

Abberger, Klaus; Nierhaus, Wolfgang

Article

Die ifo Kapazitätsauslastung - ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur

ifo Schnelldienst

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Abberger, Klaus; Nierhaus, Wolfgang (2008) : Die ifo Kapazitätsauslastung - ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, Vol. 61, Iss. 16, pp. 15-23

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/164590>

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.

In der modernen Konjunkturtheorie sind Konjunkturzyklen als Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials definiert. Originäre vierteljährliche Daten über die Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe und im Baugewerbe werden in Deutschland vom ifo Institut im Rahmen des ifo Konjunkturtests (KT) veröffentlicht. Anders als bei den klassischen KT-Fragen mit ordinalen Ausprägungen (z.B. gut, befriedigend, schlecht) wird der Auslastungsgrad im metrischen Maßstab erhoben, und zwar in klassierter Form. Im folgenden Beitrag sollen aus volkswirtschaftlicher Perspektive wichtige Eigenschaften der Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe herausgearbeitet werden. In diesem Sektor dient die vierteljährliche reale Bruttowertschöpfung als konjunkturelle Referenzreihe. Es wird sowohl auf die herkömmlichen Zeitreiheneigenschaften fokussiert als auch auf das Schwingungsverhalten der Reihen. Darüber hinaus wird gezeigt, dass das verarbeitende Gewerbe nach wie vor ein wichtiger Cycle-Maker in Deutschland ist.

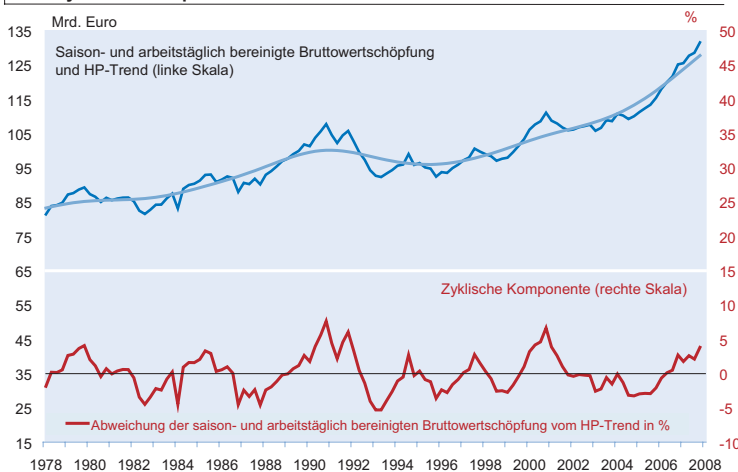
Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen in marktwirtschaftlichen Systemen möglichst zeitnah und zutreffend beschrieben werden. In der modernen Konjunkturtheorie werden Konjunkturzyklen als Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials (*Wachstumszyklus*) definiert. Das Produktionspotential ist ein Maß für die gesamtwirtschaftlichen Produktionskapazitäten, die mittel- und langfristig die Wachstumsmöglichkeiten einer Volkswirtschaft determinieren. Aufschwungsphasen sind dadurch gekennzeichnet, dass die Wachstumsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion (gegenüber der Vorperiode) über der des Produktionspotentials liegt (zunehmende Kapazitätsauslastung), Abschwungsphasen umfassen sowohl Phasen mit absolut sinkender Produktionstätigkeit als auch Phasen mit – gemessen an der Potentialrate – unterdurchschnittlich zunehmender Produktionstätigkeit (abnehmende Kapazitätsauslastung). Interpretiert man den Trend des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP), das der umfassendste Indikator für die wirtschaftliche Leistung in einer Volkswirtschaft darstellt, als nicht-strukturelle Schätzung des Produktionspotentials, so lässt sich der Wachstumszyklus äquivalent auch an der prozentualen Abweichung des BIP von seinem Trend messen, der sog. Output-Lücke (output gap).

Sektorspezifisch gelten äquivalente Zusammenhänge. Das Bruttoinlandsprodukt ergibt sich in sektoraler Betrachtung aus

der Summe der Bruttowertschöpfungen aller Wirtschaftsbereiche unter Berücksichtigung der globalen Übergangsposition »Saldo aus Gütersteuern abzüglich Gütersubventionen«. Die sektorale Bruttowertschöpfung, die aus volkswirtschaftlichem Blickwinkel die zentrale – weil mit dem BIP vergleichbare – Kennzahl für die wirtschaftliche Leistung eines Wirtschaftsbereichs darstellt, folgt aus dem jeweiligen sektoralen Produktionswert durch Abzug der Vorleistungen (intermediärer Verbrauch). Dies legt nahe, die Industriekonjunktur als Abweichung der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe von ihrem Trend darzustellen. Die hierfür benötigten preisbereinigten Vierteljahresergebnisse der Bruttowertschöpfung werden vom Statistischen Bundesamt durch Fortschreibung des entsprechenden Vorjahresquartals mit der Veränderungsrate des auf Quartale aggregierten monatlichen Produktionsindex ermittelt; wobei noch Anpassungen im Hinblick auf die zu erwartenden Korrekturen bei den folgenden Veröffentlichungen des Indexes erfolgen (endgültiger Wert, Vierteljahres- und Jahreskorrektur) (vgl. Statistisches Bundesamt 2007, 42 f.).

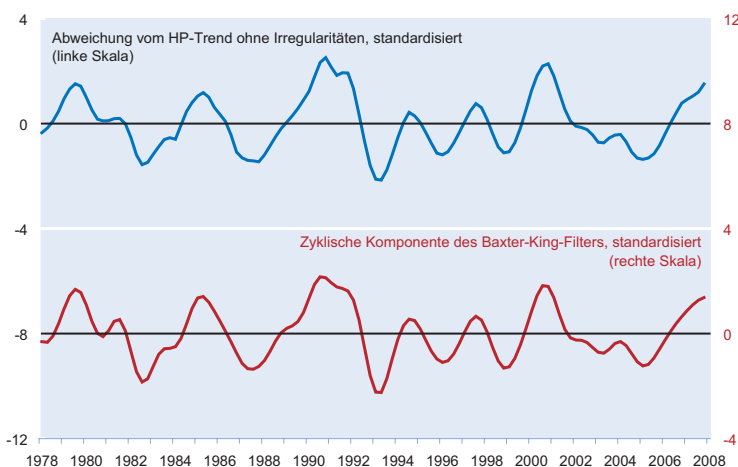
Abbildung 1 zeigt die Zusammenhänge für den Zeitraum 1978 bis 2008 exemplarisch auf. Da amtliche Werte für die Bruttowertschöpfung vor dem Jahr 1991 nur für Westdeutschland vorhanden sind, wurden die fehlenden gesamtdeutschen Werte durch entsprechende Verkettung west- bzw. gesamtdeutscher Zeitreihenwerte generiert. Für die erforderliche Eliminierung der Saisonschwankungen (ein-

