intervall zwischen 0 und 1 beschränkt ist. Sowohl die logistische Verteilungsfunktion (Logit-Modelle) als auch die Normalverteilung (Probit-Modelle) sind Funktionsvorschriften, welche die geforderten Eigenschaften erfüllen. Beide Funktionen gewährleisten einen Modelloutput, der unabhängig vom Wert der Regressoren im geforderten Intervall liegt und somit als Wahrscheinlichkeit dafür interpretiert werden kann, dass die zu erklärende Variable den Wert 1 annimmt.

Da, wie oben beschrieben, dem Regressanten in Zeiten eines konjunkturellen Abschwungs ein Wert von 1 zugeordnet wird, kann der Wert der Modellgleichung folglich als Wahrscheinlichkeit für den Eintritt einer Rezession interpretiert werden.

Allgemein wird bei »Binary Choice«-Modellen davon ausgegangen, dass die zu erklärende Variable y_t dann den Wert 1 annimmt, wenn eine dahinter liegende unbeobachtete Variable y_t^* einen bestimmten Schwellenwert s überschreitet. Für die latente Variable y_t^* wird beispielsweise folgendes lineare Modell unterstellt:

$$(1.2) \quad y_t^* = \alpha + x_t' \beta + \varepsilon_t \quad \text{mit } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Für die beobachtete binäre Variable y_t gilt:

$$(1.3) \quad y_t = \begin{cases} 1, & \text{falls } y_t^* > s \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Solange der Fehlerterm ε_t einer symmetrischen Verteilung folgt, kann Gleichung (1.2) in folgenden Wahrscheinlichkeiten ausgedrückt werden:

$$(1.4) \quad P(y_t = 1 | x_t) = P\left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma} > \frac{s - x_t' \beta}{\sigma}\right) = 1 - F\left(\frac{s - x_t' \beta}{\sigma}\right) \\ P(y_t = 0 | x_t) = P\left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma} \leq \frac{s - x_t' \beta}{\sigma}\right) = F\left(\frac{s - x_t' \beta}{\sigma}\right)$$

Unter der Annahme eines Schwellenwertes von 0 und einer Varianz der Störterme von 1 kann die Wahrscheinlichkeit, dass die beobachtbare Variable den Wert 1 annimmt, geschrieben werden als:

$$(1.5) \quad P(y_t = 1) = P(y_t^* > 0) = P(x_t' \beta + \varepsilon_t > 0) = 1 - P(\varepsilon_t \leq -x_t' \beta) = 1 - F(-x_t' \beta) = F(x_t' \beta)$$

Dieser Wert entspricht folglich der Wahrscheinlichkeit, dass in Periode t eine Rezession eintritt. Der Koeffizientenvektor wird im Rahmen von »Binary Choice«-Modellen mittels Maximum Likelihood geschätzt. Hierbei wird β so gewählt, dass die Wahrscheinlichkeit, mit der der vorliegende Datensatz reproduziert wird, maximal ist.

Um prognostizieren zu können, ob in der folgenden Periode $t + h$ eine Rezession auftritt, wird das Probit-Modell mit um h -Perioden verzögerten Regressoren geschätzt. Der

Wert h bezeichnet dabei die so genannte Lead-Länge des jeweils eingesetzten Frühindikators, gibt also an, um wie viele Periode der Indikator der Zielzeitreihe voraus läuft.

$$(1.6) \quad P(y_t = 1) = P(y_t^* > 0) = P(x'_{t-h} \beta + \varepsilon_t > 0) = F(x'_{t-h} \beta)$$

Der optimale Wert für h kann für die einzelnen Indikatoren mittels Korrelationsanalyse sowie anhand alternativer In-Sample-Maße zur Beurteilung der Modellgüte ermittelt werden.

VAR-Modelle

Allgemein können VAR-Modelle in reduzierter Form folgendermaßen dargestellt werden:

$$(1.7) \quad Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

wobei Y_t den Vektor der endogenen Variablen, A_i die Matrizen der Koeffizienten ($i=1, \dots, p$), μ den Vektor der deterministischen Terme – beispielsweise eine Konstante und einen linearen Trend – und ε_t den Vektor der Störterme bezeichnet. Das wesentliche Merkmal von VAR-Modellen ist die Aufhebung der arbiträren Unterscheidung zwischen exogenen und endogenen Variablen. Neben der Auswahl der Modellvariablen ist in VAR-Systemen insbesondere die Anzahl und Struktur der berücksichtigten Verzögerungen p von Bedeutung.

Für die Festlegung der Lag-Länge werden zumeist Informationskriterien herangezogen, die an der Log-Likelihood-Funktion anknüpfen. Die Aufnahme zusätzlicher Lags führt notwendigerweise zu einer Verbesserung des Likelihood-Wertes; allerdings nehmen dadurch die Freiheitsgrade ab, so dass die Präzision der Regression nachlässt. Die Informationskriterien belegen daher die Aufnahme zusätzlicher Regressoren mit einem Strafterm, wobei dieser je nach Informationskriterium unterschiedlich ist. Die gebräuchlichsten Informationskriterien sind das Bayesianische Kriterium (BIC) und das Akaike Kriterium (AIC), die folgendermaßen definiert sind:

$$(1.8) \quad \text{BIC} = -2 \ln L(\hat{\theta}) + K \log(T)$$

$$\text{AIC} = -2 \ln L(\hat{\theta}) + 2K$$

wobei $\hat{\theta}$ der geschätzte Parametervektor ist, $\ln L(\hat{\theta})$ den maximierten Wert der Likelihood-Funktion und K die Anzahl der endogenen Variablen darstellt. T beschreibt die Anzahl der Beobachtungen.

Die τ -Schritt Prognose eines VAR-Modells wird durch ein rekursives Verfahren erstellt:²

$$(1.9) \quad Y_{T+\tau}^p = \hat{A}_1 Y_{T+\tau-1} + \dots + \hat{A}_p Y_{T+\tau-p}$$

\hat{A}_i mit $i = 1, \dots, p$ sind die geschätzten Koeffizienten des VAR-Modells. Für $\tau = 1$ ergibt sich die Prognose durch das Einsetzen der beobachteten Werte (statische Prognose). Für die weiter in der Zukunft liegenden Prognoseschritte werden die bereits prognostizierten Werte rekursiv herangezogen (dynamische Prognosen).

