

Gerhard Thury

Auftragseingangsstatistik und Konjunkturforschung

Die Auftragseingänge der Industrie scheinen aufgrund ihrer unregelmäßigen Schwankungen kaum als Konjunkturindikatoren geeignet. Um die konjunkturelle Komponente zu isolieren, dürften traditionelle Saisonbereinigungsverfahren nicht ausreichen. Neue, verbesserte Methoden könnten jedoch für die Konjunkturforschung brauchbare Ergebnisse liefern.

Das Österreichische Statistische Zentralamt publiziert seit Ende 1972 monatlich die Auftragsbestände und Auftragseingänge der österreichischen Industrie und ihrer Teilbereiche. Überdies werden diese Daten jeweils in Auslands- und Inlandsaufträge untergliedert. Somit liegen für einen Zeitraum von mehr als 15 Jahren über 70 Zeitreihen vor. Diese Analyse beschränkt sich auf eine ausgewählte Zahl von Zeitreihen aus dem Bereich der Auftragseingangsstatistik, weil gerade die Auftragseingänge von besonderem Interesse für den Wirtschaftsforscher sind.

Die angewandte Wirtschaftsforschung in Österreich wußte mit diesen Zeitreihen bisher nicht allzu viel anzufangen. Sie werden als zusätzliche Konjunkturindikatoren angesehen, die man heranzieht, wenn sie in das herrschende Konjunkturmodell passen. In oberflächlicher Betrachtung (Abbildung 1) wird der Grund dafür deutlich: Die Auftragseingänge der Industrie schwanken im Zeitraum 1973 bis 1987 sehr unregelmäßig und scheinen keine Information zu liefern, die für die Konjunkturdiagnose brauchbar wäre. Die Reihe weist einen steigenden Trend auf, was jedoch für Daten zu laufenden Preisen nicht allzu viel besagt. Mit einiger Phantasie kann man auch saisonale Schwankungen ausmachen, die im Zeitablauf beträchtlich zu variieren scheinen. Es ist somit zu befürchten, daß sie mit traditionellen Verfahren der Saisonbereinigung (wie etwa Census X-11), die eine im Zeitverlauf nur wenig schwankende Saisonfigur unterstellen, kaum zu erfassen sind.

Deshalb sollte die Konjunkturforschung auf die Information der Auftragsstatistik freilich nicht verzichten. Ob die inzwischen entwickelten, bes-

seren Methoden der Saisonbereinigung brauchbare Ergebnisse liefern, ist Gegenstand der vorliegenden Arbeit.

Strukturelle Zeitreihenmodelle

Die Zerlegung einer beobachteten Zeitreihe in Trend und zyklische Komponente hat bereits lange Tradition in der empirischen Wirtschaftsforschung. Tichy (1972) analysierte die Trendabweichungen einer großen Zahl von ökonomischen Zeitreihen für Österreich. Gegen die Verwendung von Trendabweichungen gibt es jedoch gewisse Einwände, etwa über die Methode zur Schätzung des Trends. Diese methodischen Schwierigkeiten werden durch das Auftreten von Saisonschwankungen in vielen ökonomischen Zeitreihen noch verstärkt. Doch viel gravierender ist der Einwand, den Nelson — Kang (1981, 1984) gegen die Verwendung von Trendabweichungen erheben: Die Ergebnisse einer Analyse von Trendabweichungen haben nur bei Vorliegen eines deterministischen Trends (dessen Niveau und Anstieg im Zeitverlauf nicht schwanken) Gültigkeit. Ist der Trend jedoch stochastisch, d. h. ändern sich Niveau und Anstieg, so kann diese Vorgangsweise zu großen Fehlschlüssen verleiten. Besonders Gewicht gewinnt diese Kritik durch die Tatsache, daß für ökonomische Zeit-

reihen deterministische Trends eher die Ausnahme denn die Regel zu sein scheinen.

Mit der Verwendung einer bestimmten Klasse von Zeitreihenmodellen, nämlich der von Box — Jenkins (1970) propagierten integrierten autoregressiven Moving-average-Modelle (ARIMA-Modelle), glaubte man eine neue Lösung für die Frage der Zerlegung von Zeitreihen in Trend, Zyklus und Saisonkomponente zu finden. Bald zeigte sich jedoch, daß eine beobachtete Zeitreihe oft durch mehrere verschiedene ARIMA-Modelle hinreichend gut dargestellt werden kann, deren Implikationen für eine Zerlegung in Trend, Zyklus und Saisonkomponente kaum exakt anzugeben sind.

Es lag daher nahe, zu Modellen mit nichtbeobachtbaren Komponenten (unobserved components models) überzugehen, deren Struktur bereits explizite Annahmen über Trend, Zyklus, saisonale und irreguläre Komponente enthält. Eine detaillierte Beschreibung der diesen Modellen zugrundeliegenden statistischen Theorie findet man in Harvey (1984, 1985) und Harvey — Durbin (1986). Ausgangspunkt solcher struktureller Zeitreihenmodelle ist die übliche Darstellung einer Zeitreihe als Summe von Trend, saisonaler und irregulärer Komponente

$$(1) \quad y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T.$$

y_t gibt die beobachtete Zeitreihe (möglicherweise nach Transformation zu Logarithmen) wieder, μ_t , γ_t und ε_t stehen für Trend, saisonale und irreguläre Komponente. Der einfache Spezialfall (μ_t ist ein deterministischer Trend, $\alpha + \beta t$ und γ_t eine streng periodische Funktion) wird häufig ver-

wendet, obwohl diese restriktiven Annahmen in der Praxis nur selten erfüllt sind. In strukturellen Zeitreihenmodellen verwendet man daher stochastische Funktionen für μ_t und γ_t . Überdies erwies es sich als vorteilhaft, zusätzlich eine zyklische Komponente einzuführen, und zwar entweder indem man den Zyklus additiv als vierte Komponente zu Gleichung (1) hinzufügt oder indem man die zyklische Komponente in den Trend integriert. In beiden Fällen wird aber auch für den Zyklus eine stochastische Funktion verwendet.

Nichtstatistiker werden es wohl als aussichtsloses Unterfangen ansehen, ein Modell schätzen zu wollen, in dem vier Komponenten im Zeitverlauf stochastisch schwanken können. Für den Statistiker hingegen ist dies keine unlösliche Aufgabe. Seit geraumer Zeit gibt es nämlich mit dem Kalman-Filter ein sehr effizientes Instrument für die Bewältigung solcher Schätzprobleme. Die einzige Voraussetzung für die Anwendung des Kalman-Filters ist, daß das zu schätzende Modell in „State-space“-Form gebracht werden kann (Details über State-space-Darstellung eines Modells und Kalman-Filter finden sich in vielen Arbeiten über Zeitreihenmodelle, etwa in Abraham — Ledolter, 1983, oder Harvey, 1981). Strukturelle Zeitreihenmodelle sind ohne größere Schwierigkeiten in State-space-Form darzustellen. Der geschätzte „State“-Vektor kann dann zur Berechnung von Schätzwerten der nichtbeobachtbaren Komponenten verwendet werden. Das ESRC Centre of Economic Computing an der London School of Economics verfügt über ein Computerprogramm für solche Modellschätzungen. Die PC-Version dieses Programms wurde für die Schätzungen im empirischen Teil dieser Arbeit verwendet.