Abb. 1
Reale Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe, trendmäßige Entwicklung und zyklische Komponente



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2
Wachstumszyklen der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

schließlich der Bereinigung von Kalenderunregelmäßigkeiten) wurde das Census-X12-ARIMA-Verfahren ausgewählt, das in der internationalen Wirtschaftsstatistik »Industriestandard« geworden ist. Die saisonale Komponente spiegelt die innerhalb eines Jahres regelmäßig wiederkehrenden Änderungen der Zeitreihe wider. Die Arbeitstagekomponente erfasst kurzfristige Einflüsse, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zurückgehen, z.B. Schalttage, bewegliche Feiertage oder spezielle Feiertagsregelungen auf Länderebene. Zur Extraktion des Trends der saison- und kalenderbereinigten Bruttowertschöpfung in der Industrie ist der bekannte Hodrick-Prescott-Filter mit dem für Quartalsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 1\ 600$ eingesetzt worden.¹ Dabei werden niederfrequente Schwingungen von acht und mehr Jahren Dauer ausgeschaltet (vgl. Abb. 1, oberes Teilbild)

Die zyklische Komponente der Bruttowertschöpfung (einschließlich allfälliger hochfrequenter Irregularitäten wie rein zufällige Störungen des Wirtschaftsgeschehens, aber auch erklärbare Sonderfaktoren wie Streik oder saisonunüblicher Witterung) folgt aus der Abweichung der saison- und arbeitstäglich bereinigten Bruttowertschöpfung vom Hodrick-Prescott-Trend (vgl. Abb. 1, unteres Teilbild). Der längerfristige Wachstumszyklus der Bruttowertschöpfung in der Industrie ergibt sich nach der zusätzlichen Ausschaltung der verbliebenen hochfrequenten Irregularitäten. Dies kann z.B. dadurch geschehen, dass Reihenbestandteile mit einer Schwingungsdauer von weniger als sechs Quartalen mit Hilfe einer zusätzlichen HP-Filterung mit dem Parameter $\lambda = 1$ extrahiert werden. Der HP-Filter wird damit als Bandpass-Filter eingesetzt (vgl. Abb. 2, oberes Teilbild) (für eine Erläuterung dieser Vorgehensweise vgl. Artis, Marcellino und Proietti 2003).

Der Wachstumszyklus der Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe kann aber in einem Schritt direkt aus saison- und arbeitstäglich bereinigten Ergebnissen berechnet werden. Ein statistisches Verfahren, das dies leistet, ist der Baxter-King-Filter (vgl. Baxter und King 1995). Der Baxter-King-Filter ist ein symmetrischer Filter, der aus einer Zeitreihe nicht nur die niederfrequente Trendkomponente entfernt, sondern zugleich auch die hochfrequente irreguläre Komponente. Hier wird konkret als Zyklus die Summe aller Komponenten der Zeitreihe mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) angesetzt, die Filterlänge 12 Quartale (= 3 Jahre). Diese Einstellungen entsprechen den in der Literatur üblichen Empfehlungen für einen

in der Praxis nahezu optimalen Filter. Um auch an den Rändern diesen Filter einsetzen zu können, sind am Anfang und Ende der BIP-Zeitreihe zusätzliche Reihenwerte generiert worden (vgl. Abb. 2, unteres Teilbild).²

Die Extraktion der zyklischen Komponente mit Hilfe statistischer Filterverfahren ist aber auch mit Nachteilen verbunden. So hängen konjunktureller Verlauf und zyklische Wen-

¹ Der Hodrick-Prescott-Filter bestimmt den Trendverlauf so, dass einerseits der geschätzte Trend nicht zu weit von der beobachteten Zeitreihe abweichen darf und dass andererseits der Trendverlauf »glatt« sein soll. Über den Parameter λ wird die Glattheit des HP-Trends aprioristisch gesteuert (vgl. Hodrick und Prescott 1997).

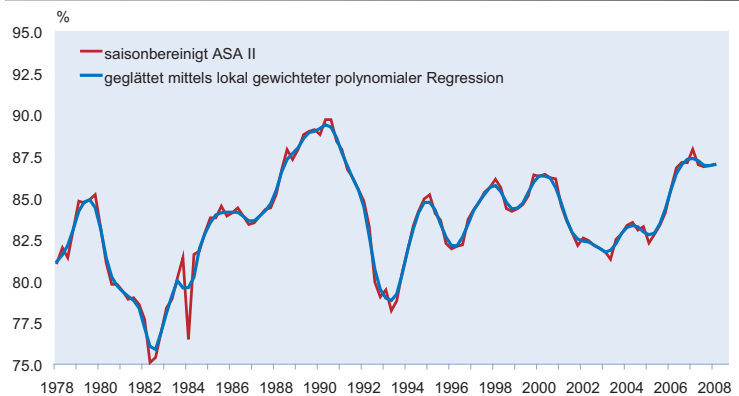
² Die »backcasts« und »forecasts« wurden mit Hilfe von autoregressiven Modellen (AR) erzeugt, die Lag-Länge wurde automatisch über das Akaike-Informationenkriterium (AIC) gewählt.

depunkte, neben dem verwendeten Saisonbereinigungsverfahren, offensichtlich von dem zugrunde gelegten Filter ab – ein Zusammenhang, auf den Canova in einer viel beachteten Studie 1998 hingewiesen hat: »... different detrending methods leave cycles of different average duration in the data, some of which are too long and some too short relative to the standard business cycle classification. Second, as a consequence of the above, different detrending methods have different implications for the timing of turning points and the severity of standardly classified contractions.« Ein weiteres Problem besteht darin, dass sich die unter prognostischen Gesichtspunkten besonders wichtige konjunkturelle Entwicklung am aktuellen Rand der Zeitreihe und hier insbesondere das Aufscheinen von neuen Wendepunkten bei dem Hinzufügen von neuen Werten bzw. bei Revisionen der bisherigen Ursprungsdaten mitunter ändern kann. Die Bewertung der Konjunkturlage ist daher am Rand des Beobachtungsbereichs sehr unsicher. Neu hinzugefügte Werte können das durch den Filter gezeichnete Bild deutlich verändern (vgl. Kaiser und Maravall 2001).