Definition der Zielzeitreihen

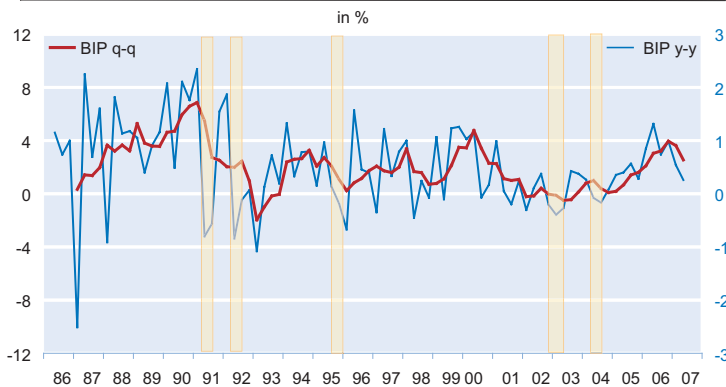
Rezessionen für Probit-Modelle

Im Rahmen der in dieser Studie eingesetzten Probit-Modelle zur Beschreibung der Rezessionswahrscheinlichkeit werden für die zu erklärende Variable lediglich zwei unterschiedliche Merkmalsausprägungen zugelassen. So wird dem Regressanten zu Zeitpunkten, in denen eine Rezession diagnostiziert wird, ein Wert von 1, zu allen weiteren Phasen ein Wert von 0 zugeordnet. Eine entscheidende Bedeutung kommt im Rahmen dieser Analyse somit der exakten Definition und Identifikation der Rezessionszeitpunkte zu. In der Literatur haben sich eine Reihe unterschiedlicher Definitionen von Rezessionen etabliert, die zu stark voneinander abweichenden Ergebnissen führen können. Die klassische Definition diagnostiziert eine Rezession, sobald mindestens in zwei Quartalen in Folge eine negative Quartalswachstumsrate beobachtet wird. Abbildung 4 zeigt die resultierenden Rezessionsdatierungen zusammen mit der zugrunde liegenden Quartalswachstumsrate des realen BIP sowie der Wachstumsrate gegenüber dem Vorjahr, welche den zyklischen Verlauf der konjunkturellen Entwicklung plausibel abbildet. Da das Quartalswachstum deutlich volatil verläuft als die Jahreswachstumsraten, werden im Zeitraum von 1986 bis 2007 fünf Rezessionen diagnostiziert, die jeweils lediglich eine Dauer von zwei bis drei Quartalen haben. Aufgrund der Kürze dieser Zeiträume sowie der relativen Häufigkeit erscheint diese Methode zur Diagnose von Rezessionen für Deutschland weniger geeignet.

Alternative Definitionen umfassen negative Abweichungen der Wachstumsraten vom langfristigen Trendwachstum, auch als »Wachstumsrezession« bezeichnet, sowie den etwas allgemeiner formulierten Ansatz des National Bureau of Economic Research (NBER), welches eine Rezession als einen breiten, die Mehrzahl der Sektoren betreffenden Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Aktivität bezeichnet, der in den USA ty-

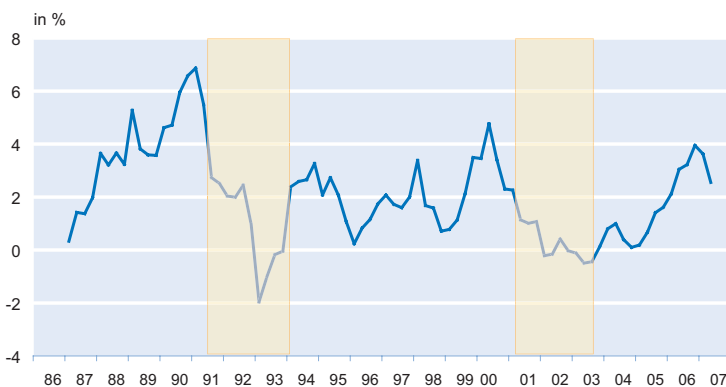
² Für die Prognose wird der Störterm durch seinen Erwartungswert, der den Wert 0 annimmt, ersetzt.

Abb. 4
Rezessionsdatierungen, Jahres- und Quartalswachstumsraten des realen BIP, 1986–2007



Quelle: Darstellung der Autoren.

Abb. 5
Vom ECRI identifizierte Rezessionszeiträume und Jahreswachstumsraten des realen BIP, 1986–2007



Quelle: ECRI; Darstellung der Autoren.

pischerweise eine Dauer zwischen einem halben und einem Jahr aufweist. Das Economic Cycle Research Institute (ECRI) identifiziert Rezessionen für eine Vielzahl von Ländern, inklusive Deutschland, und folgt dabei dem Ansatz des NBER. Abbildung 5 zeigt die vom ECRI identifizierten Rezessionszeiträume im Vergleich zur Jahreswachstumsrate des realen BIP.

Gemessen an der Jahreswachstumsrate des realen BIP bilden die mittels des ECRI-Ansatzes diagnostizierten Rezessionen die konjunkturelle Entwicklung der deutschen Volkswirtschaft besser ab als die oben beschriebene klassische Definition einer konjunkturellen Schwächeperiode. Auch um eine Vergleichbarkeit mit ähnlichen Untersuchungen zu gewährleisten, wird in der vorliegenden Studie der Ansatz des NBER bzw. des ECRI zur Identifikation der Rezessionszeiträume angewendet.

Wachstumsraten für VAR-Modelle

Für die Messung der konjunkturellen Dynamik des realen BIP werden in der Regel Veränderungsdaten verwendet. Un-

terschieden werden dabei Wachstumsraten gegenüber dem Wert des Vorjahres und – falls die Niveauwerte in saison- und kalendertagsbereinigter Form vorliegen – Wachstumsraten gegenüber dem Wert des Vorquartals. Die Darstellung der Verläufe der Wachstumsraten in Abbildung 4 macht deutlich, dass die Wachstumsraten gegenüber der Vorperiode für das deutsche saisonbereinigte reale BIP eine sehr hohe Volatilität zeigen und optisch kaum eine regelmäßige Struktur erkennen lassen, während das zyklische Muster der Konjunktur in den Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal deutlich erkennbar wird. Für die Analyse der Prognoseeigenschaften der Media-Tenor-Zeitreihe beschränkt sich die Analyse deshalb, und auch aufgrund der höheren Korrelation (vgl. Abb. 3), auf die Wachstumsraten des realen BIP gegenüber dem Vorjahresquartal als Zielgröße.³

Gütemaße

Für die Beurteilung der Prognosegüte des R-Wort-Indikators sowie der Media-Tenor-Zeitreihe werden in der vorliegenden Studie sowohl In-Sample- als auch Out-of-Sample-Maße verwendet. Um die Güte der generierten Indikatoren auch relativ einordnen zu können, werden zusätzlich jeweils sinnvolle Benchmark-Indikatoren bzw. -Modelle verwendet, die sich zwischen den Probit-Modellen (mit dem Ziel der Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten) und den VAR-Modellen (die auf die Vorhersage expliziter Wachstumsraten abzielen) unterscheiden.