Empirische Ergebnisse

Einige Branchen erreichen sowohl nach den Auftragseingängen als auch nach der Produktion nur einen geringen Anteil an der gesamten Industrie Österreichs. Das ist mit ein Grund, hier nicht die Modelle für alle 17 Branchen, sondern für die Industrie insgesamt und für drei zusammengefaßte Bereiche wiederzugeben: Grundstoffe, Produkte der Metallverarbeitung

und „leichte Konsumgüter“. Auf diese drei Bereiche entfallen fast 90% der gesamten Auftragseingänge der österreichischen Industrie.

Auftragseingänge der Industrie

Die Auftragseingänge der Industrie stiegen von 194,4 Mrd S im Jahr 1973 auf ein Volumen von 452,5 Mrd S im Jahr 1987 (jeweils zu laufenden Preisen). Die Schätzung eines strukturellen Zeitreihenmodells für dieses Aggregat brachte durchaus zufriedenstellende Ergebnisse. Der übliche Determinationskoeffizient R^2 ist mit 0,9508 sehr hoch. Leider ist die Aussagekraft dieser Größe für Zeitreihendaten nicht sehr groß. Harvey (1984) schlägt daher zwei modifizierte Bestimmungsmaße, RD^2 und RS^2 , vor, die viel besser geeignet sind. Die hohen positiven Werte von RD^2 und RS^2 (0,7264 bzw. 0,5168) weisen auf eine signifikante Überlegenheit des strukturellen Zeitreihenmodells zur Analyse der Auftragseingänge der Industrie hin.

Abbildung 1 enthält beobachtete und geschätzte Werte für die Auftragseingänge der Industrie. Die vertikale Achse wird hier durchwegs in Logarithmen dargestellt (insbesondere nominelle Auftragseingänge und reale Produktionsindizes), um die Zunahme der Schwankungsbreite der Originalreihe im Zeitablauf auszuschalten. Die Anpassung ist — abgesehen von einzelnen Ausreißern, die durch Großaufträge verursacht sein dürften — zufriedenstellend. Klaffen beobachtete

Methode struktureller Zeitreihenmodelle

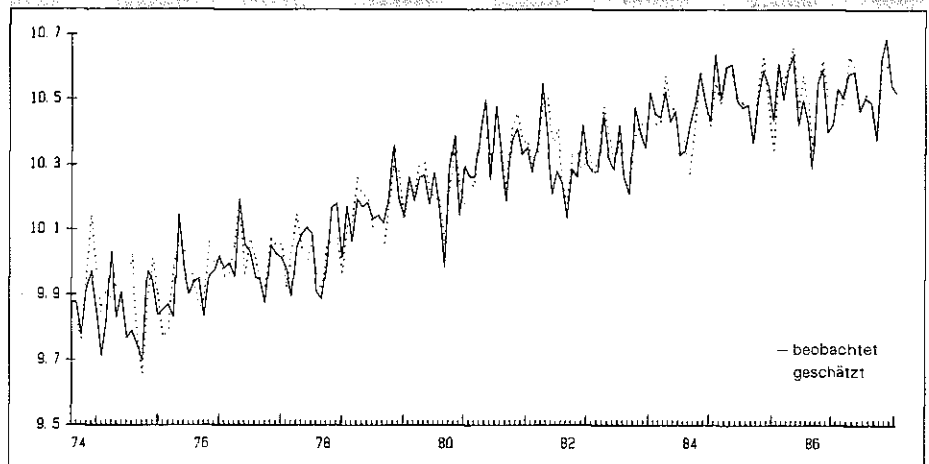
Ziel der Schätzung von strukturellen Zeitreihenmodellen ist die Darstellung einer beobachteten Reihe als Summe von Trend, saisonaler und irregulärer Komponente. Zusätzlich kann man eine zyklische Komponente einführen. Die Qualität und Brauchbarkeit eines geschätzten Modells mißt man am Determinationskoeffizienten R^2 (der im Fall von Zeitreihendaten nicht sehr aussagekräftig ist) und an zwei modifizierten — relativen — Bestimmungsmaßen, RD^2 und RS^2 . RD^2 setzt die Prognosegüte des strukturellen Zeitreihenmodells zu der eines „Random Walk mit Drift“ in Beziehung. Für RS^2 dient ein saisonales Mittelwertmodell als Bezugspunkt.

Ein saisonales Mittelwertmodell ermöglicht relativ genaue Prognosen von Monatsdaten mit starker Saisonbewegung. Dieses Modell verwendet den Mittelwert der Jännerwerte als Prognose für den Jänner, den Mittelwert der Februarwerte als Prognose für den Februar usw. Ist nun RD^2 oder RS^2 negativ, so muß das strukturelle Zeitreihenmodell verworfen werden. Sind diese Größen Null oder knapp positiv, so lohnt sich der mit der Schätzung eines strukturellen Zeitreihenmodells verbundene Aufwand kaum.

und geschätzte Werte stark auseinander, so deutet dies auf Schwächen im

Auftragseingänge der Industrie
Beobachtete und geschätzte Werte

Abbildung 1

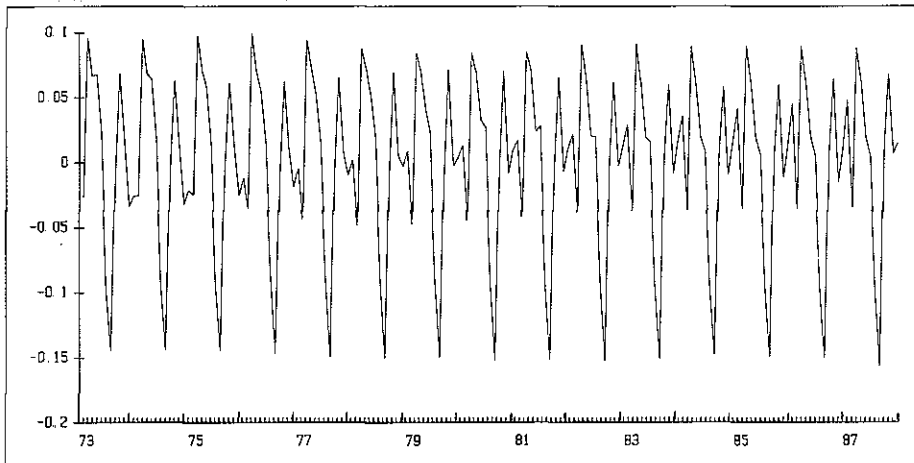


Obwohl die Auftragseingänge der Industrie sehr unregelmäßig schwanken, wird diese Entwicklung durch ein strukturelles Zeitreihenmodell gut erfaßt.

Auftragseingänge der Industrie

Abbildung 2

Saisonkomponente



Die Auftragseingänge der Industrie weisen ein ausgeprägtes Saisonmuster auf. Während die Lage der Extremwerte (Auftragshoch im Frühjahr und Auftragsstief im Sommer) im Zeitablauf konstant bleibt, ändert sich die Saisonfigur in den übrigen Monaten.

Modell hin. In diesem Fall sind auch die aus dem Modell abgeleiteten Schätzwerte für Trend, Zyklus und saisonale Komponente mit Vorsicht einzusetzen.