Es ist von daher naheliegend, nach einer Darstellung der zyklischen Komponente zu suchen, die möglichst glatt ist und keinen ausgeprägten Trend aufweist. Und hier kommt – was die reale Bruttowertschöpfung in der Industrie angeht – die vom ifo Institut im Rahmen des ifo Konjunkturtests (KT) für das verarbeitende Gewerbe erhobene Kapazitätslastung ins Spiel (vgl. Abb. 3). Der Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten wird – abweichend von den monatlichen KT-Fragen in ordinaler Ausprägung (z.B. gut, befriedigend, schlecht) – vierteljährlich im metrischen Maßstab erhoben, und zwar in klassierter Form. Die »betriebsübliche« Vollausslastung wird dabei gleich 100% gesetzt.³ Die Kapazitätsauslastung in der Industrie unterliegt – bis auf marginale Änderungen bei Ergebnissen in saisonbereinigter Form bei einer Verlängerung des Stützzeitraums – keinen späteren Korrekturen. Hinzu kommt die raschere Verfügbarkeit im Vergleich zur amtlichen Statistik.

Naturgemäß kann aber auch das bereits sehr kräftige und klare konjunkturelle Signal der ifo Kapazitätsauslastung durch eine zusätzliche Glättung noch verstärkt werden. Hierfür wird eine Technik namens *lokal gewichtete polynomiale Regression* verwendet, die im Gegensatz zu den meisten handelsüblichen Filterverfahren datenbasiert ist, d.h. ohne die an-

Abb. 3
ifo Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe^{a)}



^{a)} Einschließlich Nahrungs- und Genussmittel, betriebsübliche Vollausslastung = 100 %.
Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

sonsten notwendige Setzung von Filter-Parametern auskommt. Die Parameter werden bei diesem Verfahren aus den Daten geschätzt. Im Prinzip wird ein gleitendes gewichtetes Mittel der Daten berechnet, dessen Gewichtungsfunktion unter bestimmten Annahmen aus statistischer Sicht optimal ist (vgl. Exkurs). Mit Hilfe der lokal gewichteten polynomialen Regression kann die Kapazitätsauslastungsreihe um nicht konjunkturelevante Zufallsschwankung optimal bereinigt werden. Die Güte der ifo Kapazitätsauslastung zeigt sich ebenfalls an diesem Filterverfahren: Es wählt eine sehr leichte Glättung der Zeitreihe, der Anteil der Irregularitäten wird von dem Verfahren als gering bewertet. Die Berechnungen sind daher auch am aktuellen Rand der Zeitreihe sehr stabil (vgl. Abb. 3).

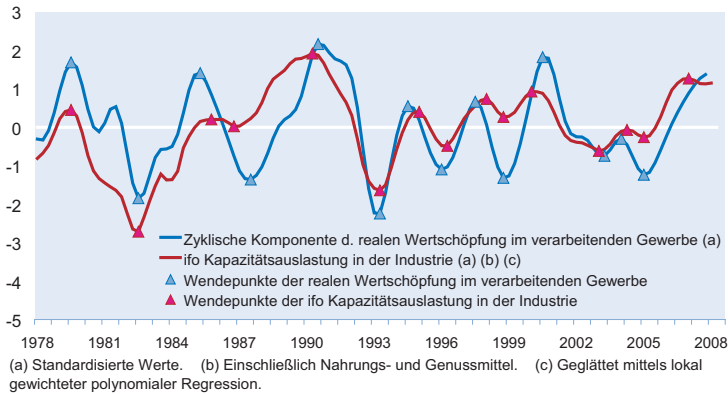
Im Folgenden soll auf die Qualität der geglätteten ifo Kapazitätsauslastung für das verarbeitende Gewerbe als ein gleichlaufender Indikator für die Industriekonjunktur in Deutschland für den Zeitraum 1978 bis 2007 eingegangen werden. Als Referenzreihe wird die mit Hilfe des Baxter-King-Filters extrahierte zyklische Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie herangezogen (vgl. Abb. 2). Dabei wird zunächst auf den Zusammenhang der beiden Zeitreihen im Zeitbereich (Koinzidenz, Verhalten an konjunkturellen Wendepunkten) eingegangen. Sodann erfolgt eine vertiefte spektralanalytische Untersuchung im Frequenzbereich. Darüber hinaus wird gezeigt, dass das verarbeitende Gewerbe in Deutschland nach wie vor ein wichtiger Cycle-Maker ist.

Ergebnisse

Abbildung 4 zeigt, dass der Verlauf der beiden Zeitreihen im Zeitraum 1978 bis 2008 recht ähnlich ist; es manifestiert sich bereits rein optisch ein relativ enger Zusammenhang. Dabei beträgt die durchschnittliche Dauer eines Wachstums-

³ Die Frage wird im ersten Monat des jeweils laufenden Quartals gestellt und erfasst den Auslastungsgrad für jede der rund 300 Produktgruppen (XY) des ifo Konjunkturtests; sie lautet: Die Ausnutzung unserer Anlagen zur Herstellung von XY (betriebsübliche Vollausslastung = 100%) beträgt zurzeit bis 30/40/50/60/70/75/80/85/90/95/100/mehr als 100%, und zwar...

Abb. 4
Wendepunkte der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe und ifo Kapazitätsauslastung



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

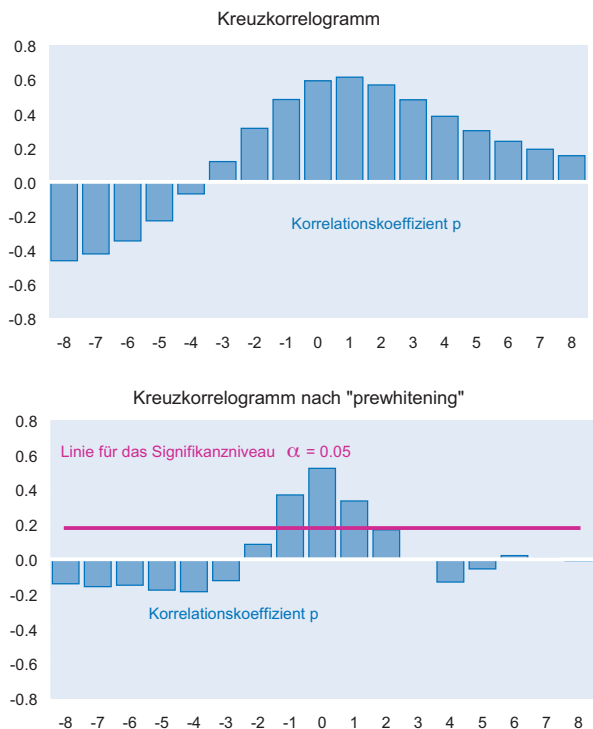
zyklus im verarbeitenden Gewerbe, gemessen an der Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wendepunkten der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie, 15,5 Quartale oder knapp vier Jahre; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten 14,2 Quartale oder 3 1/2 Jahre. Eine Aufschwungsphase (Zeitspanne vom unteren Wendepunkt zum darauf folgenden oberen) beläuft sich im Durchschnitt auf 7,3 Quartale (knapp zwei Jahre), eine Abschwungsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren) auf 8,3 Quartale (gut zwei Jahre).

