

Gerhard Thury, Michael Wüger

Das Weihnachtsgeschäft im Einzelhandel

Der Jahresverlauf der Einzelhandelsumsätze wird durch den Geschäftsgang zu Jahresende geprägt. Wie aus Abbildung 1 hervorgeht, verläuft die Entwicklung in den ersten 11 Monaten relativ stetig, im Dezember nimmt der Umsatz stark zu. Im Jahr 1988 lagen z. B. die Umsätze des gesamten Einzelhandels im Dezember um knapp 40% über dem durchschnittlichen Niveau der ersten 11 Monate. In einigen Branchen ist die Dezember-Spitze noch viel ausgeprägter. So übertrafen die Umsätze im Dezember jene der Vormonate im Handel mit Uhren und Schmuckwaren um rund 220%, mit Spielwaren und Sportartikeln um 140%, mit Leder- und Lederersatzwaren um rund 130%, mit elektrotechnischen Erzeugnissen um 115%, mit Textilwaren, Bekleidung und Schuhen um 65% sowie mit Möbeln und Heimtextilien um 50%.

Der Grund für diese Umsatzspitzen ist das Weihnachtsgeschäft. Sein Ausmaß und seine Entwicklung kann man im Rahmen der Gegebenheiten nur vage abschätzen. Das Weihnachtsgeschäft umfaßt zunächst die Ausgaben für sehr spezielle Waren (z. B. Christbäume, Christbaumschmuck usw.). Auf sie entfällt jedoch nur ein relativ kleiner Teil des gesamten Weihnachtsgeschäftes. Da sich fast alle Güter als Geschenk eignen, ist die zeitliche Komponente die adäquate Abgrenzung. Ausgaben, die unmittelbar vor Weihnachten getätigt werden und ein gewisses „Normalmaß“ überschreiten, können dem Weihnachtsgeschäft zugeordnet werden. Der zeitliche Vorlauf variiert sicher über die Güter und kann auch vom Wetter beeinflusst werden (so kann z. B. Schnee im November

Die Lage von Feiertagen und ihre Verschiebung im Kalender prägen die unterjährige Entwicklung der Einzelhandelsumsätze. Den deutlichsten — und für einige Branchen eminenten — Einfluß hat das Weihnachtsgeschäft. Dieser Effekt kann nur unter bestimmten Annahmen und mit Hilfe spezieller Modelle isoliert werden. Es liegt nahe, jene Umsätze, die in einem möglichst engen begrenzten Zeitraum vor den Feiertagen ein mit einem Modell errechnetes „Normalmaß“ übersteigen, als Weihnachtsgeschäft zu bezeichnen. Was theoretisch relativ einfach erscheint, stößt jedoch in der Praxis auf Schwierigkeiten.

schon frühzeitig Weihnachtsstimung aufkommen lassen). Je enger man den zeitlichen Rahmen absteckt, umso sicherer werden weihnachtsspezifische Ausgaben erfaßt sein. Eine enge zeitliche Abgrenzung ermöglicht auch repräsentative Aussagen über Veränderungen des Weihnachtsgeschäftes. Eine zu knappe Definition würde jedoch zu einer Unterschätzung des Niveaus führen.

Da für die Analyse nur Monatsdaten zur Verfügung stehen, bietet sich als zeitliche Eingrenzung des Weihnachtsgeschäftes der Dezember an. Dadurch wird sicher das Gesamtniveau etwas unterschätzt, Veränderungen und Bedeutungswandel im Zeitablauf können aber recht exakt wiedergegeben werden.

Die Umsatzspitze im Dezember bereitet für die statistische Analyse der Einzelhandelsreihen einige Schwierigkeiten. Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, das Weihnachtsgeschäft von der übrigen Umsatzentwicklung im Einzelhandel zu trennen und eine Ex-ante-Prognose für 1989 zu schätzen.