Gütemaße für Probit-Modelle

Aufgrund der Unbeobachtbarkeit der latenten Variablen, und demzufolge auch der resultierenden Modellresiduen, kann im Rahmen von »Binary Choice«-Ansätzen nicht auf ein echtes Analogon zum R²-Gütemaß der linearen Regression zu-

³ Auch deutet eine Analyse der Zeiteiheneigenschaften der beiden Wachstumsraten auf eine einfachere Modellierbarkeit der Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal hin. Die Autokorrelations- (AC) und Partielle Autokorrelationsfunktion (PAC) der Quartalswachstumsraten lassen auf einen so genannten »White Noise«-Prozess schließen, es sind also keine signifikanten Autokorrelationsstrukturen erkennbar, die für eine univariate Modellierung genutzt werden könnten. Aufgrund dieser Eigenschaft ist die beste Prognose eines »White Noise«-Prozesses sein Erwartungswert, so dass komplexere univariate Modelle nicht sinnvoll erscheinen. Die Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal weisen hingegen eine klarere Zeitreihenstruktur auf. Während die Werte der AC-Funktionen exponentiell abnehmen, bricht die PAC-Funktion nach dem ersten Lag ab und ist für alle folgenden Verzögerungen insignifikant. Dies ist das klassische Muster zur Identifikation eines AR(1)-Prozesses.

rückgegriffen werden. Vielmehr werden so genannte »Prediction/Realization Tables« zur Evaluation der Modellgüte herangezogen. Diese Tabellen stellen dar, wie häufig ein Wert der abhängigen Variablen von 1 (also im vorliegenden Fall der Eintritt einer Rezession) aus dem geschätzten Modell heraus korrekt prognostiziert wird. Problematisch an dieser Methode der Gütemessung ist jedoch, dass Prognosen, deren Wahrscheinlichkeitswert einen vorgegebenen Schwellenwert übersteigt, jeweils die gleiche Bedeutung beigemessen wird, unabhängig davon wie hoch der Wahrscheinlichkeitswert absolut ist. Ein zusätzliches Problem des Verfahrens liegt darin, dass Probit-Modelle per Konstruktion stets denjenigen Zustand am besten beschreiben, der am häufigsten eintritt. Im vorliegenden Fall führt dies dazu, dass Rezessionszeitpunkte aufgrund ihrer relativen Seltenheit vom spezifizierten Modell schlechter vorhergesagt werden. Ein alternativer Ansatz zur Beurteilung der Modellgüte von »Binary Choice«-Modellen basiert auf dem Vergleich der Log-Likelihood-Werte des spezifizierten Modells mit den Log-Likelihood-Werten eines Modells, welches lediglich eine Konstante als Regressor beinhaltet. Die bekannteste Gütefunktion dieser Art geht auf McFadden (1974) zurück und berechnet sich wie folgt:

(2.1)

$$R_{McFadden}^2 = 1 - \frac{\ln(L_u)}{\ln(L_r)}$$

wobei $\ln(L_u)$ die Log-Likelihoodfunktion des unrestringierten Modells, also des Modells mit den zu testenden Indikatoren bezeichnet und $\ln(L_r)$ die Log-Likelihoodfunktion des restringierten Modells darstellt. Analog zum R^2 -Gütemaß der linearen Regression liegen die Werte im Intervall zwischen 0 und 1. Der resultierende Wert macht jedoch keinerlei Aussage über die Modellanpassung. Er zeigt lediglich, wie stark sich die Likelihood-Werte voneinander unterscheiden, und macht somit eine Aussage über den Informationsgehalt, der in den verwendeten Indikatorvariablen bezüglich der Zielvariablen enthalten ist. Alternativ kann das Verfahren auch als Test auf gemeinsame Signifikanz der erklärenden Variablen interpretiert werden (vgl. Likelihood-Ratio-Test). Estrella (1998) schlägt eine modifizierte Variante des Pseudo R^2 -Tests vor, die eine höhere Trennschärfe gewährleistet:

(2.2)

$$R_{Estrella}^2 = 1 - \left(\frac{\ln(L_u)}{\ln(L_r)} \right)^{-(2/N)\ln(L_r)}$$

Um die Qualität der spezifizierten Modelle für die tatsächliche Prognose der Rezessionswahrscheinlichkeit in der kommenden Periode zu evaluieren, wird zusätzlich die Out-of-Sample-Güte der Modelle evaluiert. Im Gegensatz zur In-

Sample-Analyse wird dabei nicht die gesamte Information des Datensamples für die Schätzung genutzt. Vielmehr werden im Rahmen der Modellschätzung die letzten T Perioden ausgespart und dann mittels der jeweiligen Indikatorwerte als h-Schritt Vorhersagen in einem rekursiven Ansatz prognostiziert. Die Beurteilung der Güte einer derartigen Pseudo-out-of-Sample-Prognose kann dann erneut mittels der beschriebenen »Prediction/Realization Table« sowie mittels des Out-of-Sample-RMSE erfolgen. Der RMSE einer h-Schritt-Prognose in einem rekursiven Prognoseansatz über T-Prognoseschritte berechnet sich dabei als:

(2.3)

$$RMSE_h = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{\rho}_t - REC_{t,t+h})^2}$$

$\hat{\rho}_t$ steht für die, zum Zeitpunkt t prognostizierte Wahrscheinlichkeit einer Rezession im Zeitraum t bis t+h, repräsentiert $REC_{t,t+h}$ die zugehörigen realisierten Werte der binär kodierten Rezessionszeitreihe und T und h bezeichnen die Anzahl der generierten Prognosen sowie den Prognosehorizont.