Die ifo Kapazitätsauslastung vermag alle nach dem sog. *Bry-Boschan-Verfahren* datierten Wendepunkte der Referenzreihe zu signalisieren (vgl. Abb. 4). Das am National Bureau of Economic Research (NBER) Anfang der siebziger Jahre entwickelte Verfahren liefert nach einem sequentiellen Entscheidungsprozess eine komplette Datierung der konjunkturellen Wendepunkte im betrachteten Rechenzeitraum (vgl. Bry und Boschan 1971). Für die Wendepunktdatierung nach Bry und Boschan wurde das EU-Softwaretool BUSY (Release 4.1) benutzt (vgl. Fiorentini und Planas 2003). Eine vertiefte Datenanalyse zeigt, dass die Wendepunkte der ifo Kapazitätsauslastung in den Jahren 1978 bis 2008 im Durchschnitt mit den Wendepunkten der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie zusammenfallen, der mittlere Vor- bzw. Nachlauf beträgt null. An den oberen Wendepunkten ist im betrachteten Zeitraum ein marginaler Nachlauf von durchschnittlich 1/2 Quartal zu beobachten, an den unteren Wendepunkten ein Vorlauf in der gleichen Größenordnung. Auch der Median (Zentralwert) aller Wendepunktvergleiche liegt exakt bei null.

Der durchschnittliche Vor- bzw. Nachlauf der ifo Kapazitätsauslastung gegenüber der zyklischen Komponente der Bruttowertschöpfung in der Industrie über alle Datenpunkte im betrachteten Zeitfenster kann mit einem Kreuzkor-

relogramm bestimmt werden. Unter einem Kreuzkorrelogramm versteht man eine graphische Darstellung von Korrelation in Abhängigkeit von der Zeit. Das hier präsentierte Kreuzkorrelogramm zwischen der ifo Kapazitätsauslastung und der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie (vgl. Abb. 5, oberes Teilbild) ergibt sich auf folgende Weise: Zunächst wurde die Kapazitätsauslastung auf der Zeitachse nach links verschoben (konkret: um acht Quartale) und in dieser Konstellation mit der Referenzreihe korreliert. Das Ergebnis (hier: der Korrelationskoeffizient ρ_{-8}) bildet die erste Säule im Koordinatensystem. Danach wird die Kapazitätsauslastung auf der Zeitachse schrittweise um jeweils ein Quartal nach rechts verschoben, wobei der Korrelationskoeffizient stetig zunimmt. Der engste Zusammenhang mit der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten – ergibt sich jedoch nicht bei Gleichlauf, sondern bei einem marginalen Vorlauf von einem Quartal; die Korrelation beträgt hier 0,61.

Abb. 5
Reale Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe und ifo Kapazitätsauslastung



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Anzumerken ist bei diesen Berechnungen, dass der verwendete Kreuzkorrelationsschätzer asymptotisch unverzerrt und konsistent ist. Für gegen unendlich gehende Stichprobenumfänge besitzt der Schätzer daher die üblicherweise geforderten Eigenschaften. Bekannt ist, dass die Varianz des Schätzers von den Autokorrelationsfunktionen der beiden Eingangszeitreihen abhängt und recht groß sein kann (vgl. Chatfield 2004, 158). Mit stark autokorrelierten Daten ist die Bewertung der Kreuzkorrelationen daher problematisch.⁴ Es empfiehlt sich darum, die Eingangszeitreihen geeignet zu filtern. Dieses Verfahren wird in der englischsprachigen Literatur als »prewhitening« bezeichnet (vgl. Cryer und Chan 2008). Dazu wurde ein autoregressives Modell (AR-Modell) an die Zeitreihe der Kapazitätsauslastung angepasst. Die Modellwahl erfolgte mit dem Akaike-Informationskriterium (AIC). Dieses geschätzte Modell bestimmt den Filter, mit dem die zu korrelierenden Zeitreihen behandelt werden. Nach dieser Datentransformation zeigt die geschätzte Kreuzkorrelationsfunktion ein schärferes Bild: Nur noch drei Korrelationen sind signifikant von null verschieden. Die maximale Korrelation ergibt sich bei Gleichlauf der beiden Zeitreihen (vgl. Abb. 5, unteres Teilbild).

In der Praxis der Konjunkturanalyse ist zu beachten, dass die ifo Kapazitätsauslastung wegen der unterschiedlichen Publikationszeitpunkte einen technischen Vorlauf vor der zyklischen Komponente der Industriewertschöpfung hat. Auch unterliegt sie in aller Regel keinen weiteren Revisionen. Bei den ersten Veröffentlichungen der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) durch das Statistische Bundesamt ist die Datengrundlage dagegen häufig noch unvollständig. Die VGR-Ergebnisse werden deshalb mehrmals überarbeitet, um neu verfügbare Informationen einzuarbeiten. Endgültige Ergebnisse für die Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe liegen daher erst nach rund vier Jahren vor.

Noch differenzierter als im Zeitbereich lässt sich der Zusammenhang zwischen dem ifo Kapazitätsauslastung und der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie durch eine *Spektralanalyse* im Frequenzbereich untersuchen.⁵ Die Spektralanalyse ist ein Hilfsmittel, mit dem stationäre Zeitreihen in Schwingungskomponenten unterschiedlicher Frequenzen zerlegt werden kön-

nen. Die *Spektraldichte* gibt den Beitrag einer bestimmten Frequenz zur Gesamtvarianz der Zeitreihe an. Sie erlaubt somit eine Abschätzung der relativen Wichtigkeit eines Frequenzbereichs in Bezug auf die Gesamtvarianz. Mit Hilfe der *bivariaten* Spektralanalyse wird entsprechend die Kovarianz zweier Zeitreihen in Frequenzanteile zerlegt. Allerdings kann das resultierende Kreuzspektrum nicht in gleicher Weise wie die Spektraldichte als Zerlegung im Frequenzbereich interpretiert werden. Um den Zusammenhang zwischen zwei Zeitreihen im Frequenzbereich zu beschreiben, müssen verschiedene Funktionen betrachtet werden, die aus dem Kreuzspektrum abgeleitet sind.