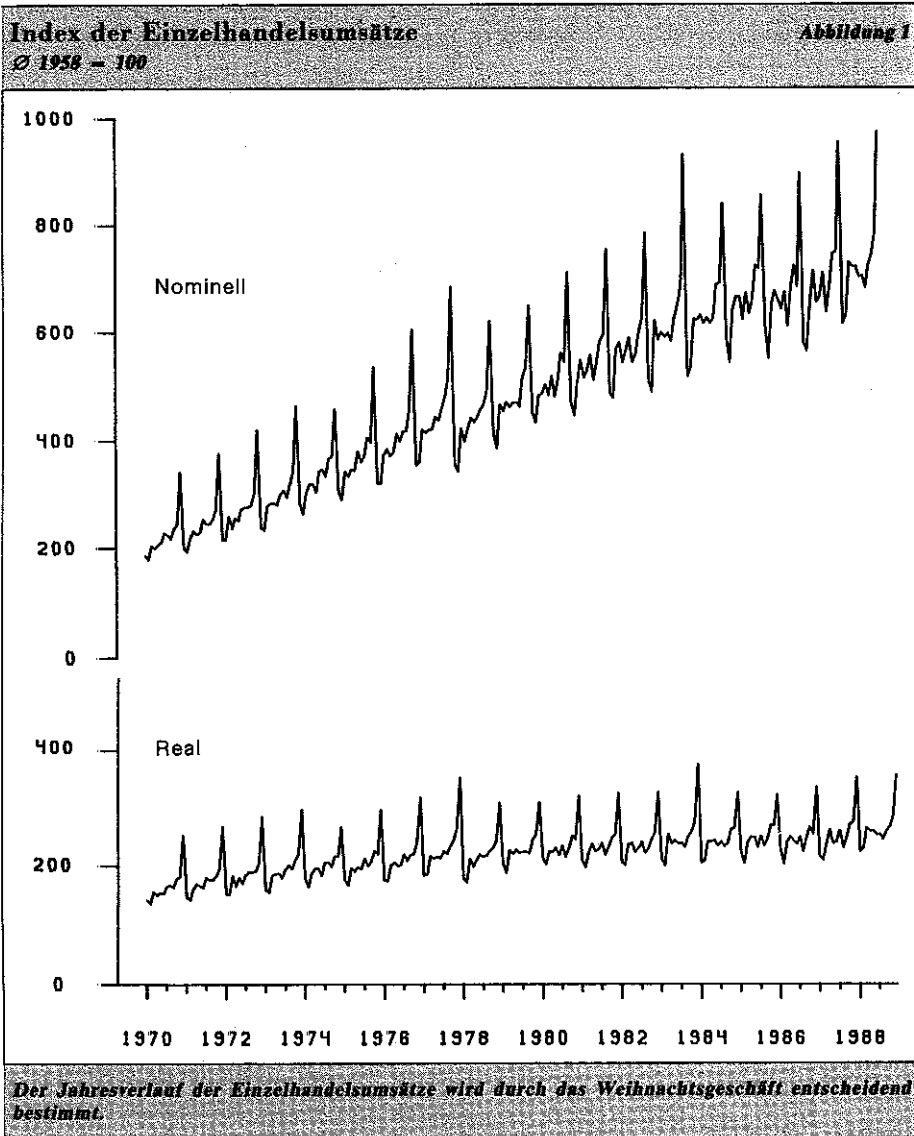
Nach der Theorie sind die Einzelhandelsumsätze nur um Saisoneinflüsse zu bereinigen; die dabei errechnete Saisonkomponente für den Dezember eines Jahres ergibt jeweils einen Schätzwert für das Weihnachtsgeschäft. In der Praxis tritt allerdings eine Reihe von Schwierigkeiten auf.

Die Saisonbereinigung von Reihen, deren Saisoneinfluß sich auf einen Monat konzentriert, bereitet traditionellen Verfahren, wie etwa Census X-11, grundsätzlich Probleme. Sondereinflüsse, denen Einzelhandelsumsätze häufig unterliegen, verschärfen diese Schwierigkeiten noch. An erster Stelle ist hier der Problembereich der Vorziehkäufe zu nennen. Bevorstehende Gesetzesänderungen, wie die Einführung oder Erhöhung der Mehrwertsteuer u. ä., veranlassen die Konsumenten, in näherer Zukunft geplante Anschaffungen vorzuziehen. Die Auswirkungen der in Übersicht 1 angeführten — für den Einzelhandel relevanten — fiskalpolitischen Maßnahmen auf die Umsätze

Wichtige einzelhandelsrelevante Maßnahmen der Fiskalpolitik

Übersicht 1

		Dummy-Variablen
1. Jänner 1973	Einführung der Mehrwertsteuer	δ_1
1. Jänner 1975	Zollsenkung	δ_2
1. Jänner 1978	Einführung der „Luxussteuer“	δ_3
1. Jänner 1984	Erhöhung der Mehrwertsteuer	δ_4
1. Jänner 1. Oktober 1987	Katalysatorregelungen	δ_5 und δ_6



liche Sprünge im Deflator als Umsatzänderungen der Branche interpretiert werden. Die Analyse der nominellen und der realen Umsatzindizes hingegen hilft, solche Fehlinterpretationen zu vermeiden (Daß die nominellen und die realen Reihen in den meisten Fällen in der Tendenz ganz gleich verlaufen, spricht für die Qualität der Deflatoren)

Weil diese ARIMA-Modelle nur eine Zwischenstufe der Untersuchung sind, soll hier nur das Modell für die realen Einzelhandelsumsätze insgesamt genauer beschrieben werden, um Aussehen und Struktur der geschätzten Modelle zu demonstrieren (Die Schätzwerte der Parameter dieses Modells sind in Übersicht 2 zusammengestellt; die Berechnung erfaßt den Zeitraum von Jänner 1970 bis August 1989.)

Obgleich das Modell offensichtlich höchst komplex ist, konnten relativ gesicherte Schätzwerte für die verschiedenen Effekte ermittelt werden. Die Interventionsvariablen ξ_i quantifizieren die Auswirkungen der in Übersicht 1 angeführten wirtschaftspolitischen Maßnahmen. Alle Parameter haben das erwartete Vorzeichen und sind signifikant von Null verschieden. Eine angekündigte Steuererhöhung löst, wie erwartet, einige Monate vor der Einführung Vorziehkäufe und unmittelbar nach der Einführung Umsatzeinbußen aus. Besonders ausgeprägt sind diese Umsatzeinbußen im Fall der „Luxussteuer“: Sie erreichen im Februar 1978 mit fast 10% ihren

sind in Abbildung 1 deutlich zu erkennen.