Die Saisonfigur der Saisonkomponente in den Auftragseingängen der Industrie ändert sich im Zeitablauf (Abbildung 2). Daß eine Saisonbereinigung mit Census X-11 relativ schlechte Ergebnisse bringt, überrascht deshalb kaum. Man führt dies auf die Dominanz von Großaufträgen in manchen Branchen zurück (vor allem Maschinen- und Elektroindustrie) und zieht daher in diesen Fällen nur die Auftragseingänge der übrigen Branchen heran. Um zu testen, ob dies zielführend ist, werden hier die Auftragseingänge der Industrie ohne Maschinenindustrie analysiert. Die Nichtberücksichtigung der Maschinenindustrie verändert jedoch die Ergebnisse nicht. Sie beeinträchtigt vielmehr die statistische Qualität des geschätzten Zeitreihenmodells etwas. Von der Vernachlässigung einer hoch konjunktur reagiblen Branche wie der Maschinenindustrie ist somit abzuraten. Zielführender wäre, diese Probleme durch den Einsatz eines besseren Saisonbereinigungsverfahrens zu lösen.

Das Grundmuster der Saisonfigur scheint durchaus plausibel: Aufträge gehen vor allem im Frühjahr und viel weniger im Herbst ein. Während der Sommermonate sind die Auftragseingänge sehr niedrig. Schwer zu erklären ist hingegen, warum die Auftrags-

eingänge im Laufe der Jahre im Februar so stark gegenüber Jänner und März zurückgeblieben sind. Die Kürze des Februars kann zwar das niedrige Niveau der Auftragseingänge nicht aber die sinkende Tendenz erklären. Diese könnte mit der zunehmenden Beliebtheit der Energiewoche als Urlaubstermin zusammenhängen. In den Inlandsaufträgen sollte sich dies stärker auswirken als in den Auslandsaufträgen, weil im Inland zwei Tendenzen einander verstärken könnten: geringere Auftragseingänge von den bestellenden und verzögerte Bearbeitung durch die ausführenden Unternehmen. Das Volumen der Auslandsaufträge sollte nur durch verzögerte Bearbeitung gedrückt werden. Eine

Analyse des Saisonmusters von Auslands- und Inlandsaufträgen getrennt bestätigt diese Hypothese: Bei den Inlandsaufträgen fällt der Februar viel stärker heraus.

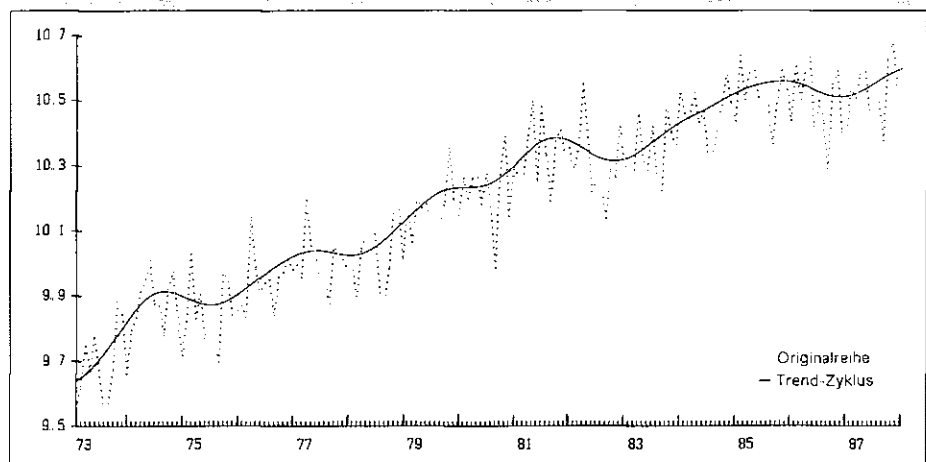
Den Wirtschaftsforscher dürften die Komponenten „Trend“ und „Zyklus“ wohl am meisten interessieren. Erste Versuche lieferten bereits ein Modell mit überraschend glatter Trendkomponente, die kaum erratische Schwankungen aufwies. Oder technischer ausgedrückt: Die Varianz der Trendkomponente μ , in Gleichung (1) war praktisch gleich Null. Die Berücksichtigung einer zyklischen Komponente kann das geschätzte Modell weiter verbessern. Die Daten geben jedoch leider keinen Hinweis darauf, ob der Zyklus als eigene Komponente oder im Trend in die Gleichung eingehen soll. Die zwei Methoden liefern ähnliche Ergebnisse: eine sehr regelmäßige zyklische Schwingung, deren Amplitude und Länge von Zyklus zu Zyklus nicht sehr stark variiert. Die Zyklen dauern im Durchschnitt 3 Jahre. Auf den ersten Blick scheint dieser Schätzwert für die Länge der Periode etwas unter den üblichen Erwartungen zu bleiben. Wenn man berücksichtigt, daß seit Anfang der achtziger Jahre „klassische“ Konjunkturzyklen kaum mehr zu beobachten sind, gewinnt er an Plausibilität.

Da die Variante der im Trend integrierten zyklischen Komponente vom Konzept her überzeugender erscheint, wird hier nur dieser Ansatz genauer analysiert. Originalreihe und Trend-Zyklus der Auftragseingänge

Auftragseingänge der Industrie

Abbildung 3

Originalreihe und Trendzyklus



Die Trend-Zykluskomponente der Auftragseingänge der Industrie ist überraschend glatt. Markante Einbrüche sind in den Jahren 1975, 1982 und 1986 zu beobachten.

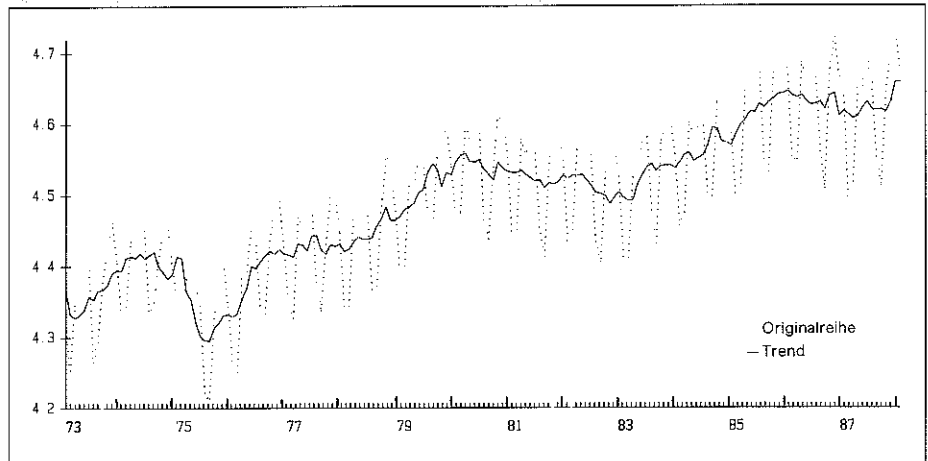
der Industrie sind in Abbildung 3 dargestellt. Drei ausgeprägte Trendeinbrüche sind in den Jahren 1975, 1982 und 1986 zu beobachten. Der Rückgang jeweils an der Jahreswende 1977/78 und 1979/80 ist viel weniger markant. Am stärksten sinkt der Trend im Jahr 1982. Die Differenz zwischen dem Höchstwert im September 1981 und dem Tiefstwert im Oktober 1982 beträgt über 2 Mrd. S., das entspricht einem Rückgang um fast 7%. Dies widerspricht etwas der (weiter unten) für die Industrieproduktion festgestellten Abnahme der Stärke von Konjunkturausschlägen in den achtziger Jahren. Wendepunkte treten in der Trend-Zyklus-Reihe etwas früher auf (oft bis zu drei Monate) als in den konventionell saisonbereinigten Reihen der Auftragseingänge.