Zwei solche abgeleitete Funktionen sind die *Kohärenz* und das Phasenspektrum (vgl. Shumway und Stoffer 2000, Kap. 3). Die Kohärenz kann – analog zum quadrierten Korrelationskoeffizienten – als quadratische Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen in verschiedenen Frequenzbereichen interpretiert werden. Sie gibt allerdings keine Auskunft über die relative Lage der beiden Zeitreihen zueinander. Genau dies leistet das *Phasenspektrum*. Mit dem Phasenspektrum wird gemessen, ob die Schwingungskomponenten beider Zeitreihen zeitlich verschoben sind, d.h. ob gegebenenfalls ein Vor- bzw. Nachlauf besteht. Negative Werte des Phasenspektrums implizieren im Allgemeinen einen Vorlauf, positive Werte einen Nachlauf.

Die beiden oberen Graphiken in Abbildung 6 enthalten die logarithmierten Spektraldichteschätzungen für die Einzelzeitreihen ifo Kapazitätsauslastung bzw. zyklische Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie. In beiden Reihen ist deutlich erkennbar, dass die längerfristigen (Konjunktur-)Komponenten mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) erwartungsgemäß den Hauptanteil zur Varianz beisteuern. Kürzerfristige Komponenten in einem Frequenzbereich, dem umgerechnet Schwingungen von unter 1 1/2 Jahren entsprechen⁶, spielen für die Gesamtvarianz in beiden Reihen jeweils nur eine untergeordnete Rolle. Dies gilt vor allem für die reale Bruttowertschöpfung in der Industrie, deren hochfrequente Bewegungsanteile durch den Baxter-King-Filter nahezu vollständig extrahiert werden.

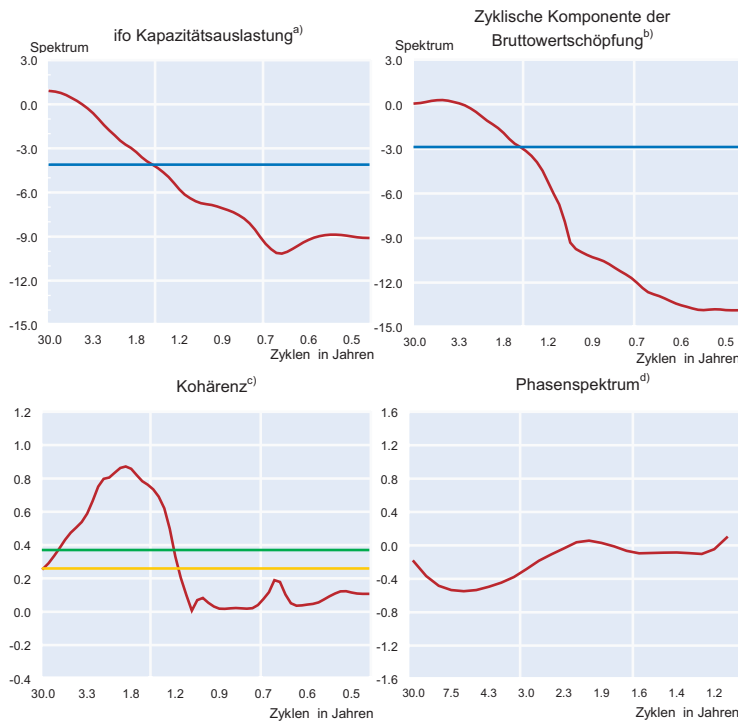
Die Graphik unten links in Abbildung 6 zeigt die geschätzte *Kohärenz*. Sie ist ein Maß für den linearen Zusammenhang zweier Zeitreihen innerhalb eines bestimmten Frequenzbereichs. Sie hat die gleichen Eigenschaften wie das Quadrat des Korrelationskoeffizienten. Die Kohärenz kann Werte zwischen null und eins annehmen, wobei der Maximalwert eins bei einem exakt linearen Zusammenhang erreicht wird (vgl. König und Wolters 1972, 123). Sie ist darüber hinaus invariant bezüglich linearer Transformationen. Im konjunkturellen Schwingungsbereich offenbart die hier vorgenommene Schät-

⁴ Die ifo-Zeitreihe zur Kapazitätsauslastung wurde verschiedenen Stationaritätstests unterzogen. Die Resultate sind gemischt: Während etwa der augmentet Dickey-Fuller Test die Hypothese einer Einheitswurzel zum 0,05%-Signifikanzniveau nicht ablehnt, verwirft der KPSS-Test die umgekehrte Nullhypothese eines stationären Prozesses ebenfalls nicht. Darüber hinaus liegt der p-Wert des DF-GLS-Tests, eines modifizierten Dickey-Fuller-Tests, zwischen 0,05 und 0,10. Aufgrund dieser uneinheitlichen Ergebnisse wird die Zeitreihe zur Kapazitätsauslastung daher zwar als stationär, aber stark autokorreliert betrachtet.

⁵ Eine vergleichbare spektralanalytische Untersuchung zwischen ifo Geschäftsklima und Bruttoinlandsprodukt findet sich bei Abberger und Nierhaus (2007).

⁶ Dies entspricht geschätzten Spektraldichten unterhalb der blauen Linien in den oberen beiden Teilbildern der Abbildung 6.

Abb. 6
Spektralanalyse der Zeitreihen



- a) Logarithmierte Spektraldichteschätzung für die ifo Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe (einschl. NuG). Werte unterhalb der blauen Linie zeigen geschätzte Spektraldichten von Schwingungen von weniger als 1½ Jahren.
- b) Logarithmierte zyklische Komponente der realen Bruttowertschöpfung; berechnet mit dem Baxter-King-Filter. Werte unterhalb der blauen Linie zeigen geschätzte Spektraldichten von Schwingungen von unter 1½ Jahren.
- c) Quadratische Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen in verschiedenen Frequenzbereichen. Die grüne (gelbe) Linie markiert den kritischen Wert eines approximativen F-Tests auf Kohärenz zum Signifikanzniveau 0,01 (Signifikanzniveau 0,05).
- d) Das Phasenspektrum gibt die Phasenverschiebung der Schwingungskomponenten der beiden Zeitreihen an. Negative (positive) Werte implizieren einen Vorlauf (Nachlauf).