Gütemaße für VAR-Modelle

VAR-Modelle zielen insbesondere darauf ab, die dynamischen Wechselbeziehungen zwischen Variablen eines Systems abzubilden, weniger jedoch direkte Kausalitäten zu erklären. Aus diesem Grund stellt das R^2 -Gütemaß der linearen Regression auch für VAR-Modelle ein wenig geeignetes Maß zur Beurteilung der Modellgüte dar. Als gängiges In-Sample-Instrumentarium hat sich demgegenüber die Granger-Kausalität etabliert. Eine Variable x_t gilt dann als Granger-kausal für eine Variable y_t , wenn die Erklärungskraft eines autoregressiven Ansatzes für y_t durch die Aufnahme verzögerter Werte von x_t erhöht werden kann. Das Konzept setzt an der zeitlichen Folge von Ursache und Wirkung an. Als notwendige Bedingung für eine Ursache-Wirkungs-Kette gilt dabei, dass die Ursache der Wirkung zeitlich stets vorausgeht. Der Test auf Nicht-Granger-Kausalität entspricht somit einem Test auf Null-Restriktionen für bestimmte Koeffizienten. In einem F-Test wird dabei die gemeinsame Signifikanz der verzögerten Werte von x_t getestet.

Für die Beurteilung der Out-of-Sample-Prognosegüte von VAR-Modellen wird die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers (RMSE) herangezogen, der sich bei h-Schritt-Prognosen in einem T Perioden umfassenden rekursiven Prognoseansatz wie folgt berechnet:

(2.4)

$$RMSE_h = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t+h|t} - y_{t+h})^2}$$

Der RMSE berechnet sich folglich auf Basis der einzelnen Prognosefehler, also der Differenz aus den prognostizierten Werten und den tatsächlichen Werten der Zielvariablen. Da die Prognosefehler sowohl positive als auch negative Werte annehmen können, werden über einen bestimmten Zeitraum hinweg die quadrierten Differenzen zur Berechnung des Gütemaßes verwendet. Mit Hilfe des RMSE können dann verschiedene Prognosen für eine Zielvariable miteinander verglichen werden. Je höher der RMSE einer Prognose ausfällt, umso geringer ist die Güte der Vorhersage.

Die relative Qualität eines Prognosemodells zu anderen Modellen lässt sich anhand des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten überprüfen. Der Wert von Theil's U berechnet sich dabei aus dem Verhältnis zwischen dem RMSE des Prognosemodells und dem RMSE eines Referenzmodells:

(2.5)

$$\text{Theil's U} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t+h|t} - y_{t+h})^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t+h|t}^{\text{Benchmark}} - y_{t+h})^2}}$$

Als Vergleichsmodell kann hierbei beispielsweise ein AR-Prozess der zu prognostizierenden Variable verwendet werden. Für Werte von Theil's U kleiner (größer) 1 zeigt das spezifizierte Prognosemodell folglich eine bessere (schlechtere) durchschnittliche Prognosequalität als das jeweilige Referenzmodell.

Vergleichsmodelle

Neben der Analyse der absoluten Modellgüte ist der Prognosepraktiker insbesondere an der Prognosequalität eines Modells bzw. Indikators relativ zu konkurrierenden Verfahren interessiert. Neben naiven Prognosen und univariaten Modellen bieten sich im Rahmen der vorliegenden Studie sowohl für die Probit-Modelle zur Schätzung von Rezessionswahrscheinlichkeiten als auch für die VAR-Modelle zur Prognose der Wachstumsraten des realen BIP gegenüber dem Vorjahreszeitraum Benchmark-Modelle an, die auf alternativen Frühindikatoren der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung basieren.

Für die Probit-Analyse wird im Folgenden ein Zinsspread⁴ als Vergleichsindikator verwendet. Solche Spreads werden in zahlreichen empirischen Studien als geeigneter Frühindikator zur Prognose konjunktureller Schwächephasen evaluiert (vgl. etwa Estrella und Mishkin 1997). Für

⁴ Als Zinsspread oder Termspread wird die Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Zinsen bezeichnet. In der vorliegenden Studie wurden die Renditen auf zehnjährige Staatsanleihen sowie die dreimonatigen Geldmarktzinsen als Berechnungsgrundlage des Zinsspreads auf Quartalsbasis verwendet.

die VAR-Analyse zur Prognose der Jahreswachstumsraten des realen BIP wird das ifo Geschäftsklima als Vergleichsindikator verwendet. Eine Reihe empirischer Studien bescheinigen dem ifo Geschäftsklima gute Prognoseeigenschaften die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland betreffend. Abberger und Wohlrabe (2006) geben einen ausführlichen Überblick über die vielfältige Verwendung des ifo Geschäftsklimas als Konjunkturindikator in der Forschungsliteratur. Für die Umrechnung des auf Monatsbasis veröffentlichten ifo Geschäftsklima in Quartalswerte werden einfache Dreimonatsdurchschnitte verwendet.

Ergebnisse

Probit Modelle

Modellselektion

Für die Untersuchung der Rezessionswahrscheinlichkeiten mittels Probit-Schätzungen wird ein Datensample verwendet, welches einen Zeitraum vom ersten Quartal 1986 bis einschließlich zweitem Quartal 2007 umfasst und somit 86 Beobachtungen beinhaltet. Da das ECRI-Institut seine Rezessionsdatierungen mit einer Zeitverzögerung von bis zu einem Jahr veröffentlicht, wird a priori davon ausgegangen, dass am aktuellen Rand keine Rezession identifiziert wird. Diese Annahme erscheint angesichts des jüngsten konjunkturellen Aufschwungs unproblematisch.

Für die Bestimmung der optimalen Lagstruktur des Probit-Modells wird eine Analyse der Kreuzkorrelationen, das heißt der Korrelationskoeffizienten zwischen den Werten der Zielvariablen und der Indikatorvariablen, herangezogen. Für den R-Wort-Index erreicht der Kreuzkorrelationskoeffizient mit 0,67 seinen maximalen Wert für die kontemporäre Spezifikation. Für den R-Wort-Indikator bietet sich im Rahmen eines Probit-Modells somit eine Spezifikation als gleichlaufender Indikator an. Auch für einen Indikatorvorauslauf von einem Quartal zeigt der Kreuzkorrelationskoeffizient mit 0,61 noch einen als relativ hoch anzusehenden Wert an. Wie Tabelle zeigt, bestätigen alternative In-Sample-Gütemaße der Schätzungen (Mc Faddens R² und Estrellas R²) die gewählten Modellspezifikationen. So zeigen beide Maße den höchsten Wert für die Spezifikation mit dem gleichlaufenden R-Wort-Indikator. Aufgrund dessen wird der R-Wort-Index im Weiteren auf seine Qualitäten als gleichlaufender Indikator zur Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten untersucht.⁵

⁵ Die erste Schätzung des BIP des abgelaufenen Quartals wird in Deutschland vom Statistischen Bundesamt mit einer zeitlichen Verzögerung von rund zehn Wochen veröffentlicht. Demgegenüber kann der R-Wort-Indikator auf tagesaktueller Basis Informationen über das laufende Quartal liefern, so dass auch die kontemporäre Spezifikation eines Probit-Modells wichtige Rückschlüsse bezüglich des aktuellen Quartals liefert.