Ein zweites Problem (bedeuten „Kalendereffekte“). Die Umsätze des Einzelhandels sind an den einzelnen Wochentagen unterschiedlich hoch; die von Jahr zu Jahr varierende Wochentagszusammensetzung der Monate beeinflusst daher ihren Verlauf

Ein dritter Sonderfaktor ist der Ostereffekt. Das Kalenderdatum der Osterfeiertage schwankt von Jahr zu Jahr. Davon sind die Einzelhandelsumsätze im März und April betroffen. Erst nach Ausschaltung all dieser Sondereinflüsse aus den Ursprungsreihen ist eine brauchbare Saisonbereinigung möglich.

Wie man die Originalreihen von den Auswirkungen wirtschaftspolitischer Maßnahmen sowie von Kalender- und Ostereffekten befreien kann, hat Thury (1986A) detailliert beschrieben. Die vorliegende Arbeit be-

schränkt sich auf eine kurze Beschreibung der wichtigsten Schätzergebnisse

Die Umsätze des Einzelhandels insgesamt sowie jener Branchen, in denen das Weihnachtsgeschäft besonders große Bedeutung hat (Spiel- und Sportartikel, Uhren und Schmuckwaren, elektrotechnische Erzeugnisse, Textilwaren und Beklei-

ARIMA-Modelle für die Einzelhandelsumsätze

dung, Schuhe, Möbel und Heimtextilien, Metallwaren und Haushaltsgegenstände), werden durch ARIMA-Modelle abgebildet. Alle diese Modelle werden sowohl für die nominellen als auch für die realen Umsatzindizes geschätzt, weil über die Qualität der jeweiligen Deflatoren nichts bekannt ist; beschränkte man sich auf reale Werte, so könnten mögliche unerklär-

Zunächst sind mit Hilfe eines Modells Sondereinflüsse aus der Entwicklung des Einzelhandels zu filtern. Solche Sondereinflüsse sind fiskalische Maßnahmen, Kalendereffekte sowie der Ostertermin.

Höhepunkt und fallen danach exponentiell ab. Eine Quantifizierung des Volumens der Vorziehkäufe bei wichtigen Mehrwertsteueränderungen bietet Übersicht 3.

Die Kalendervariablen T_{it} geben die Bedeutung der einzelnen Wochentage für die Umsatzentwicklung wieder. Einzelheiten über ihre Konstruktion können Thury (1989) entnommen werden. Die Schätzwerte der einzelnen Wochentagsgewichte scheinen nicht unplausibel. Vor allem, daß Montage ein leicht negatives und

ARIMA-Modell der um Wochentags- und sonstige Kalendereffekte bereinigten realen Einzelhandelsumsätze

Übersicht 2

$$(1 - B)(1 - B^{12}) \ln EH_t =$$

$$0,0473 (1 - B)(1 - B^{12}) OD_t - 0,0041 (1 - B)(1 - B^{12}) T_{1,t} +$$

(0,0040) (0,0010)

$$+ 0,0044 (1 - B)(1 - B^{12}) T_{2,t} + 0,0064 (1 - B)(1 - B^{12}) T_{3,t} +$$

(0,0017) (0,0017)

$$+ 0,0008 (1 - B)(1 - B^{12}) T_{4,t} + 0,0156 (1 - B)(1 - B^{12}) T_{5,t} -$$

(0,0016) (0,0015)

$$- 0,0067 (1 - B)(1 - B^{12}) T_{6,t} + 0,0258 (1 - B)(1 - B^{12}) T_{7,t} +$$

(0,0018) (0,0054)

$$+ [0,0333 - 0,0541 B] (1 - B)(1 - B^{12}) \xi_{1,t} - 0,0760 (1 - B)(1 - B^{12}) \xi_{2,t} +$$

(0,0126) (0,0119) (0,0119)

$$+ [0,0586 + 0,0797 B + 0,0761 B^2 - 0,0757 B^3 - (0,0974 B^{1/12} - 0,8192 B)] (1 - B)(1 - B^{12}) \xi_{3,t} +$$

(0,0123) (0,0128) (0,0132) (0,0135) (0,0109) (0,0411)

$$+ [0,0363 + 0,0395 B + 0,0489 B^2 + 0,1094 B^3 - 0,0468 B^4] (1 - B)(1 - B^{12}) \xi_{4,t} -$$

(0,0120) (0,0121) (0,0121) (0,0129) (0,0121)

$$- 0,0350 (1 - B)(1 - B^{12}) \xi_{5,t} - 0,0269 (1 - B)(1 - B^{12}) \xi_{6,t} +$$

(0,0121) (0,0118)

$$+ (1 - 0,7130 B)(1 - 0,2002 B^{12}) a_t$$

(0,0514) (0,0685)