Überaus interessant ist die Frage, ob die Auftragseingänge ein vorauseilender Indikator der Industrieproduktion sind. Abbildung 4 zeigt Originalreihe und Trendkomponente der Industrieproduktion.

In einem Vergleich mit dem Trend-Zyklus der Auftragseingänge (Abbildung 3) fallen drei Punkte auf: Erstens enthält die Industrieproduktion keine zyklische Komponente (weder in additiver noch in integrierter Form). Dieses Ergebnis scheint auf den ersten Blick sehr überraschend, weil die Industrieproduktion üblicherweise als Prototyp einer konjunkturreaktiven Reihe angesehen wird. Aber Konjunkturschwankungen müssen nicht unbedingt von repetitiver Form sein. Eine Reihe kann starke Schwankungen aufweisen, die sich nicht in regel-

Industrieproduktion
Originalreihe und Trend

Abbildung 4



Zum Unterschied von den Auftragseingängen enthält die Industrieproduktion keine zyklisch wiederkehrendes Entwicklungsmuster. Die berechnete Trendkomponente zeigt jedoch deutliche Konjunkturschwankungen.

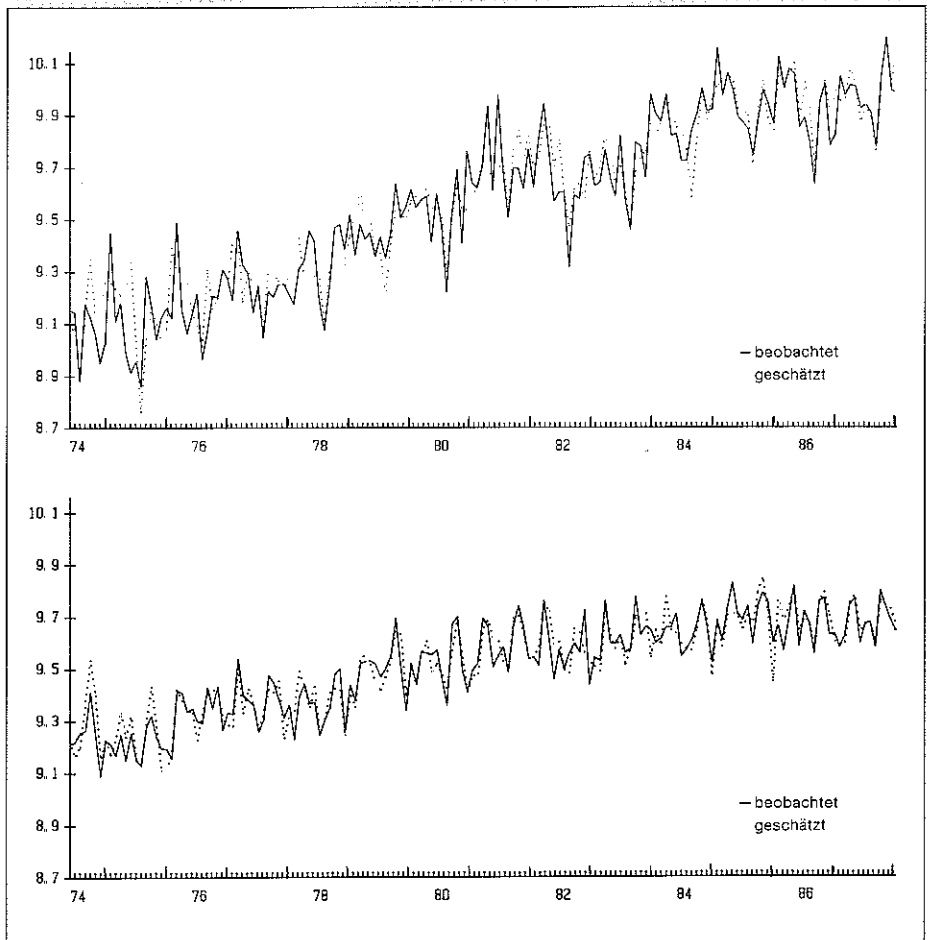
ken stagnierte. Drittens schwankt die Trendkomponente der Industrieproduktion — entgegen den ersten Er-

wartungen — viel erratischer als jene der Auftragseingänge. Meist geht man nämlich davon aus, daß Aufträge un-

Auftragseingänge der Industrie aus dem Ausland und aus dem Inland

Abbildung 5

Beobachtete und geschätzte Werte



Daß die Auftragseingänge aus dem Ausland deutlich stärker schwanken als jene aus dem Inland, spiegelt sich in einer unterschiedlichen Anpassung zwischen beobachteten und geschätzten Werten.

Ein Vorauseilen der Auftragseingänge ist nicht zu beobachten. Daraus sollte man aber nicht den voreiligen Schluß ziehen, daß die Reihe der Auftragseingänge für die Konjunkturdiagnose wertlos ist. Weil diese Reihe einen sehr glatten Trend und überdies eine regelmäßige zyklische Komponente aufweist, kann sie im Zweifelsfall überaus wichtige Information zur besseren Beurteilung der Konjunktur im Produktionsbereich beisteuern.

mäßigen Abständen wiederholen. Weiters umfaßt die Untersuchung den Zeitraum 1973 bis 1987, in dem die Industrieproduktion über weite Streck-

regelmäßig anfallen und dann kontinuierlich aufgearbeitet werden. Der schwache Punkt dieser Überlegung scheint jedoch zu sein, daß die Industrie nicht ausschließlich auf Auftrag produziert.

Trotz dieser Unterschiede zwischen den zwei Trendkomponenten deckt sich ihr Zeitverlauf weitgehend. Der Korrelationskoeffizient ist mit 0,9528 sehr hoch. Ein Vorseilen der Auftragseingänge ist freilich nicht zu beobachten. Die beste Korrelation besteht zwischen Werten desselben Zeitpunktes. Daraus sollte man aber nicht den voreiligen Schluß ziehen, daß die Reihe der Auftragseingänge für die Konjunkturdiagnose wertlos ist. Weil diese Reihe einen sehr glatten Trend und überdies eine regelmäßige zyklische Komponente aufweist, kann sie im Zweifelsfall überaus wichtige Information zur besseren Beurteilung der Konjunktur im Produk-

tionsbereich beisteuern. Wegen des stark erratischen Charakters der Trendkomponente für die Industrieproduktion läßt sich deren jüngste Entwicklung oft nicht eindeutig interpretieren: Eine beobachtete Veränderung kann eine reine Zufallsschwankung oder der Beginn einer Trendumkehr sein. Hier trägt die relativ verlässliche Information über die Auftragslage entscheidend zum Verständnis der Situation bei.