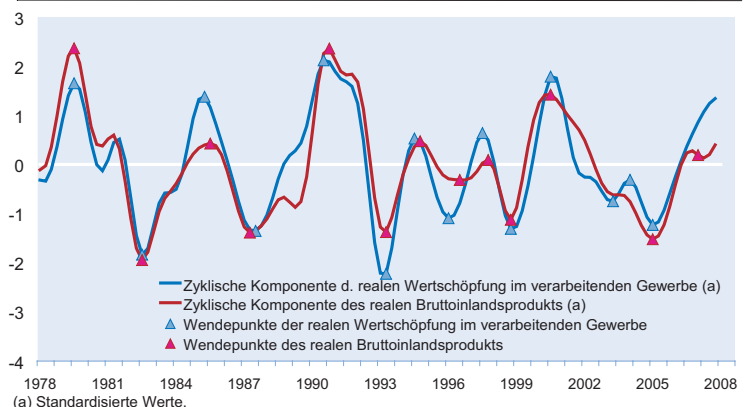
Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

zung einen *signifikanten* Zusammenhang zwischen der ifo Kapazitätsauslastung und der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie. Die kritischen Werte eines approximativen F-Tests auf Kohärenz zum Signifikanzniveau 0,01 (= grüne Linie) bzw. 0,05 (= gelbe Linie) werden in diesem Schwingungsintervall deutlich überschritten; d.h. die Nullhypothese auf Nichtkohärenz wird abgelehnt. Bemerkenswert ist, dass die Kohärenz im Bereich längerer Schwingungen zwar teilweise signifikant, jedoch nicht sehr stark ist. Dies bestätigt den Eindruck aus dem visuellen Vergleich der beiden Zeitreihen. Bei den langfristigen Veränderungen zeigen sich gewisse Unterschiede. Offensichtlich entspricht die zyklische Komponente, die der Baxter-King-Filter aus der Zeitreihe der Wertschöpfung herauschneidet, im längerfristigen Vergleich nur in etwa der Entwicklung der ifo Kapazitäts-

auslastung. Im kurzfristigen konjunkturrelevanten Bereich ist die Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen jedoch sehr hoch. Das Phasendiagramm in Abbildung 6 unten rechts enthält eine Schätzung des Phasenspektrums. Mit diesem Instrument kann gemessen werden, ob die Schwingungskomponenten zweier Zeitreihen zeitlich verschoben sind. Hier fällt auf, dass im längerfristigen Schwankungsbereich eine leichte Verschiebung erkannt wird. In dem für die aktuelle Konjunkturanalyse besonders wichtigen Bereich der kurzfristigen konjunkturrelevanten Schwingungen sind die beiden Zeitreihen jedoch synchron. Daher eignet sich die ifo Kapazitätsauslastung sehr gut, um Wendepunkte im Konjunkturzyklus zu erkennen.

Abbildung 7 zeigt abschließend, dass das verarbeitende Gewerbe in Deutschland immer noch ein wichtiger Cycle-Maker ist. Dargestellt sind die zyklischen Komponenten der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie sowie des realen Bruttoinlandsprodukts, wobei für beide Reihen der Baxter-King-Filter verwendet wurde. Die konjunkturellen Wendepunkte, die für die vergangenen 30 Jahre mittels der *Bry-Boschan-Routine* registriert werden konnten, sind im Durchschnitt nahezu zeitlich koinzident. An den oberen Wendepunkten ist in diesem Zeitraum für die reale Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe ein marginaler Vorlauf von gut 1/2 Quartal zu beobachten, der Median (Zentralwert) aller Wendepunktvergleiche beträgt null. Über alle Datenpunkte hinweg gerechnet, zeigt auch das Kreuzkorrelogramm Koinzidenz zwischen den beiden Reihen, der maximale Korrelationskoeffizient wird bei Gleichlauf erreicht

Abb. 7
Wendepunkte der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe und des realen Bruttoinlandsprodukts



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

und beträgt 0,86. Die durchschnittliche Länge von Aufschwungs- bzw. Abschwungsphasen sowie von vollständigen Konjunkturzyklen ist in der Industrie allerdings etwas geringer als in der Gesamtwirtschaft.

Fazit

»Der Grad der Auslastung der Produktionskapazitäten kann als Maßstab für die konjunkturelle Situation der Industrie schlechthin gelten.« (Lindlbauer 1976, 6) Mit diesen Worten nahm das ifo Institut im Jahr 1976 die Berichterstattung über die Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe auf, eine Variable, die als vierteljährlich gestellte Sonderfrage bereits seit den fünfziger Jahren im Erhebungsprogramm des ifo Konjunkturtests für das verarbeitende Gewerbe enthalten ist (vgl. Marquardt und Strigel 1959, 98). Zunächst standen Ergebnisse nur für einen deutlich weniger umfassenden Bereich zur Verfügung. Die genaue Abgrenzung lautete damals: »verarbeitende Industrie ohne eisenschaffende Industrie, Eisen-, Stahl- und Tempergießereien, NE-Metallindustrie, chemische Industrie, Mineralölverarbeitung sowie Nahrungs- und Genussmittelindustrie«. Ab 1970 gab es Daten für den größeren Bereich »verarbeitende Industrie ohne chemische Industrie sowie Nahrungs- und Genussmittelindustrie«. Heute stehen Zeitreihen für das gesamte verarbeitende Gewerbe einschließlich der Nahrungs- und Genussmittelindustrie zur Verfügung (Gesamtdeutschland ab 1991), wobei es selbstverständlich auch disaggregierte Ergebnisse gibt, die von den großen industriellen Hauptgruppen (z.B. Maschinenbau) bis hin zu einzelnen Produktgruppen reichen. Dabei wird die Auslastung an der »betriebsüblichen Vollaustung« gemessen; der uneinheitlich gebrauchte Begriff »technische Maximalkapazität« wird damit umgangen.

Das bereits sehr klare konjunkturelle Signal der ifo Kapazitätsauslastung kann zu Analyse Zwecken durch eine zusätzliche Glättung noch verstärkt werden. Das hier eingesetzte Glättungsverfahren namens *lokal gewichteter polynomialer Regression* ist im Gegensatz zu den meisten anderen Verfahren allein datenbasiert, d.h. es kommt ohne die ansonsten notwendige Ad-hoc-Setzung von Parametern aus. Die Parameter werden bei diesem Verfahren aus den Daten geschätzt. Besonders vorteilhaft an der ifo Kapazitätsauslastung ist zudem, dass die Glättung auch am aktuellen Rand der Zeitreihe sehr stabil ist.

Die hier präsentierten Ergebnisse zeigen, dass der Aussagewert der ifo Kapazitätsauslastung hinsichtlich der Industriekonjunktur – zieht man als Referenzreihe die zyklische Komponente der vierteljährlichen realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe heran – sehr hoch ist. Der Verlauf der beiden Zeitreihen in den vergangenen 30 Jahren ist bereits rein optisch recht ähnlich. Zudem vermag die Kapazitätsauslastung die Wendepunkte der zyklischen Komponente der

realen Bruttowertschöpfung im Durchschnitt koinzident zu signalisieren. Eine Kreuzkorrelationsanalyse nach Filterung (»prewhitening«) der Zeitreihen bestätigt den Gleichlauf.