SE = 0,0159 DW = 2,11 Q(24) = 31,3

B = Verschiebungsoperator: $B^k y_t = y_{t-k}$
 EH = Index der Einzelhandelsumsätze real
 OD = Dummy für den Ostereffekt,
 ln = natürliche Logarithmen.
 $T_{1,t}$ = Zahl der Montage minus Zahl der Sonntage im Monat t
 $T_{2,t}$ = Zahl der Samstage minus Zahl der Sonntage im Monat t
 $T_{3,t}$ = Anzahl der Tage im Monat t
 $\xi_{1,t}$ = 1 im Dezember 1972 sonst 0,
 $\xi_{2,t}$ = 1 im Dezember 1974, sonst 0
 $\xi_{3,t}$ = 1 im Oktober 1977, sonst 0,
 $\xi_{4,t}$ = 1 im September 1983, sonst 0,
 $\xi_{5,t}$ = 1 im Jänner 1987, sonst 0,
 $\xi_{6,t}$ = 1 im Oktober 1987 sonst 0
 Kursive Zahlen in Klammern t-Statistik.

Freitage ein stark positives Gewicht erhalten, entspricht durchaus gängigen Vorstellungen. Das Gewicht der Samstage hat sich im Zeitablauf sehr verändert. Für die fünfziger und sechziger Jahre hat der Samstag ein positives Gewicht, weil die Geschäfte damals auch am Samstag ganztägig geöffnet waren. $T_{7,t}$ gibt nicht, wie man annehmen könnte, das Gewicht der Sonntage, sondern den Einfluß von Schaltjahren wieder und hat daher ein positives Vorzeichen.

Übersicht 4 vergleicht das Prognoseverhalten des ARIMA-Modells der realen Einzelhandelsumsätze über 1, 6 und 12 Monate mit dem exponentiellen Glätten nach Holt – Winters.

(Dieses Verfahren ist, wie Thury, 1986B, zeigt, eine gute Alternative zum ARIMA-Modell.) Prognose und tatsächliche Entwicklung sind in beiden Verfahren in allen Fällen hochkorreliert. In den Wurzeln aus den mittleren quadratischen Prognosefehlern (RMSE), die über die Größenordnung der begangenen Fehler Aufschluß geben, unterscheiden sich die beiden Verfahren hingegen signifikant: Für das ARIMA-Modell ist dieser Fehler nur etwa halb so groß wie für das Holt-Winters-Modell. Auch die Ungleichheitskoeffizienten – sie vergleichen mit einer einfachen „No-change“-Extrapolation (ein Wert unter 1 signalisiert Überlegenheit des Mo-

Durch Steueränderungen induzierte Vorziehkäufe

Übersicht 3

		Nominell	Real
		Mill S	
Einführung der Mehrwertsteuer	1973	602,2	425,3
Einführung der „Luxussteuer“	1978	4 455,0	2 714,2
Erhöhung der Mehrwertsteuer	1984	7 459,8	3 240,1

dells) – sind für das ARIMA-Modell wesentlich niedriger. Und letztlich deuten auch die Werte der aus einer Regression der Prognosen auf die Realisationen errechneten Koeffizienten auf eine Überlegenheit des ARIMA-Modells hin (optimale Prognosen: Regressionskoeffizient 1).

Überdies verschlechtert sich die Prognosequalität des ARIMA-Modells entgegen manchen Vorurteilen bei Ausdehnung des Prognosehorizonts von 1 auf 12 Monate nicht.

Saisonbereinigung und Quantifizierung des Weihnachtsgeschäftes

Die für die verschiedenen Einzelhandelsgrößen geschätzten ARIMA-Modelle sind nun Ausgangspunkt für eine theoretisch fundierte Saisonbereinigung dieser Reihen. Tests mit

Die um Sondereinflüsse bereinigte Einzelhandelsreihe wird mit Hilfe eines geeigneten Verfahrens in Trend, Saison- und irreguläre Komponente zerlegt. Das Volumen des Weihnachtsgeschäftes ergibt sich dann als Differenz zwischen kalenderbereinigtem Dezember-Umsatz und Trend.

zwei Saisonbereinigungsverfahren – einem auf einem ARIMA-Modell basierenden Ansatz von Hillmer – Tiao (1982) und dem auf der Schätzung von strukturellen Zeitreihenmodellen fußenden Verfahren von Harvey (1989) – brachten fast identische Ergebnisse. Die Entscheidung für die Methode von Harvey – für die bessere PC-Software zur Verfügung stand – bedeutete somit keinen Informationsverlust.

Die Zeitreihen der Einzelhandelsumsätze werden zunächst mit Hilfe der Parameter der geschätzten ARIMA-Modelle um Steuer- und Kalendereffekte bereinigt und durch die Schätzung von strukturellen Zeitreihenmodellen in Trend, Saison- und irreguläre Komponente zerlegt.