1987 erreichten die Auslandsaufträge 261,3 Mrd S oder 57,8% der gesamten Auftragseingänge, die Inlandsaufträge 191,1 Mrd S. Abbildung 5 gibt den Fit der jeweiligen strukturellen Zeitreihenmodelle wieder. Die Schwankungsbreite der Auslandsauftragseingänge ist größer und somit die Übereinstimmung zwischen beobachteten und geschätzten Werten geringer als für die Inlandsaufträge. Dies spiegeln auch deutlich die

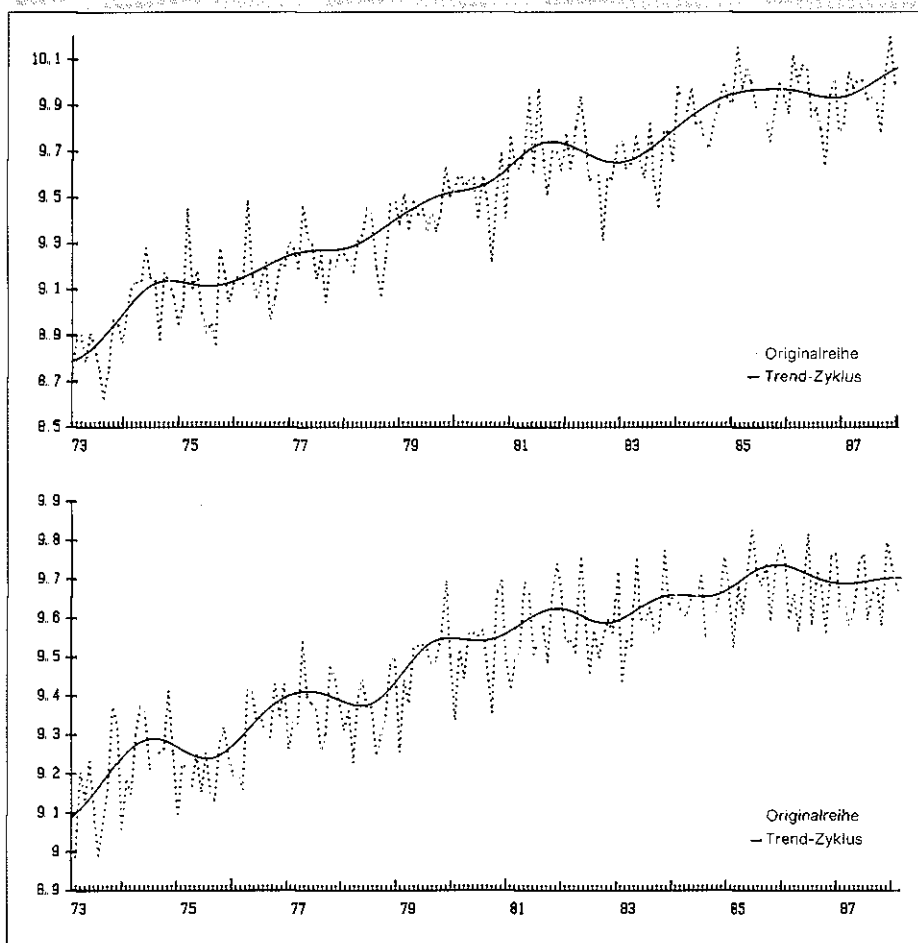
Determinationskoeffizienten (Auslandsaufträge $R^2 = 0,9274$, $RD^2 = 0,5961$, $RS^2 = 0,3693$, Inlandsaufträge $R^2 = 0,9287$, $RD^2 = 0,7823$, $RS^2 = 0,5696$).

Erhebliche Unterschiede zeigen sich auch im Saisonmuster. Das Saisonmuster der Auslandsaufträge wird im Zeitverlauf komplexer, jenes der Inlandsaufträge viel einfacher. Ebenso unterscheidet sich die Intensität der Saisonschwankungen deutlich. Die Saisonauschläge vor allem der Inlandsaufträge werden merklich kleiner. Die zyklischen Komponenten von Auslands- und Inlandsauftragseingängen (auch hier nur nach der Variante des in den Trend integrierten Zyklus) gibt Abbildung 5 wieder. Die Zyklen sind im Durchschnitt fast gleich lang (Auslandsaufträge knapp 3 Jahre, Inlandsaufträge 2½ Jahre). Ihre Gestalt unterscheidet sich hingegen signifikant. Die zwei Konjunkturabschwünge in der zweiten Hälfte der siebziger Jahre schlagen sich im Trend der Auslandsauftragseingänge kaum nieder, während die Abschwünge der achtziger Jahre deutlich erkennbar sind. Daß die Auftragseingänge aus dem Inland umgekehrt die Tiefs in den siebziger Jahren, nicht aber jene in den achtziger Jahren spiegeln, ließe den Schluß zu, daß die Ursachen der Konjunkturschwankungen in den siebziger Jahren überwiegend im Inland lagen, während die Konjunktur-einbrüche der achtziger Jahre vermehrt durch Faktoren aus dem Ausland, wie z. B. den Verlust an Konkurrenzfähigkeit heimischer Produzenten auf verschiedenen Auslandsmärkten, mitverursacht wurden.

Auftragseingänge der Industrie aus dem Ausland und aus dem Inland

Abbildung 6

Originalreihe und Trendzyklus



Die Trend-Zyklen in den Auslands- und Inlandsauftragseingängen unterscheiden sich deutlich. Die Konjunktur-einbrüche der siebziger Jahre sind in den Inlandsaufträgen stärker ausgeprägt, jene der achtziger Jahre hingegen in den Auslandsaufträgen.

Die zwei Konjunkturabschwünge in der zweiten Hälfte der siebziger Jahre schlagen sich im Trend der Auslandsauftragseingänge kaum nieder, während die Abschwünge der achtziger Jahre deutlich erkennbar sind. Die Auftragseingänge aus dem Inland spiegeln umgekehrt die Tiefs in den siebziger Jahren, nicht aber jene in den achtziger Jahren.

Eine genauere Analyse zeigt daß dieses Muster ausschließlich vom Grundstoffbereich bestimmt wird. 1974/75 beträgt die Differenz zwischen dem konjunkturellen Höchst- und Tiefstwert der Auslandsauftrags-

eingänge dieses Sektors 15% (des Tiefwertes) Im Zeitraum 1976/1978 ist in den Auslandsaufträgen überhaupt kein Abschwung festzustellen. Für die Inlandsaufträge hingegen beträgt die Differenz zwischen Höchst- und Tiefstwerten der zwei Konjunkturzyklen 12,7% und 6,4%. In den Jahren 1981/82 und 1985/86 klaffen andererseits die Auslandsaufträge um 5,7% und 16,1%, die Inlandsaufträge hingegen um nur 3,7% und 8,7% auseinander.