Differenzierter als im Zeitbereich lässt sich der Zusammenhang zwischen der ifo Kapazitätsauslastung und der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe durch eine Spektralanalyse im Frequenzbereich untersuchen. Es zeigt sich, dass in beiden analysierten Zeitreihen die längerfristigen (Konjunktur-)Komponenten mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (=1,5 bis 8 Jahre) den Hauptanteil zur Varianz beitragen; beide Reihen weisen damit ein ähnliches Schwingungsverhalten auf. Zudem besteht in diesem wichtigen Schwingungsbereich ein signifikanter Zusammenhang zwischen den beiden Reihen; die kritischen Werte eines approximativen F-Tests auf Kohärenz werden bei den üblichen Signifikanzniveaus 0,01 und 0,05 deutlich überschritten. Das Phasenspektrum zeigt, dass die ifo Kapazitätsauslastung im besonders wichtigen Bereich der kürzerfristigen konjunkturelevanten Schwingungen synchron zur zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung verläuft. Damit sind beide Zeitreihen im Zeit- wie im Frequenzbereich weitgehend gleichlaufend. Da die Industrie in Deutschland immer noch ein gewichtiger Cycle-Maker ist, vermag die ifo Kapazitätsauslastung koinzident und revisionsfrei zudem wichtige Rückschlüsse auf die konjunkturelle Gesamtsituation der deutschen Wirtschaft zu liefern.

Die ifo Kapazitätsauslastung besitzt für die Konjunkturanalyse die Vorzüge, dass sie sehr zeitnah verfügbar ist, keinen Revisionen unterliegt und ein klares Signal enthält, ohne große kurzfristige Störungen. Damit erfüllt sie wichtige Eigenschaften, die gute Konjunkturindikatoren aufweisen sollten (vgl. die grundlegende Arbeit des NBER von Moore und Shiskin 1967). Einer ihrer größten Vorteile ist jedoch: Sie zeigt die Konjunkturentwicklung an, ohne dass eine vorherige Trendbereinigung notwendig ist. Damit entfallen die Probleme, die eine solche Trendbereinigung mit sich bringt. Unterschiedliche Methoden können nämlich unterschiedliche Konjunkturzyklen extrahieren und die Schätzungen an den Rändern der Zeitreihe können sehr instabil sein. Die ifo Kapazitätsauslastung gibt ohne Trendbereinigung ein klares Konjunktursignal. Daher ist sie ein zentraler Indikator für die Beurteilung der aktuellen Konjunkturentwicklung.

Exkurs: Lokal gewichtete polynomiale Regression⁷

Im Folgenden wird ein Glättungsverfahren namens »lokal gewichtete polynomiale Regression« vorgestellt. Ausgangs-

⁷ Eine Monographie zu dem Thema ist Fan und Gijbels (1996). Im Rahmen der Zeitreihenanalyse wird die Methode diskutiert in Fan und Yao (2002).

punkt ist die Überlegung, dass eine Funktion $m(z)$ lokal durch eine Taylorreihenentwicklung approximiert werden kann

$$m(z) \approx \sum_{j=0}^p \frac{m^{(j)}(x)}{j!} (z-x)^j \equiv \sum_{j=0}^p \beta_j (z-x)^j \quad \text{mit } \beta_j = \frac{m^{(j)}(x)}{j!}$$

für ein beliebiges z in der Nachbarschaft von x . Hierbei bezeichnet $m^{(j)}(x)$ die j -te Ableitung von m an der Stelle x (mit $m^{(0)} = m$) und $j! = 1 \cdot 2 \cdot \dots \cdot j$ die Fakultät von j . Aus statistischer Sicht wird durch diese Gleichung die Funktion $m(z)$ lokal durch ein einfaches polynomiales Modell modelliert. Diese Betrachtung motiviert auf der Basis von Beobachtungen X_i, Y_i die lokal gewichtete polynomiale Regression der Form

$$\sum_{i=1}^n \left\{ Y_i - \sum_{j=0}^p \beta_j (X_i - x)^j \right\}^2 K_h(X_i - x)$$

wobei $K_h(\cdot)$ als Kernfunktion bezeichnet wird. Sie dient der Gewichtung der Daten. Der Parameter h wird als Bandweite bezeichnet. Sie definiert eine Fensterbreite, die angibt, wie lokal die Schätzung erfolgt. Seien $\hat{\beta}_j$ ($j = 0, \dots, p$) die Schätzwerte, die die obige Gleichung minimieren. Dann ist ein Schätzer für die Funktion $m(x)$ am Entwicklungspunkt x der Wert $\hat{\beta}_0$.

Man kann sich das Glättungsverfahren so vorstellen, dass das obige Modell lokal, über die x -Achse gleitend, angepasst wird. Es resultiert im Prinzip ein gleitendes gewichtetes Mittel der Daten, dessen Gewichtungsfunktion unter bestimmten Annahmen aus statistischer Sicht optimal ist. Anstatt also etwa ein gleitendes arithmetisches Mittel aus jeweils fünf Beobachtungen (gleitender Fünfer-Durchschnitt) zu verwenden, wird ein Gewichtungssystem eingeführt, das gewissen Optimalitätskriterien genügt. Neben diesen statistischen Vorzügen besitzt das Verfahren den Vorteil, dass eine gut ausgebaute Theorie existiert, die den Anwender bei

der Wahl des Polynomgrades p , der Kernfunktion K und der Bandweite h unterstützt. Soll, wie in der vorliegenden Anwendung, die Funktion $m(x)$ selber und keine Ableitung davon geschätzt werden, dann genügt ein Polynomgrad von $p=1$ (vgl. Fan und Gijbels 1996, 77 ff. für eine theoretische Begründung dieser Wahl). Der Kernfunktion K kommt, wie viele Studien zeigen, eine untergeordnete Rolle zu. Im Weiteren wird ein Epanechnikov-Kern verwendet, der wiederum gewisse Optimalitätseigenschaften besitzt. Er hat die Gestalt

$$K(z) = \frac{3}{4} (1 - z^2) \text{ für } |z| \leq 1 \text{ und } 0 \text{ für } |z| > 1$$

In Abbildung 8 ist diese Funktion dargestellt. Je weiter die Beobachtungen vom Zentrum entfernt liegen, ein desto geringeres Gewicht erhalten sie in der Schätzung. Für die Verwendung dieser Kernfunktion in der hier vorliegenden Anwendung spricht auch, dass sie einen kompakten Träger besitzt. Das heißt, außerhalb des durch die Bandweite h definierten Fensters liegende Beobachtungen erhalten ein Gewicht von null und gehen somit nicht direkt in die jeweilige Schätzung ein. Werden demnach an eine Zeitreihe neue Beobachtungswerte hinzugefügt, so ändern sich weiter zurück liegende Schätzungen nicht mehr.