Tab. 1
In-Sample-Gütemaße und Kreuzkorrelationen

	R-Wort-Index			Zinsspread		
	h = 2	h = 1	h = 0	h = 2	h = 1	h = 0
Kreuzkorrelation	0,52	0,61	0,67	- 0,59	- 0,58	- 0,54
Mc Faddens R ²	0,23	0,34	0,43	0,33	0,31	0,26
Estrellas R ²	0,27	0,39	0,48	0,38	0,36	0,30

Quelle: Berechnungen der Autoren.

Der Zinsspread erreicht eine maximale Kreuzkorrelation mit der binären Zielvariable bei einem Indikatorvorlauf von zwei Quartalen (- 0,59), die Pseudo R²-Maße geben analoge Signale. Aufgrund seiner Struktur ist für den Zinsspread generell eine negative Korrelation mit der Rezessionswahrscheinlichkeit zu erwarten. Das Referenzmodell wird dementsprechend mit einem Indikatorvorlauf von zwei Quartalen modelliert.

In-Sample Ergebnisse

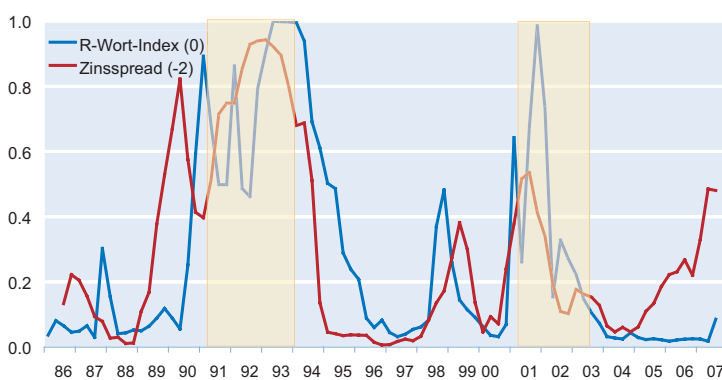
Im ersten Analyseteil wird evaluiert, wie gut der R-Wort-Index ex post zur Prognose von Rezessionen im Vergleich zum gewählten Benchmark-Indikator geeignet ist. Im Rahmen dieses In-Sample-Verfahrens wird dabei der gesamte Datenraum zur Schätzung der Modellparameter verwendet. Abbildung 6 zeigt die auf Basis der geschätzten Probit-Modelle berechneten Rezessionswahrscheinlichkeiten der betrachteten Indikatorvariablen. Die Graphik beschreibt die Prognosen der beiden als optimal identifizierten Modellspezifikationen (dem gleichlaufenden R-Wort-Index und dem um zwei Quartale vorlaufenden Termspread). Für einen Rezessionsindikator ist insbesondere die exakte Identifikation des Beginns einer konjunkturellen Abschwungsphase als Kriterium zur Beurteilung der Güte anzusehen. Der R-Wort-Index zeigt die beiden identifizierten Rezessionen rechtzei-

tig an. Im ersten Quartal 1991, dem ersten Rezessionsdatenpunkt, weist der Indikator eine Rezessionswahrscheinlichkeit von 89,2% aus, während das Benchmarkmodell lediglich einen Wert von 39,6% berechnet und die Rezession somit nicht anzeigt. Auch die Quartale unmittelbar vor Eintritt der ersten Rezession im Untersuchungszeitraum beschreibt der R-Wort-Index zufriedenstellend. Zwar gibt auch er ein zu frühes Signal, indem er bereits für 1990:4 eine Rezessionswahrscheinlichkeit von 59,2% anzeigt. Der Zinsspread schlägt demgegenüber jedoch bereits im vierten Quartal von 1989 aus, also für einen Zeitpunkt mehr als ein Jahr vor dem tatsächlichen Eintritt in die Abschwungsphase. Mit zunehmender Dauer der konjunkturellen Schwächephase scheint die Reliabilität des R-Wort-Indikators dann abzunehmen. Grund hierfür könnte ein gewisser Gewöhnungseffekt der Öffentlichkeit sein, wodurch die Berichtshäufigkeit zum Thema Rezession bei länger anhaltenden Abschwungsphasen zurückgeht bzw. stark schwankt.

Auch der zweite Rezessionszeitraum wird von beiden konkurrierenden Indikatoren gut beschrieben. So erkennt der R-Wort-Index den Beginn der Abschwungsphase rechtzeitig und gibt das erste Signal für das erste Quartal 2001 (64,2%). Demgegenüber zeigt das Benchmark-Modell, gemessen an dem festgelegten Schwellenwert⁶, die Rezession lediglich verspätet an und erreicht über den gesamten Rezessionszeitraum nicht das hohe Niveau der Wahrscheinlichkeitswerte des R-Wort-Index. Der sehr hohe Ausschlag des R-Wort-Index im Laufe dieser Konjunkturschwäche bis hin zu einer angezeigten Rezessionswahrscheinlichkeit von 98,6% für das Quartal 2001:4 lässt sich dabei unter anderem mit den ausgeprägten Spekulationen der Medien über die möglichen negativen wirtschaftlichen Folgen der Terroranschläge vom 11. September 2001 in New York erklären.

Zu Evaluierung der In-Sample-Prognosen werden zudem die in Tabelle 1 beschriebenen Gütemaße herangezogen. Die Gütemaße Mc Faddens R² und Estrellas R² nehmen für die auf dem R-Wort-Index basierenden Modellspezifikationen jeweils höhere Werte als für Modelle, welche den Zinsspread als erklärende Variable beinhalten. In der jeweils besten Modellspezifikation wird für den R-Wort-Index ein Wert für Estrellas R² von 0,48 ausgewiesen, während der Zinsspread hier lediglich einen Wert von 0,38 erreicht. Die Werte der angegebenen Gütemaße sind neben den be-

Abb. 6
Rezessionswahrscheinlichkeiten der Indikatorvarianten
(im Rahmen einer In-sample-Analyse)



Quelle: Berechnungen der Autoren.

⁶ Für die vorliegende Studie wurde ein Schwellenwert von 0,5 definiert. Es wird dementsprechend für ein Quartal ein Rezessionssignal dann identifiziert, wenn das Probit-Modell eine Wahrscheinlichkeit von 0,5 oder höher anzeigt.