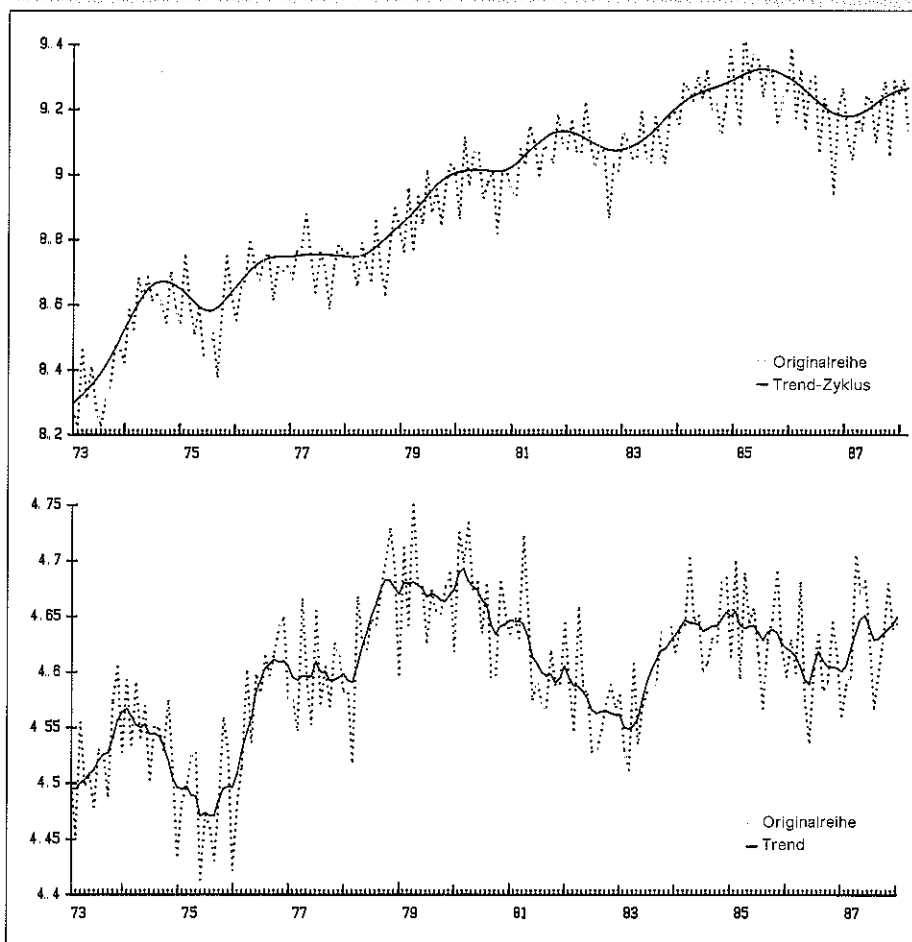
Eine Trennung in Auslands- und Inlandsauftragseingänge fördert somit zwar Details über den unterschiedlichen Verlauf in der Vergangenheit zutage, liefert jedoch kaum brauchbare Informationen für die regelmäßige Konjunkturdiagnose. Der Gewinn an Information lohnt die Mehrarbeit also nicht. Möglicherweise bringt eine Disaggregation nach Branchen mehr Aufschluß (Wie erwähnt werden die 17 Branchen hier nicht einzeln sondern in größeren Gruppen verwandter Branchen analysiert.)

Grundstoffe

Zum Grundstoffbereich zählen Eisen- und Metallhütten, Chemieindustrie und Papiererzeugung. Auf diese vier Branchen entfielen 1987 (gemessen am Wert) 26% der Auftragseingänge, mehr als die Hälfte davon aus dem Ausland (Abbildung 7). Das Modell zur Ableitung des Trend-Zyklus hat durchaus zufriedenstellende statistische Eigenschaften: Der Determinationskoeffizient R^2 beträgt 0,9487, RD^2 0,6889 und RS^2 0,3985; die Verbesserung gegenüber einem Random Walk mit Drift erreicht also fast 70%, gegenüber einem saisonalen Mittelwertmodell immerhin knapp 40%. Diese Werte sind ungewöhnlich hoch. Die in den Trend integrierte zyklische Komponente weist eine Periodenlänge von 4 Jahren auf. Sie ist somit — wie erwartet — etwas länger als für die Auftragseingänge der Industrie insgesamt. Ähnlich wie für die Gesamtindustrie nimmt auch hier die Amplitude der zyklischen Komponente nicht ab. Die Graphiken geben (wie erwähnt) die Konjunkturschwankungen nicht in ihrem vollen Ausmaß wieder: Im Konjunkturzyklus 1984/1987 beträgt die Differenz zwischen Höchst- und Tiefstwert 1,5 Mrd. S oder fast 14% — die Schwankungen

Auftragseingänge und Produktion der Grundstoffindustrie

Abbildung 7



Auftragseingänge und Produktion des Grundstoffbereichs zeigen ausgeprägte Konjunkturschwankungen. In den achtziger Jahren läßt sich aber kein statistisch gesicherter Zusammenhang zwischen diesen Bewegungen mehr nachweisen.

sind also keineswegs zu vernachlässigen.

Sind die Auftragseingänge an die Grundstoffindustrie ein Indikator der Produktionsentwicklung in diesem Bereich? Die Produktion des Grundstoffsektors schwankt viel stärker als die Gesamtindustrie. Der geschätzte Trend enthält ein deutliches stochastisches Element, aber keine zyklische Komponente. Trotzdem sind ausgeprägte Konjunkturphasen zu erkennen: Auf einen tiefen Konjunktureinbruch in den Jahren 1974/75, mit dem unteren Wendepunkt Mitte 1975, folgt 1976 eine überraschend kräftige Erholung. Von 1977 bis Mitte 1980 stagniert die Produktion des Grundstoffsektors. Diese Stagnationsphase wird nur Ende 1978 durch einen kurzlebigen Wachstumsschub unterbrochen. Mitte 1980 setzt ein rascher Abschwung ein, der Anfang 1983 seinen Tiefpunkt erreicht. In den folgenden zwei Jahren ist eine leichte Erholung

zu beobachten; das Produktionsniveau der späten siebziger Jahre wird aber nicht wieder erreicht. Ein erneuter Produktionseinbruch 1986 ist nicht so tiefgreifend wie der vorangegangene. Ab dem Frühjahr 1987 erholt sich der Grundstoffsektor wieder etwas.

Diese stürmischen Konjunkturschwankungen der Produktion des Grundstoffsektors spiegelt der Trend-Zyklus in den Auftragseingängen nur unzureichend wider (Abbildung 7). Der Korrelationskoeffizient zwischen Trend der Grundstoffproduktion und Trend-Zyklus der Auftragseingänge ist mit 0,6346 über den gesamten Untersuchungszeitraum zwar nicht allzu niedrig. Der Zusammenhang zwischen diesen beiden Reihen verändert sich aber im Zeitablauf stark: Der Korrelationskoeffizient für die Periode 1973 bis 1979 von 0,8131 weist nämlich signifikant auf einen engen Zusammenhang hin, während zwischen

1980 und 1987 kein gesicherter Zusammenhang mehr besteht ($r^2 = 0,1819$) Ursache dieser Divergenz ist, daß der starke Produktionseinbruch Anfang der achtziger Jahre in den Auftragseingängen nur sehr abgeschwächt und mit erheblicher Verzögerung zu erkennen ist.

Eine deutlich unterschiedliche Entwicklung von Auftragseingängen und Produktion ist gerade im Grundstoffbereich nicht auszuschließen. Wegen seiner relativ starren Kapazitäten kann sich dieser Sektor nur mit großer Verzögerung an eine Veränderung der Auftragseingänge anpassen. Bleiben Aufträge aus, so wird zunächst auf Lager weiterproduziert. Erst nach und nach wird die Produktion durch Stilllegung einzelner Abteilungen oder sogar ganzer Betriebe gedrosselt. In Österreich ist seit Anfang der achtziger Jahre eine solche Umstrukturierung im Gange. Daraus könnte sich erklären, daß in dieser Zeit die Produktionsrückgänge viel

stärker waren als die Rückgänge in den Auftragseingängen und somit die Trends dieser Reihen nur schwach korreliert sind. Dieser Argumentation widersprechen allerdings zwei Tatsachen: Man würde erwarten, daß sie für die Eisen- und Stahlindustrie besonders zutrifft. Eine Analyse von Eisenhütten und übrigen Grundstoffbereich läßt aber keinen Unterschied in den Ergebnissen erkennen. Weiters – und dieser Umstand wiegt noch schwerer – herrscht dieses erklärungsbedürftige Korrelationsmuster nicht nur zwischen Auftragseingängen und Produktionsindex, sondern auch zwischen Produktionswert laut Auftragsstatistik und Produktionsindex. Daraus muß man schließen, daß diese Quellen zuletzt nicht mehr voll vergleichbar sind. Aus all diesen Gründen eignet sich die Zeitreihe „Auftragseingänge an die Grundstoffindustrie“ in jüngster Zeit als Indikator für die Entwicklung im Grundstoffbereich laut Produktionsstatistik

nicht. Auch eine Trennung in Auslands- und Inlandsauftragseingänge verbessert den Informationsgehalt nicht.