Die Frage, ob diese aufwendige Vorgangsweise entsprechende Vorteile gegenüber einer einfachen Bereinigung der Originalreihe mit X-11 bringt, beantwortet Abbildung 2 am Beispiel der realen Einzelhandelsumsätze: Die irreguläre Komponente nimmt im Idealfall den Wert 1 an (mul-

Prognosegenauigkeit des ARIMA-Modells *Übersicht 4*

	ARIMA-Modell	Holt-Winters-Verfahren
1 Monat voraus		
Korrelationskoeffizient . . .	0 9872	0 9543
Mittlerer quadratischer Fehler	0 0261	0 0502
Ungleichheitskoeffizient	0 0266	0 0986
Regressionskoeffizient	0 9668	0 9107
6 Monate voraus		
Korrelationskoeffizient . . .	0 9898	0 9644
Mittlerer quadratischer Fehler	0 0232	0 0443
Ungleichheitskoeffizient	0 0211	0 0770
Regressionskoeffizient	0 9723	0 9200
12 Monate voraus		
Korrelationskoeffizient . . .	0 9885	0 9540
Mittlerer quadratischer Fehler	0 0249	0 0494
Ungleichheitskoeffizient	0 0242	0 0957
Regressionskoeffizient	0 9635	0 9263

teil der errechneten saisonbereinigten Reihen sind, werden die mit X-11 bereinigten Reihen viel größere erratiche Schwankungen aufweisen als die mit der Harvey-Methode geschätzten

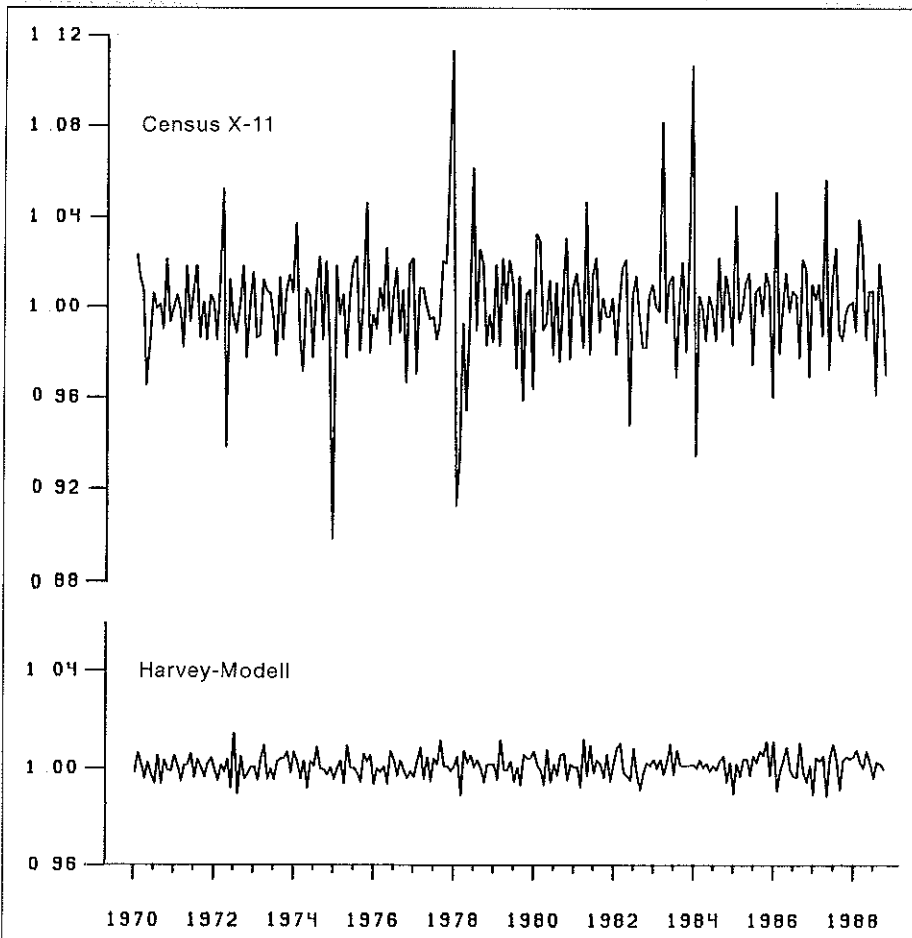
Die Saisonbereinigung einer Reihe ist nur ein weiterer Schritt auf dem Weg zur Quantifizierung des Weihnachtsgeschäftes. Abbildung 3 verdeutlicht (wieder am Beispiel der realen Einzelhandelsumsätze), wie eine solche Quantifizierung erfolgen könnte. Man könnte etwa die Differenz zwischen Dezember-Umsatz und Trend als Weihnachtsgeschäft bezeichnen. Daß diese Definition nicht unproblematisch ist, liegt nahe. Sie kann zu beträchtlichen Fehlschätzungen des Ausmaßes des Weihnachtsgeschäftes führen, weil in einem Jahr durchaus ein sehr gutes Weihnachtsgeschäft und ein infolge einer bestimmten Kalenderkonstellation schwacher Dezember-Umsatz zusammentreffen

können. Die Weihnachtseinkäufe, die ja spätestens am 24. Dezember getätigt werden, sollten davon, ob eine „günstige“ Lage der Feiertage für viele Anlaß zu einem Urlaub zwischen Weihnachten und Neujahr ist, weniger abhängig sein als der Umsatz im ganzen Dezember. In solchen Jahren wird also der Trend, der Indikator für den durchschnittlichen Umsatz in einem Monat ist, den Normalumsatz im Dezember kräftig überschätzen. Die Größenordnung des Weihnachtsgeschäftes wird demnach — als Differenz zwischen diesem Trend und der Originalreihe — erheblich unterschätzt werden. Eine Möglichkeit zur Korrektur dieser Fehleinschätzung liegt in der Kalenderbereinigung. Sie kompensiert den Effekt, daß der Trend zwangsläufig den Normalumsatz im Dezember überschätzt, durch eine entsprechende Korrektur der Originalreihe und gleicht damit die Tendenz zur Unterschätzung des Weihnachtsgeschäftes aus.