Tab. 2
RMSE

Indikator	RMSE In Sample	RMSE Out of Sample
R-Wort	0,33	0,47
R-Wort (-1)	0,35	0,46
Termspread (-1)	0,36	0,59
Termspread (-2)	0,36	0,56

Quelle: Berechnungen der Autoren.

rechneten Rezessionswahrscheinlichkeiten ein weiteres Indiz dafür, dass die Verwendung des aus Zeitungsberichten tagesaktuell konstruierten Index in Probit-Modellen zumindest in-sample eine vergleichbar hohe Prognosegüte bezüglich Rezessionen gewährleistet. Tabelle 2 und Tabelle 3 stellen mit dem nach Formel (2.3) berechneten Prognosefehlermaß sowie den Prediction/Realization-Werten zusätzliche Gütemaße der Probit-Modellschätzungen dar. Die Werte der RMSE unterstützen dabei die bisherigen Ergebnisse, nach denen der R-Wort-Index dem verwendeten Benchmark-Modell für die Prognose konjunktureller Schwächephasen überlegen scheint. So weist das Modell basierend auf dem kontemporären Wert des R-Wort-Index mit einem RMSE von 0,33 den besten Fit an die Zielzeitreihe aus.

Die Prediction/Realization-Tabellen zeigen demgegenüber an, dass der Benchmark-Indikator ein Rezessionsquartal mehr korrekt angezeigt als der R-Wort-Index. Der Vorteil wird jedoch mit einer höheren Fehlerquote die Nicht-Rezessionsquartale betreffend bezahlt. Als Grund für die geringere Trefferrhäufigkeit des R-Wort-Index bei den Rezessionsquartalen kann wie oben beschrieben dessen, mit zunehmender Dauer eines Rezessionszeitraums zu beobachtende abnehmende Reliabilität angeführt werden. Für einen Rezessionsindikator, welcher für die Identifikation von Rezessionen

konstruiert ist, erscheint jedoch insbesondere die korrekte Diagnose von Rezessionsbeginnen entscheidend.

Interessant erscheinen auch die berechneten Rezessionswahrscheinlichkeiten am aktuellen Rand. Während der R-Wort-Index hier lediglich einen leichten Anstieg ausweist, zeigt der Zinsspread mit knapp 50% den höchsten Wert seit Ende 2001. Die dafür verantwortliche Inversion der Zinsstrukturkurve resultiert dabei aktuell mehr aus den gestiegenen Kurzfristzinsen als aus einer Verringerung der Rendite langfristiger Wertpapiere infolge möglicher Konjunktürrängste der Anleger. Insofern scheint die vom verwendeten Benchmarkmodell berechnete Rezessionswahrscheinlichkeiten hier sehr hoch.

Out-of-Sample-Ergebnisse

Um eine realistischere Einschätzung der Prognosegüte der konkurrierenden Indikatoren bezüglich einer konjunkturellen Schwächephase zu erhalten, wird zusätzlich ein Out-of-Sample-Experiment eingesetzt. Für die Berechnung der Out-of-Sample-Prognosen werden die konkurrierenden Modelle in einem ersten Schritt bis zu einem Zeitpunkt T^* geschätzt, der deutlich vor dem Ende des Beobachtungszeitraums T liegt. Im vorliegenden Fall basieren die ersten Modellschätzungen auf einem Schätzzeitraum von 1986:1 bis 2000:4 und umfassen 60 Datenpunkte. Basierend auf dieser Schätzung werden für die Modelle jeweils die ersten Prognosen für das Quartal 2001:1, also einen Zeitraum jenseits des Zeitpunkts T^* berechnet. Anschließend wird der Stützbereich jeweils um eine Beobachtung erweitert, die Schätzungen erneut durchgeführt und die Prognosen für den Zeitraum jenseits des Zeitpunkts $T^* + 1$ ermittelt. Dieses rekursive Vorgehen wird bis zum Zeitpunkt T wiederholt, so dass die letzte Prognose für das zweite Quartal 2007 generiert wird. Die so resultierenden 26 Prognosen bilden die Basis für den Out-of-sample-

Vergleich der konkurrierenden Prognosemodelle bzw. Indikatoren. Analog zur In-sample-Analyse zeigt Abbildung 7 die auf Basis der geschätzten Probit-Modelle prognostizierten Rezessionswahrscheinlichkeiten der betrachteten Indikatorvariablen. Der graphische Vergleich zeigt erneut die relativ gute Eignung des R-Wort Index gegenüber dem Benchmark-Modell.

Mit einer prognostizierten Rezessionswahrscheinlichkeit von 45% verfehlt der R-Wort-Index im ersten Rezessionsquartal den Schwellenwert von 0,5 knapp, zeigt im Vergleich zum Benchmark-Modell (11%) aber ein relativ deutliches Signal. Ferner gibt der Zinsspread, gemessen am vorgegebenen Schwellenwert, während des gesamten Rezessionszeitraums kein einziges korrektes Signal. Auch für die alternativ berechneten

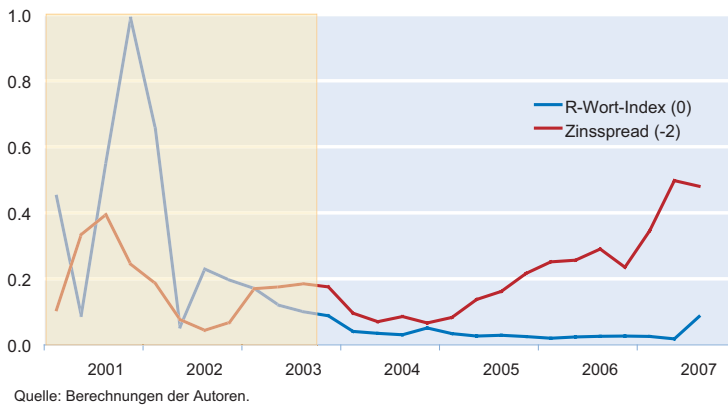
Tab. 3
Prediction/Realization-Tabellen

In Sample	Rezession		Keine Rezession	
	korrekt	nicht korrekt	korrekt	nicht korrekt
R-Wort	13	11	57	5
R-Wort (- 1)	13	11	57	4
Termspread (- 1)	15	9	57	4
Termspread (- 2)	14	10	54	6

Out of Sample	Rezession		Keine Rezession	
	korrekt	nicht korrekt	korrekt	nicht korrekt
R-Wort	3	8	16	0
R-Wort (- 1)	2	9	16	0
Termspread (- 1)	0	11	15	1
Termspread (- 2)	0	11	15	1

Quelle: Berechnungen der Autoren.