Metallverarbeitung

Der Bereich der Metallverarbeitung faßt die Branchen Maschinenbau, Fahrzeugindustrie, Eisen- und Metallwarenindustrie sowie Elektroindustrie zusammen. Diese vier Branchen erhielten 1987 Aufträge von 214,4 Mrd S, das war fast die Hälfte der gesamten Auftragseingänge der Industrie. Über 60% dieser Aufträge stammten aus dem Ausland.

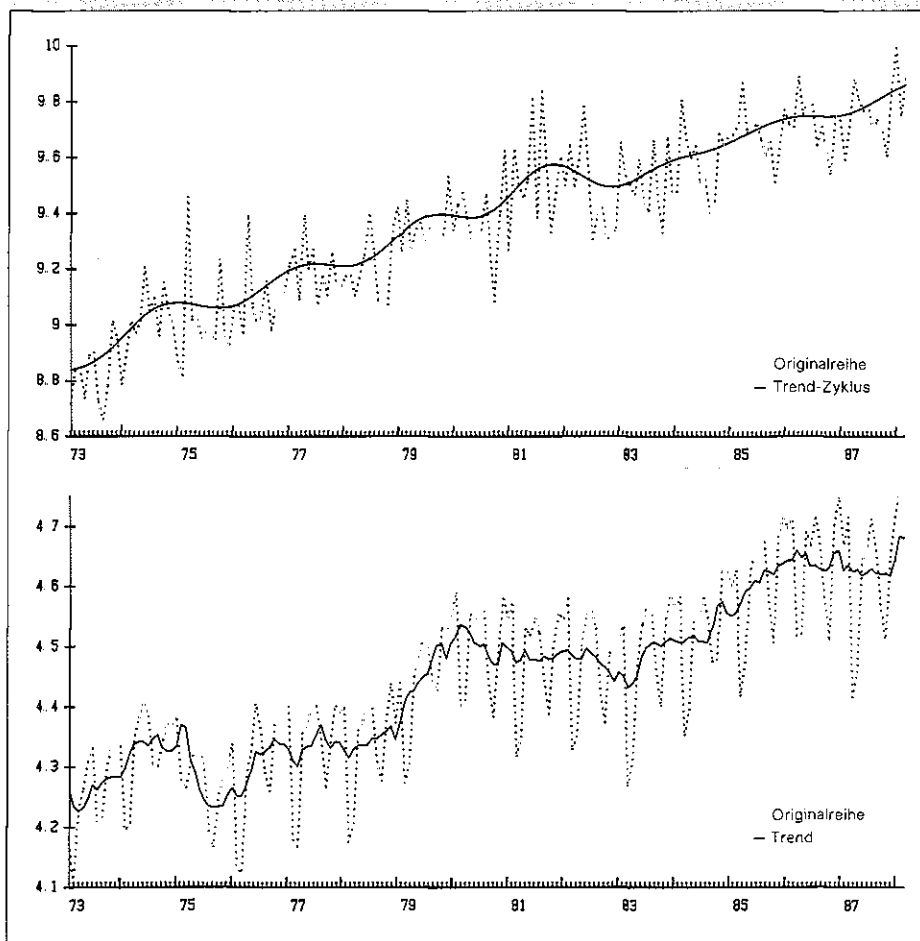
Erfahrungsgemäß spielen Großaufträge in diesem Bereich eine erhebliche Rolle und dies kann zu großen Zufallsschwankungen in der Reihe der Auftragseingänge führen. Wie erwähnt klammert das WIFO daher die Auftragseingänge der Maschinen- und manchmal auch der Elektroindustrie, die in diesem Aggregat großes Gewicht haben, meist aus der Analyse aus. Tatsächlich scheinen Sondereinflüsse eine verschlechterte Anpassung des geschätzten Modells zu bewirken. Der Determinationskoeffizient ist mit 0,8578 hier deutlich niedriger als in den anderen Bereichen. Die Verbesserung gegenüber einem Random Walk und einem saisonalen Mittelwertmodell ist trotzdem mit 51% bzw. 42% beachtlich. Weiters beeinträchtigen diese Sondereinflüsse offensichtlich die Güte der Schätzwerte der wichtigen Komponenten, wie Trend und Saison, nicht Sie werden in der irregulären Komponente aufgefangen.

Auch die Auftragseingänge in der Metallverarbeitung weisen einen überaus glatten Trend auf (Abbildung 8). In diesem Trend ist zudem eine sehr regelmäßige zyklische Komponente mit einer Dauer von knapp 2½ Jahren enthalten. Es scheint somit durchaus möglich, auch aus den Auftragseingängen der Maschinen- und Elektroindustrie wertvolle Information zu gewinnen. Eine Analyse der Auftragseingänge unter Vernachlässigung dieser wichtigen Branchen verspricht daher, wie erwähnt, keinen großen Erfolg.

Die wichtigste Frage ist auch hier, ob die Trendkomponente der Auftragseingänge in der Metallverarbeitung mit dem Trend der Industriekon-

Auftragseingänge und Produktion der Metallverarbeitung

Abbildung 8



Im Bereich der Metallverarbeitung ist über den ganzen Untersuchungszeitraum ein enger Zusammenhang zwischen den Konjunkturbewegungen der Auftragseingänge und der Produktion zu beobachten.

junktur korreliert ist. Zu den Auftrags-eingängen in der Metallverarbeitung sollte die Investitionsgütererzeugung in Relation gesetzt werden (Abbildung 8). Wie für alle bisher untersuchten Produktionsreihen ist auch hier ein stochastisch schwankender Trend ohne zusätzliche zyklische Komponente zu beobachten. Dieser Trend ist mit dem der Auftrags-eingänge hoch korreliert. Der Korrelationskoeffizient der gleichzeitigen Werte beträgt 0,9532. Leider läßt sich auch hier kein Voraussagen der Auftrags-eingänge feststellen. Eine Analyse der Auftrags-eingänge getrennt nach Auslands- und Inlandsaufträgen bringt keine nennenswerte Zusatzinformation. Auch hier ist die Periode des Zyklus der Auslandsaufträge deutlich länger und entspricht damit den gängigen Vorstellungen über die Länge von Konjunkturzyklen besser.