Multiplikativer Modellansatz). Nach dem Harvey-Modell schwankt sie viel schwächer um diesen Idealwert als nach X-11. Da diese irregulären Komponenten per definitionem Bestand-

Irreguläre Komponenten nach verschiedenen Saisonbereinigungsverfahren

Abbildung 2



In einem multiplikativen Modell sollte die irreguläre Komponente idealerweise den Wert 1 annehmen. Das Harvey-Modell kommt diesem Idealfall wesentlich näher als das Census-X-11-Verfahren.

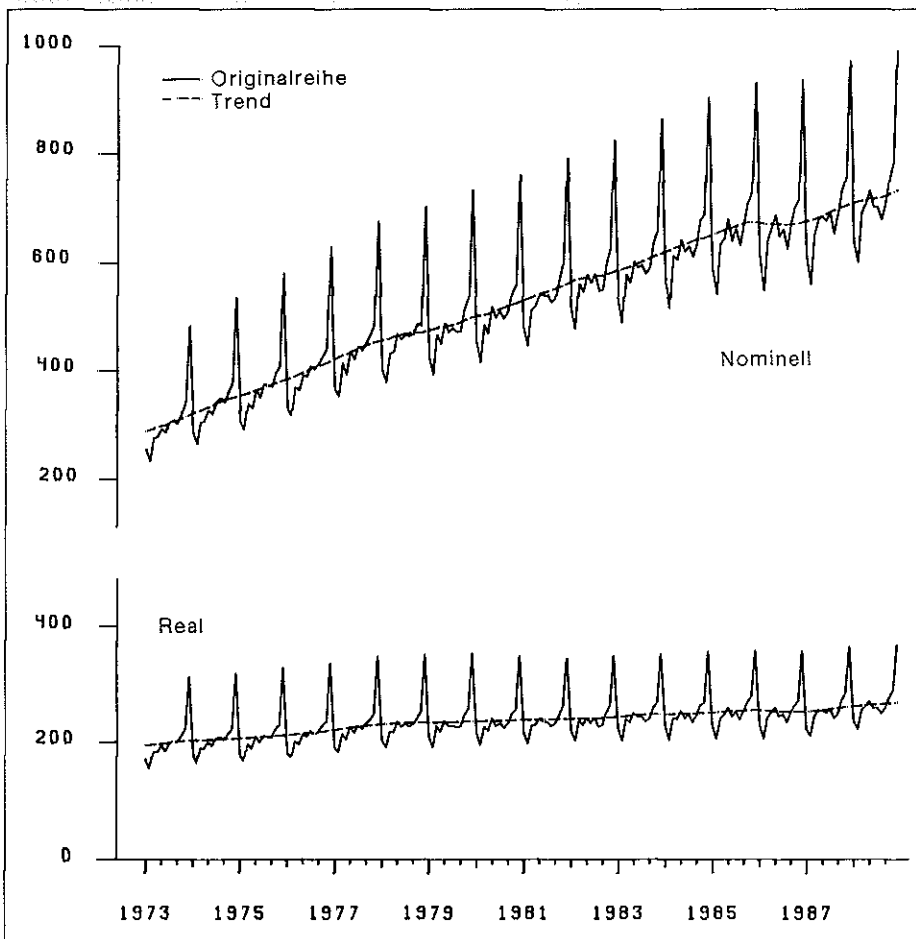
Die hier gewählte Methode ermittelt ein niedrigeres Niveau des Weihnachtsgeschäftes als der Ansatz des Instituts für Handelsforschung. Die Entwicklung stimmt jedoch — gemessen am Vorjahresvergleich — zumindest in den letzten drei Jahren relativ gut überein.

Wie erwähnt definiert die vorliegende Arbeit das Weihnachtsgeschäft des Einzelhandels als Differenz zwischen kalenderbereinigter Umsatzreihe und Trend. Die Veränderungsdaten dieser Größe sollten wertvolle Informationen über die Entwicklung des Weihnachtsgeschäftes im Zeitablauf liefern.

Demnach war das Weihnachtsgeschäft im Jahr 1988 schwach (nominell -2,9%, real -5,1%). Ein Grund dafür dürfte die Einschränkung verschiedener Formen der Sparförderungen im Zuge der Steuerreform 1989 gewesen sein. Sie war gegen Jahresende 1988 Anlaß für vermehrte Sparabschlüsse (z. B. Lebensversicherungen), die die verfügbaren Mittel für Weihnachtseinkäufe einengten.