Die Gewichtung erfolgt symmetrisch um das Zentrum, so dass keine Phasenverschiebung der Zeitreihe erfolgt. Der Nachteil symmetrischer Gewichtungsschemata ist jedoch, dass ihnen an den Rändern der Zeitreihe, also insbesondere am aktuellen Rand, die Werte für die Gewichtung auf der einen Seite fehlen. Dies gilt auch für die lokal gewichtete polynomiale Regression. Dennoch spielt sie gerade in diesem Fall ihre Stärken gegenüber den meisten anderen Verfahren aus. Durch die Verwendung des Schätzverfahrens wird automatisch eine Randkorrektur der Gewichtungsfunktion vorgenommen, und zwar in einer Weise, dass diese Anpassung unter bestimmten Kriterien optimal ist (vgl. Fan und Gijbels 1996, 69 ff.). Die Anwendung der lokal gewichteten polynomialen Regression führt demnach implizit zu statistisch »vernünftigen« Schätzungen an den Datenrändern (vgl. Abb. 9).

Bleibt das Problem der Wahl der Bandweite h . Verfahren zur Wahl der Bandweite wurden in der wissenschaftlichen Literatur intensiv diskutiert (vgl. etwa Fan und Gijbels 2000), und es wurden verschiedene datengesteuerte Verfahren vorgeschlagen. In der vorliegenden Studie wird eine so genannte »Plug-In-Methode« verwendet, wie sie in Fan und Gijbels (1996, 110 ff.) diskutiert wird. Die Bandweite wird daher aus den Daten heraus geschätzt. Die Berechnung der lokal gewichteten polynomialen Regression an sich und die Schät-

Abb. 8
Epanechnikov-Kern

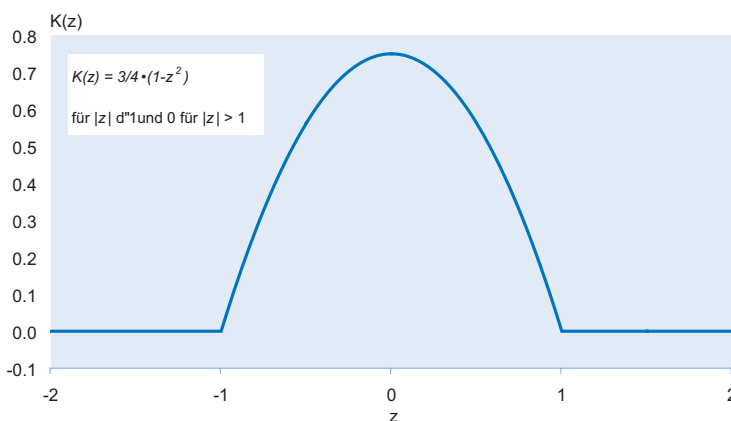
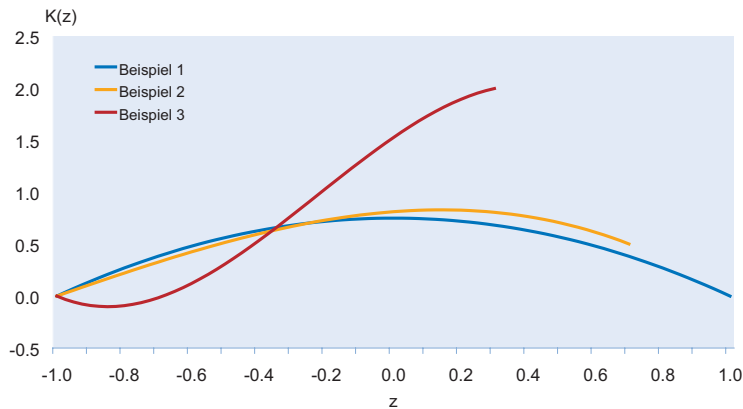


Abb. 9
Epanechnikov-Kern,
Beispiele für die Gewichtung am Rand des Datenbereichs



zung der Bandweite erfolgt hier mit der Software R (vgl. R Development Core Team 2008). Das für diese Software erhältliche Packet `locpol` enthält die zur Berechnung notwendigen Funktionen (vgl. Cabrera 2007).

Literatur

- Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
- Artis, M., M. Marcellino und T. Proietti (2003), »Dating the Euro Area Business Cycle«, C.E.P.R. Discussion Paper No. 3696.
- Baxter, M. und R.G. King (1995), »Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series«, Working Paper No. 5022, National Bureau of Economic Research.
- Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper No. 20, Cambridge Mass.
- Cabrera, J.L.O. (2007), `locpol`: Kernel local polynomial regression. R package version 0.2-0.
- Canova, F. (1998), »Detrending and business cycle facts«, *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.
- Chatfield, C. (2004), *The Analysis of Time Series*, Chapman&Hall/CRC, London, New York, Washington DC.
- Cryer, J.D. und K.-S. Chan (2008), *Time Series Analysis*, Springer Verlag, Heidelberg.
- Fan J. und I. Gijbels (1996), *Local Polynomial Modelling and its Applications*, Chapman&Hall/CRC, London, New York, Washington DC.
- Fan, J. und Q. Yao (2002), *Nonlinear Time Series*, Springer Verlag, Heidelberg.
- Fan, J. und I. Gijbels (2000), »Local Polynomial Fitting«, in: M.G. Schimek (Hrsg.), *Smoothing and Regression: Approaches, Computation and Application*, John Wiley & Sons, New York, 229–276.
- Fiorentini, G. und C. Planas (2003), <http://eemc.jrc.ec.europa.eu/EEMCArchive/Software/BUSY/BUSY-manual0603>.
- Hodrick, R.J. und E. Prescott (1997), »Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29(1), 1–16.
- Kaiser R. und A. (2001), *Maravall, Measuring Business Cycles in Economic Time Series*, Springer Verlag, Heidelberg.
- König, H. und J. Wolters (1972), *Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen*, Verlag Anton Hain, Bodenheim.
- Lindlbauer, J.D. (1976), »Kapazitätsauslastung teilweise noch unbefriedigend«, *ifo Schnelldienst* 29(24), 6–7.
- Marquardt, W. und W. Strigel (1959), *Der Konjunkturtest, Eine neue Methode der Wirtschaftsbeobachtung*, Schriftenreihe des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung, Nr. 38, Duncker&Humblodt, Berlin, München.
- Moore, G. und J. Shiskin (1967), »Indicators of Business Expansions and Contractions«, NBER, Occasional Paper 1003, New York.
- R Development Core Team (2008), »R: A language and environment for statistical computing«, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.

Shumway, R.H. und D.S. Stoffer (2000), *Time Series Analysis and Its Applications*, Springer Verlag, Heidelberg.

Statistisches Bundesamt (2007), *Fachserie 18 Reihe S. 23, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Vierteljährliche Berechnungen des Inlandsprodukts nach ESGV 1995 – Methoden und Grundlagen – Neufassung nach Revision 2005*, Wiesbaden.