Abb. 7
Rezessionswahrscheinlichkeiten der Indikatorvarianten
 (im Rahmen einer Out-of-sample-Analyse)



Gütemaße zeigt der R-Wort-Index relativ zu dem verwendeten Benchmark-Modell besser ab als das Benchmark-Modell. So liegt der RMSE mit 0,47 deutlich unter den Werten des Zinsspreads (0,56) und auch die in Tabelle 3 dargestellten Prediction/Realization-Tabellen bestätigen, dass der R-Wort-Indikator out-of-Sample eine größere Anzahl an Rezessionsquartalen korrekt prognostiziert. Insgesamt zeigt das Out-of-Sample-Experiment, dass der R-Wort-Index den Zinsspread als Benchmark-Indikator klar dominiert und stützt somit die Ergebnisse der In-Sample-Analyse, wonach der R-Wort-Index als Indikator zur Vorhersage von Rezessionen für Deutschland als geeignet erscheint.

VAR –Modelle

Modellselektion und In-Sample-Ergebnisse

Das bivariate VAR-Modell wird mit dem Media-Tenor-Indikator und der Wachstumsrate des BIP zum Vorjahresquartal modelliert. Als Referenzmodell wird ein bivariates VAR-Modell mit dem ifo Geschäftsklimaindikator herangezogen. Die oben beschriebenen Informationskriterien zeigen für das Benchmark-Modell die optimale Modellspezifikation bei jeweils drei Verzögerungen. Für den Media-Tenor-Indikator zeigt das AIC für eine Lag-Länge von drei den minimalen Wert an, während das BIC lediglich eine Verzögerung als optimal ausweist. Dem AIC-Kriterium folgend werden im Rahmen der In-sample-Analyse für beide konkurrierenden Indikatoren VAR-Systeme mit

drei Lags geschätzt. Die Verwendung der Media-Tenor-Zeitreihe begrenzt das verwendete Datensample dabei auf einen Zeitraum von 1995:1 bis 2007:2.

Die Prognoseeigenschaften der Indikatoren werden dabei zunächst mittels Granger-Kausalitätsprüfung analysiert. Tabelle 4 zeigt für beide konkurrierenden Modellspezifikationen die F-Statistiken sowie die zugehörigen p-Werte. Die Nullhypothese der Nicht-Granger Kausalität für den Media-Tenor-Index kann dabei deutlich nicht verworfen werden. Im Gegenzug lässt sich die Hypothese der Nicht-Granger Kausalität des BIP gegenüber dem Media Tenor Index zum 1%-Signifikanzniveau ablehnen. Der Media-Tenor-Index ist im Samplezeitraum folglich nicht geeignet, die Prognose des BIP gegenüber einem einfachen univariaten Prognosemodell zu verbessern. Demgegenüber erweist sich das ifo Geschäftsklima als signifikant granger-kausal für die BIP-Wachstumsrate.

Out-of-Sample-Ergebnisse

Um eine realistischere Einschätzung der Prognosegüte der konkurrierenden Indikatoren bezüglich der Wachstumsrate des BIP zu erhalten wird auch für die spezifizierten VAR Modelle ein pseudo Out-of-Sample-Experiment eingesetzt. Die Modellparameter werden hierbei zunächst für den Zeitraum 1995:1–2000:4 geschätzt und eine dynamische Zwei-Schritt-Prognose generiert. In einem rekursiven Ansatz wird der Schätzzeitraum dann schrittweise um jeweils ein Quartal erweitert und erneut eine dynamische Zwei-Schritt-Prognose erstellt. Analog zur Analyse der Rezessionswahrscheinlichkeiten wird als letzte Realisationswert der Zielvariable das zweite Quartal 2007 verwendet, so dass 26 Ein-Schritt- und 25 Zwei-Schritt-Prognosen zur Evaluation der Indikatoren herangezogen werden können. Die Anzahl der im Modell berücksichtigten Verzögerungen der endogenen Variablen wird innerhalb jedes Iterationsschrittes mittels des AIC-Informationskriteriums optimiert. Die Prognosegüte der konkurrierenden Modellspezifikationen wird dann auf Basis der Out-of-Sample-RMSE evaluiert. Um die relative Prognosegüte der Indikatoren im Vergleich zu univariaten Verfahren zu ermitteln, wird zusätzlich Theil's U gegenüber einem AIC-

Tab. 4
Granger-Kausalität

Null-Hypothese	F-Statistik	p-Werte
Media-Tenor-Index nicht granger-kausal für BIP y-y	0,172	p = 0,91
ifo Geschäftsklima nicht granger-kausal für BIP y-y	10,772	p = 0,00

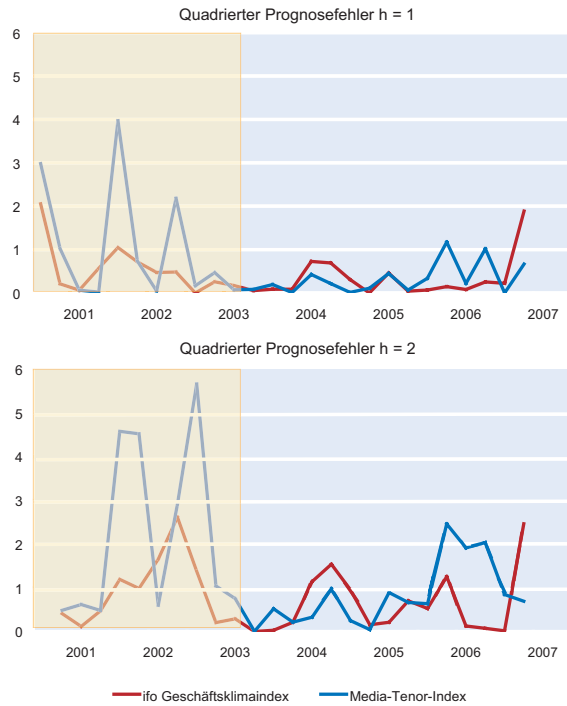
Quelle: Berechnungen der Autoren.

Tab. 5
Out-of-Sample-RMSE

	RMSE h = 1	RMSE h = 2	Theil's U h = 1	Theil's U h = 2
Media Tenor	0,80	1,17	1,16	1,10
ifo	0,65	0,86	0,94	0,82

Quelle: Berechnungen der Autoren.