Auch die Schätzungen des Instituts für Handelsforschung (IfH) zeigen für das Weihnachtsgeschäft 1988 einen — allerdings geringeren — Umsatzrückgang an (nominell -1,5%). Die Methode des IfH unterscheidet

Schätzung der Einzelhandelsumsätze im Weihnachtsgeschäft *Abbildung 3*
 Ø 1958 = 100



Das Weihnachtsgeschäft kann als Differenz zwischen den kalenderbereinigten Umsätzen im Dezember und dem Trend definiert werden.

sich jedoch von der hier gewählten: Sie beruht auf einer Befragung des Facheinzelhandels über die Umsatzentwicklung zwischen dem ersten und dem dritten Einkaufssamstag vor Weihnachten. Überdies werden Angaben über den Anteil der weihnachtsbezogenen Waren am Gesamtumsatz sowie eine Benotung der langen Ein-

kaufsamstage vor Weihnachten erbeten. Aus der Veränderung der Umsätze und des Anteils der weihnachtsbezogenen Käufe wird die Entwicklung des Weihnachtsgeschäftes im Vorjahresvergleich ermittelt. Das Niveau errechnet das IfH durch Gegenüberstellung der Umsätze der letzten zwei Monate und der ersten zehn Monate eines Jahres. Die Differenz, um die der Durchschnitt der Monate November und Dezember über dem Durchschnitt der ersten zehn Monate liegt, wird als Weihnachtsgeschäft ausgewiesen¹⁾.

Der Vorteil der Methode des IfH liegt in der genaueren zeitlichen Abgrenzung (mit dem ersten Einkaufssamstag und nicht mit dem 1. Dezember). Ob die subjektive Einschätzung der Händler, welche Ausgaben weihnachtsbezogen sind, ein Vorteil gegenüber der hier angewandten objek-

tiven Methode ist, kann nicht schlüssig beurteilt werden. Die einfache Niveauschätzung des IfH liefert sicher ein höheres Volumen als die Methode des WIFO, die nur das Weihnachtsgeschäft im Dezember mit Hilfe eines mathematisch anspruchsvollen Verfahrens ermittelt. Die WIFO-Methode ergab für das Jahr 1988 ein nominelles Volumen von rund 12 Mrd. S, die Schätzung des IfH von 18 Mrd. S. Für den Durchschnitt der Jahre 1986/1988 lieferten die Schätzungen des IfH ein nominelles Volumen von gut 16,5 Mrd. S, die WIFO-Methode von knapp 12 Mrd. S. Die Entwicklung des Weihnachtsgeschäftes wird in ihrer Tendenz (gemessen an der Vorjahresveränderungsrate) von den zwei Ansätzen etwa gleich wiedergegeben (Übersicht 5).

Die Bedeutung des Weihnachtsgeschäftes ist im Laufe der Zeit gesunken. Die Gründe dafür sind vor allem der wachsende Wohlstand, Änderungen im Konsumentenverhalten, geringere Geburtenzahlen sowie eine allgemein abnehmende Bedeutung des Weihnachtsfestes.

Auch die Tatsache, daß das Weihnachtsgeschäft immer mehr an Bedeutung verliert, läßt sich mit beiden Methoden belegen. Unterschiede ergeben sich jedoch im Ausmaß. Während der Anteil des Weihnachtsgeschäftes am Jahresumsatz nach Berechnungen des IfH von 5% Mitte der siebziger Jahre auf 4,2% im Durchschnitt der letzten drei Jahre (Pock, 1988) zurückgegangen ist, nahm er nach der Methode des WIFO in derselben Zeitspanne von 4,5% auf 3,2% ab.

Die sinkende Bedeutung des Weihnachtsgeschäftes dürfte mit der Zunahme des Wohlstandes, einer größeren Streuung der Auszahlung von Weihnachtsgeld, mit Änderungen im Konsumentenverhalten, geringeren Geburtenzahlen sowie einem offenbar abnehmenden Stellenwert des Weihnachtsfestes zusammenhängen. Der wachsende Wohlstand erlaubt den privaten Haushalten Geschenke, die früher zu Weihnachten gemacht wurden, jetzt auch zu anderen Anläs-

Entwicklung des Weihnachtsgeschäftes *Übersicht 5*

	Einzelhandelsumsätze WIFO ¹⁾		
	Nominell	Real	IfH ²⁾ Nominell
	Veränderung gegen das Vorjahr in %		
1986	+2,1	+1,7	+0,4
1987	+0,3	-1,4	+3,0
1988	-2,9	-5,1	-1,5

Q: Österreichisches Statistisches Zentralamt eigene Berechnungen, Institut für Handelsforschung. —
¹⁾ Differenz zwischen den kalenderbereinigten Umsätzen im Dezember und dem Trend —
²⁾ Hochgerechnete Befragungsergebnisse

¹⁾ Niveauschätzung und Ermittlung der Veränderung des Weihnachtsgeschäftes sind also nach der Methode des IfH voneinander unabhängig und daher nicht in Zusammenhang zu bringen.