„Leichte Konsumgüter“

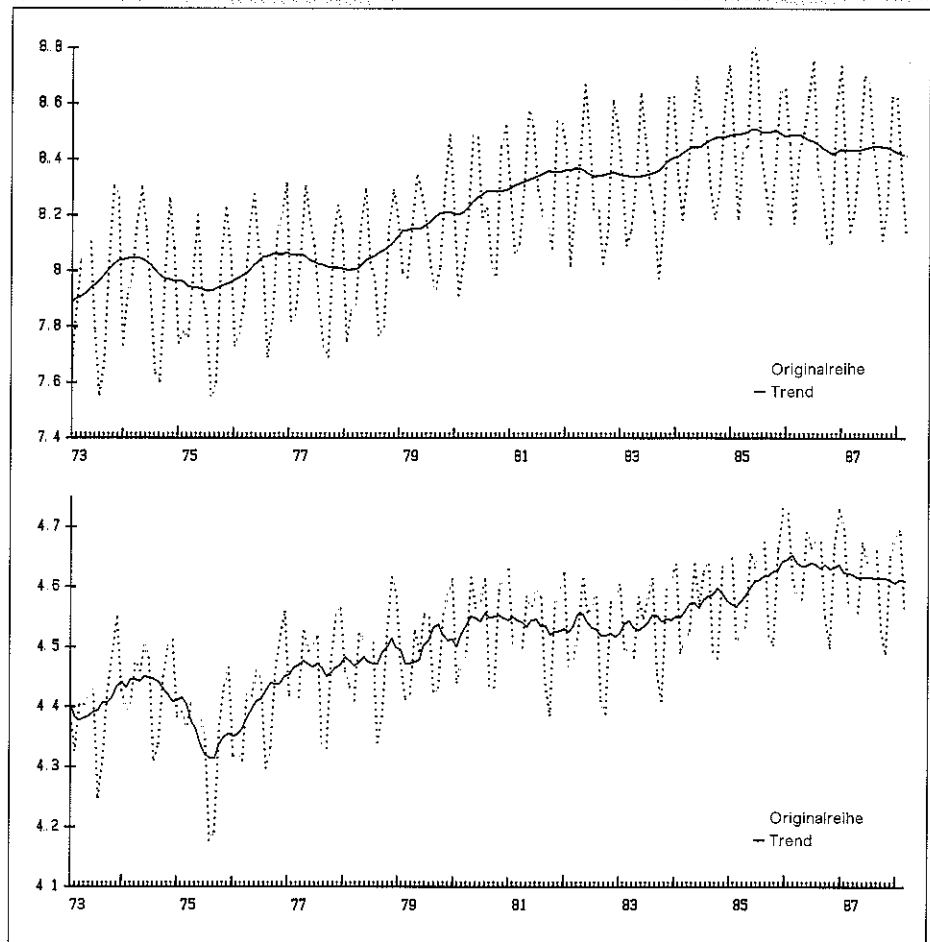
Die Gruppe der „leichten Konsumgüter“ faßt die Papierverarbeitung, Lederverarbeitung, Textil- und Bekleidungsindustrie zusammen. 1987 umfaßten ihre Auftrags-eingänge 54,6 Mrd S, 12% der gesamten Auftrags-eingänge der Industrie. Sie kamen zu fast gleichen Teilen aus dem Ausland und dem Inland (51,7% gegenüber 48,3%; Abbildung 9). Eine zyklische Komponente ist für diesen Bereich nicht festzustellen. Zudem weist auch der Trend nur sehr schwach ausgeprägte Konjunkturschwankungen auf.

Die Korrelation zwischen dem Trend in den Auftrags-eingängen und in der Produktion wäre mit 0,9329 sehr hoch, ist aber wegen des Fehlens ausgeprägter Konjunkturschwankungen für den Wirtschaftsforscher von untergeordnetem Interesse.

Auch die Erzeugung von Konsumgütern ist — von einem Konjunktur-einbruch Mitte der siebziger Jahre abgesehen — keine sehr konjunktur-reagible Größe. Ihr Trend ist zudem durch starke stochastische Einflüsse überlagert. Die Korrelation zwischen dem Trend in den Auftrags-eingängen und in der Produktion wäre mit 0,9329 sehr hoch, ist aber wegen des Fehlens ausgeprägter Konjunktur-

Auftrags-eingänge und Produktion der Hersteller „leichter Konsumgüter“

Abbildung 9



Weder in den Auftrags-eingängen noch in der Produktion der Konsumgüterindustrie ist ein ausgeprägtes Konjunkturmuster erkennbar.

schwankungen für den Wirtschaftsforscher von untergeordnetem Interesse. Eine Trennung nach Auslands- und Inlandsaufträgen bringt keine neuen Erkenntnisse.

dem in engem Zusammenhang mit dem Trend in der Industrieproduktion. Ein Voraussagen der Auftrags-eingänge gegenüber der Industrieproduktion war allerdings nicht festzustellen. Trotzdem kann der beobachtete Trend-Zyklus in den Auftrags-eingängen — vor allem weil er viel geringeren stochastischen Schwankungen unterliegt als der Trend in der Industrieproduktion — wertvolle Informationen für die laufende Konjunkturbeurteilung liefern.

In einem weiteren Schritt wurden die Auftrags-eingänge nach verschiedenen Kriterien disaggregiert. Die Auftrags-eingänge aus dem Ausland und aus dem Inland unterscheiden sich deutlich, vor allem in der Länge des Zyklus und in der Stärke der Konjunktur-einbrüche. Auch die Disaggregation in Grundstoffe, Metallverarbeitung und „leichte Konsumgüter“ legte große Unterschiede zwischen den einzelnen Produktgruppen offen: Die Auftrags-eingänge der Grundstoffin-

Zusammenfassung

Kann die monatliche Statistik des Österreichischen Statistischen Zentralamtes über die Auftrags-eingänge der Industrie für die laufende Konjunkturbeurteilung von Nutzen sein? Mit Hilfe einer Reihe von strukturellen Zeitreihenmodellen können die untersuchten Reihen in für den Konjunkturforscher interessante Komponenten — Trend, Zyklus und Saison — zerlegt werden. Die Auftrags-eingänge der Industrie weisen in diesen Schätzungen einen überraschend glatten Trend mit integrierter zyklischer Komponente auf. Die Länge dieses Zyklus beträgt ungefähr 3 Jahre. Der Trend in den Auftrags-eingängen steht zu-

dustrie korrelieren in den achtziger Jahren kaum mehr mit der Produktion des Grundstoffbereichs. Dieses Ergebnis war insofern eine große Enttäuschung, als gerade der Grundstoffsektor im Beobachtungszeitraum der konjunktur reagibelste Produktionsbereich war und es wohl auch in nächster Zukunft bleiben wird. Eine Verbesserung der Konjunkturdiagnose wäre hier also besonders wichtig gewesen. Die Auftragseingänge der Metallverarbeitung und der Hersteller leichter Konsumgüter stellten sich hingegen als brauchbare Indikatoren der Produktionsentwicklung heraus. Aber gerade das Ergebnis für den

Konsumgüterbereich ist nur von geringem praktischem Nutzen, weil dieser Sektor kaum ausgeprägten Konjunkturschwankungen unterliegt.

Literaturhinweise

Abraham B., Ledolter J. Statistical Methods for Forecasting, Wiley New York 1983
Box G. E. P., Jenkins G. M. Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden Day San Francisco 1970
Harvey A. The Econometric Analysis of Time Series. Philip Allan Oxford 1981
Harvey A. C. A Unified View of Statistical Fore-

casting Procedures' Journal of Forecasting 1984 (3) S 245-283

Harvey A. C. "Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series", Journal of Business and Economic Statistics 1985 (3) S 216-227

Harvey, A. C., Durbin J. "The Effects of Seat Belt Legislation on British Road Casualties: A Case Study in Structural Time Series Modelling" The Journal of the Royal Statistical Society Series A 1986 149 Part 3 S 187-227

Nelson C. R., Kang H. "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series" Econometrica 1981 S 741-751

Nelson, C. R., Kang, H. "Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable in Regression", Journal of Business and Economic Statistics 1984 (2) S 73-82

Tichy G. „Indikatoren der österreichischen Konjunktur 1950 bis 1970“ WIFO Studien und Analysen 1972 (4)