Abb. 8
Prognosefehler der Ein- und Zwei-Schritt-Prognosen



Quelle: Berechnungen der Autoren.

optimierten univariaten AR(p)-Prozess berechnet. Tabelle 5 zeigt die berechneten Out-of-sample-Gütemaße.

Analog zum Ergebnis der Granger-Kausalitätsprüfung zeigt der Media-Tenor-Index gegenüber dem Ifo Geschäftsklimaindex für die Ein- und Zwei-Schritt-Prognose eine etwas schwächere Prognosegüte. Die Werte für Theil's U unterstützen diese Ergebnisse. Lediglich der Ifo Geschäftsklimaindex führt im Rahmen von Ein- und Zwei-Schritt-Prognose der Jahreswachstumsraten des BIP zu einer Verbesserung gegenüber Lag-optimierten univariaten Modellen. Aufgrund der oben analysierten Zeitreiheneigenschaften der Zielzeitreihe erscheint die relative hohe Prognosegüte univariater Modelle für die Jahreswachstumsraten des deutschen BIP für den hier zur Verfügung stehenden kurzen Schätz- und Prognosezeitraum jedoch wenig überraschend. Abbildung 8 zeigt die aus den Modellprognosen berechneten quadrierten Prognosefehler der Ein- und Zwei-Schritt-Prognosen. Insgesamt zeigt der konstruierte Media-Tenor-Index eine etwas schwächere Prognosequalität wie der Ifo Geschäftsklimaindex. Im Bereich des oben definierten Rezessionszeitraums liegen die Prognosefehler jedoch deutlich über denen des Benchmark-Modells.

Schlussbemerkung

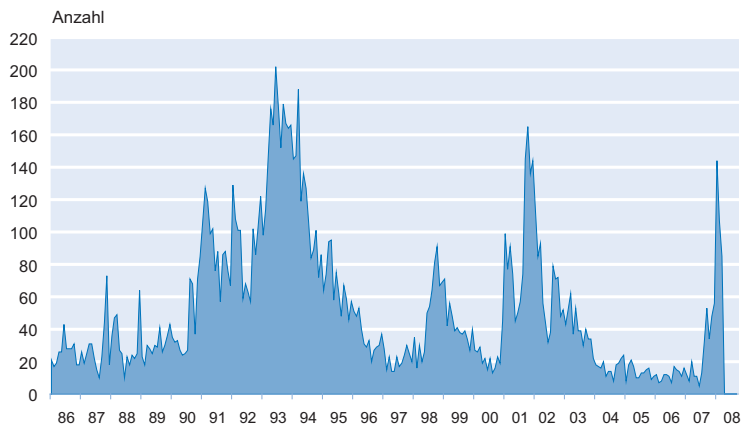
Im Rahmen der Studie werden Indikatoren, die auf Basis der Medienberichterstattung generiert werden, bezüglich ihrer Eigenschaft als Prognoseinstrumente der konjunkturellen Entwicklung untersucht.

Nach dem Vorbild der Zeitschrift The Economist wird ein Indikator konstruiert, der die Anzahl der Artikel in großen deutschen Tageszeitungen misst, die das Wort Rezession enthalten. Unter Verwendung von Probit-Modellen wird die Eignung des resultierenden R-Wort-Index zur Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten für Deutschland evaluiert, wobei die Rezessionen nach der Methode des NBER identifiziert werden. Im Vergleich zum Zinsspread, der als Benchmark-Indikator dient, zeigt der R-Wort-Index sowohl in sample als auch out of sample eine gute Eignung zur Prognose realwirtschaftlicher Abschwungsphasen.

Vor dem Hintergrund der Spekulationen über die Folgen der Finanzkrise erscheint insbesondere der Stand des Indikators am aktuellen Rand interessant. Abbildung 9 zeigt die monatlichen Werte des R-Wort-Index auf Basis des Handelsblatts einschließlich März 2008. Als Folge der Finanzkrise ist der Wert im Januar 2008 auf den höchsten Stand seit September 2001 gestiegen. Die Entwicklung wird dabei allerdings augenscheinlich durch Berichte über Rezessionsgefahren in den USA verzerrt. Ob die hohen Werte des Indikators als Zeichen einer kommenden Rezession in Deutschland zu werten sind, hängt zudem entscheidend davon ab, ob der Index dieses hohe Niveau halten wird. Der im März zu beobachtende, deutliche Rückgang deutet eher auf ein vorübergehendes Phänomen hin und lässt eine Rezession als weniger wahrscheinlich erscheinen.

Ebenso wird eine Zeitreihe des Instituts Media Tenor, die aus einer Inhaltsanalyse diverser Fernsehrichten und Printmedien gewonnen wird, auf ihre Eignung zur Prognose kon-

Abb. 9
Monatliche Werte des R-Wort-Index, 1986 bis März 2008



Quelle: Berechnungen der Autoren.

junkturer Entwicklungen evaluiert. Unter Verwendung bivariater VAR-Modelle dient dabei die jährliche Wachstumsrate des realen BIPs als Zielzeitreihe. Ein Vergleich mit dem etablierten ifo Geschäftsklimaindex als Benchmark-Indikator zeigt auch hier, dass Indikatoren, basierend auf Medienberichten, durchaus Prognosequalitäten für reale gesamtwirtschaftliche Entwicklungen aufweisen können.

Literatur

- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Breitung, J. und D. Jagodzinski (2001), »Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunkturentwicklung in Deutschland«, *Konjunkturpolitik* 47(4), 292–313.
- Estrella, A. (1998), »A New Measure of Fit for Equations with Dichotomous Dependent Variables«, *Journal of Business and Economic Statistics* 16(2), 198–205.
- Estrella, A. und F.S. Mishkin (1997), »Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators«, *Review of Economics and Statistics* 80(1), 45–61.
- Fritsche, U. und V. Kuzin (2005), »Prediction of Business Cycle Turning Points in Germany«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 225(1), 22–43.
- Fritsche, U. und S. Stephan (2002), »Leading Indicators of German Business Cycles – An Assessment of Properties«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 222(3), 289–317.
- HypoVereinsbank (2002), »Streikt jetzt der Ifo-Geschäftsklima-Index?«, *Policy Brief* (15).
- Kholodilin, K.A. und B. Siliverstovs (2006), »On the Forecasting Properties of the Alternative Leading Indicators for the German GDP: Recent Evidence«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226(3), 234–259.
- The Economist (2001a), »The R-Word«, 5. April, 88.
- The Economist (2001b), »Rrrrrrrrecession?«, 4. Oktober, 66.
- The Economist (2008), »Warning Lights?«, 12. Januar.