Prognose des Weihnachtsgeschäftes im Einzelhandel 1989 *Übersicht 6*

	Umsätze	
	Nominell	Real
	Veränderung gegen das Vorjahr in %	
Umsätze des Einzelhandels	+ 8,1	+ 6,0
Spiel- und Sportartikel	+ 8,7	+ 9,1
Uhren und Schmuckwaren	- 1,4	+ 6,4
Elektrotechnische Erzeugnisse	+ 14,2	+ 13,7
Textilwaren und Bekleidung	+ 22,4	+ 19,8
Möbel und Heimtextilien	+ 15,2	+ 12,7
Übrige Waren	+ 1,2	1)

Q. Österreichisches Statistisches Zentralamt, eigene Berechnungen - 1) Kann nicht sinnvoll berechnet werden

sen Da zu Weihnachten insbesondere Kinder beschenkt werden, engen sinkende Geburtenzahlen den Expansionspielraum des Weihnachtsgeschäftes ein. Die zunehmende Aufsplitterung der Auszahlung des Weihnachtsgeldes (erste Hälfte im September, zweite Ende November) hat die Saisonauschläge in der Konsum- und Handelsentwicklung verringert²⁾ (Wüger, 1981). Der steigende Trend, zu Weihnachten eine Urlaubsreise anzutreten, verringert ebenfalls den Anteil des Einzelhandels am Weihnachtsgeschäft insgesamt. In manchen Jahren dürfte es zu einer Verlagerung zum Winterschlußverkauf gekommen sein. Für einige Branchen hat jedoch das Weihnachtsgeschäft, wie die Umsätze zeigen, immer noch eminente Bedeutung.

Die WIFO-Methode läßt auch eine Ex-ante-Prognose für das Weihnachtsgeschäft 1989 zu. Dafür standen Informationen über die Umsatz-

entwicklung bis zum August zur Verfügung. Die Berechnungen ergeben einen Zuwachs von nominell 8,1%

Prognose des Weihnachtsgeschäftes 1989

Real wird demnach der Umsatz um 6% höher sein als 1988 (Übersicht 6). Die prognostizierte Entwicklung des Weihnachtsgeschäftes ist konsistent mit der WIFO-Prognose des privaten Konsums für 1989, die für die zweite Jahreshälfte ein Wachstum gegenüber dem Vorjahr von rund 5% vorsieht. Die auf den ersten Blick sehr günstige Vorausschätzung des Weihnachtsgeschäftes wird durch die schwache Entwicklung in den letzten Jahren relativiert. Im wesentlichen wird nach dieser Prognose der reale Rückgang des Vorjahres ausgeglichen.

Die Modelle prognostizieren für heuer ein relativ gutes Weihnachtsgeschäft. Überdurchschnittlich wird es demnach in den Branchen Textilwaren und Bekleidung, elektrotechnische Erzeugnisse sowie Möbel und Heimtextilien verlaufen.

Die Prognose läßt heuer vor allem für Textilwaren und Bekleidung, für elektrotechnische Erzeugnisse sowie für Möbel und Heimtextilien hohe Umsätze erwarten. Für Spiel- und Sportartikel sowie insbesondere für Uhren und Schmuckwaren liefern die Modelle der realen Entwicklung unplausiblerweise günstigere Ergebnisse als die der nominellen. Das deutet auf

Probleme in den Deflatoren hin, die, wie erwähnt, Fehlinterpretationen auslösen können. Ob man für das Weihnachtsgeschäft mit Uhren und Schmuckwaren eine schwache oder eine durchschnittlich gute Entwicklung prognostiziert, hängt davon ab, ob man den auf nominellen oder den auf realen Daten basierenden Modellen mehr Glauben schenkt. Für Spielwaren und Sportartikel prognostiziert nur das reale Modell ein signifikant überdurchschnittliches Weihnachtsgeschäft 1989³⁾.

Die Prognose impliziert auch, daß entgegen dem langfristigen Trend und erstmals seit 1986, heuer der Anteil des Weihnachtsgeschäftes am gesamten Jahresumsatz nicht sinkt.

Literaturhinweise

Harvey A. Forecasting: Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge University Press, Cambridge, Mass., 1989.

Hillmer S. C., Tiao G. C. „An ARIMA Model-Based Approach to Seasonal Adjustment“ Journal of the American Statistical Association 1982, 77(377) S. 63-70.

Pock E. Weihnachtsgeschäft 1988 im österreichischen Einzelhandel. Institut für Handelsforschung, Presseausendung, Wien, 1988.

Thury G. (1986A), „The Consequences of Trading Day Variation and Calendar Effects for ARIMA Model Building and Seasonal Adjustment“ Empirica 1986, 13(1), S. 3-25.

Thury G. (1986B), „Macroeconomic Forecasting in Austria: An Agnostic Viewpoint“ Empirica 1986, 13(2), S. 173-186.

Thury G., „Kalendereffekte in der Industrieproduktion“ WIFO-Monatsberichte 1989, 62(8), S. 521-526.

Wüger M. „Dauerhafte Konsumgüter — Nachfrage und Ausstattung der österreichischen Haushalte“ WIFO-Monatsberichte 1981, 54(2), S. 63-78.

²⁾ Dieser Umstand könnte auch dafür verantwortlich sein, daß die Bedeutung des Weihnachtsgeschäftes im Zeitablauf nach der WIFO-Methode stärker zurückgeht als nach der Methode des IZH.

³⁾ Die Werte für die übrigen Waren ergeben sich als Differenz zwischen dem Einzelhandel insgesamt und den ausgewiesenen Branchen.