

*James H. Stock och Mark W. Watson**

Prognoser med ledande indikatorer, lärdomar av recensionen 1990 i Förenta Staterna

Denna artikel undersöker hur ekonomiska prognoser klarade av att förut-
säga recessionen i Förenta Staterna år 1990 och drar vissa lärdomar av
detta. Artikeln har tre specifika syften. Det första är att undersöka kort-
tidsprognoser under denna recession, framför allt sådana som gjorts med
en tidsseriemodell baserad på ledande ekonomiska indikatorer. Konjunk-
turnedgången 1990 erbjuder ett intressant studiematerial för att utvär-
dera prognosbeteende under exceptionella förhållanden, där en allmänt
svag ekonomi ställs inför utsikten att det blir störningar i utbudet på olja
och krig i Persiska Viken. En viktig slutsats av denna undersökning är, att
samband som historiskt sett fungerat väl, inte gjorde det då konjunktur-
omslaget skedde 1990 och under de närmast därpå följande månaderna.
Stora och ihållande prognosfel noterades. Med detta som utgångspunkt
är artikelns andra syfte att utreda ifall instabiliteten i prognosrelationerna
begränsar sig till enbart denna episod och bara till några få variabler.
Våra resultat stöder sig på de tre senaste decenniernas utveckling i USA
och de antyder att instabilitet snarare är regel än undantag för vissa kate-
gorier av ledande indikatorer, speciellt sådana som hämtats från finans-
marknaden. Därmed är vi framme vid det tredje syftet, vilket är att under-
söka beteendet hos prognossystem, som grundar sig på ledande indikator-
er, men som explicit tillåter tidsvariation i sambanden.

De flesta prognosmakare hade mycket svårt att förutse den branta ned-
gången i ekonomisk aktivitet hösten 1990, även en bra bit efter den offici-
ella konjunkturtoppen i juli 1990 (fastslagen av NBER*, övers. anm.).
Ekonomiska prognoser, som sammansatts i "Blue Chip"-översikten¹ visas
i huvuddrag i tabell 1. I maj 1990 stod Blue Chip-prognosmakarnas ge-
nomsnittsprognos för BNP:s tillväxt 1990–1991 på 2,3 %. Trots att olje-
priset sköt i höjden och börsen kraschade då Irak invaderade Kuwait i
början av augusti 1991, sjönk september månads Blue Chip-prognosme-

* Den forskning som rapporteras här utgör en del av forskningsbyråns National Bureau of
Economic Research (NBER) projekt om ledande indikatorer. Till en del finansierades forsk-
ningen med stöd av anslag nr. SES-89-1060L, beviljat av National Science Foundation
(USA). Artikeln är översatt av Lars-Erik Öller.

¹ "Blue Chip Survey" är en privat enkät, som riktar sig till cirka 50 professionella ekono-
miska prognosmakare. I urvalet ingår stora prognosföretag, enskilda prognosmakare inom
den privata sektorn och akademiska prognosinstitut. De tillfrågade uppger sina prognoser
för de viktigaste makroekonomiska aggregaten (inflation, BNP-tillväxt osv.).

deltal för tillväxten 1990–1991 bara till 1,2 %. Endast en femtedel förut-såg nolltillväxt eller en negativ BNP-tillväxt. På frågan om när följande recession skulle börja var det i majenkäten bara 10 % som angav året 1990. I september var denna andel ännu bara 50 %. Det anses dessutom att nedgångsprognoserna i september grundade sig på intuition snarare än på formella modeller.

Tabell 1 Makroekonomiska prognoser enligt Blue Chip-indikatorerna
Källa: Blue Chip Economic Indicators

A. Två års prognoser på BNP-volymens tillväxt

Enkät- datum	Prognos: 1990/1989			Prognos: 1991/1990		
	10 lägsta	m-tal	10 högsta	10 lägsta	m-tal	10 högsta
1990-05-10	1,5	2,0	2,4	1,6	2,3	3,0
1990-08-10	0,8	1,3	1,8	0,7	1,7	2,5
1990-09-10	0,8	1,1	1,4	0,0	1,2	2,4

B. Prognoser över vilket år nästa recession börjar, procent

Enkät- datum	– Det första väntade recessionsåret –					
	1989	1990	1991	1992	1993	1994
1990-02-10	6	23	19	23	29 ^a	–
1990-05-10	2	10	19	29	29	10 ^a
1990-09-10	–	50	8	10	28	4 ^a

Förklaringar:

Panel A: Siffrorna under m-tal avser ett aritmetiskt medeltal av de cirka 50 prognoserna i enkäten över följande tvåårsperiod. Enkätdatum anger när publicering skett. "10 lägsta" och "10 högsta" är karakteristika, som publiceras i Blue Chip Indicators och anger medeltalet bland de 10 högsta, resp. lägsta prognoserna.

Panel B. Fördelningen för svar på frågan: "När börjar nästa konjunkturedgång? Enkät-datum avser datum för publicering.

a) Omfattar dem som sagt att nästa recession börjar angivet år eller senare.

För att förstå orsaken varför prognoserna blev så dåliga är det nyttigt att undersöka de enskilda modellerna och prognossystemen i detalj. Här redovisas en sådan utvärdering av den prognosmodell med månatliga ledande indikatorer, som utvecklats i Stock och Watson (1989). Denna modell använder sig av sju ledande indikatorer för att prognosticera kort-siktstillväxten i den amerikanska ekonomin. Tillväxten mäts med ett index på fyra samtida indikatorer. Sedan modellen estimerades i början av år 1989 har den använts till att generera tre månatliga indexar: ett experimentellt samtida index (XCI), ett experimentellt ledande index (XLI) och ett experimentellt recessionsindex (XRI). Det månatliga XCI-indexet är en skattning av nuläget i ekonomin och är alltså sammansatt

av fyra samtida ekogrunder sig på laggkatorer. Indexet på senaste sex månader råkar in i en lågkorvärden ligger sålunda

I avsnitt 2 analysdell utföll under ko-träffsäkra prognoser nämnas att XLI-mo-dexet skulle sjunka i sis), medan den verkDäremot misslyckac i oktober och novemman använde sig avningpolitiken övergiansiella variabler – med olika löptid och tioner i jämförelse m optimism under hela och den stora allmår och att fortsatt nedg

Dessa resultat ger en förändring i de prensen eller omfattatidigare perioder? F relationer på modell

Dessa frågor beha resultat av en prelinde empiriska prognhanden att det finns sambanden. Detta g avsnitt 4 presenteraslationerna utvecklas eliminering av ihållanvändes har strängdande indikatorer, s tar artikeln.

1 Modellen och

Detta avsnitt ger en katorer, vilken utvec

last en femtedel förut-
 ågan om när följande
 10 % som angav året
 b. Det anses dessutom
 g på intuition snarare

hip-indikatorerna

Prognos: 1991/1990	
a m-tal	10 högsta
2,3	3,0
1,7	2,5
1,2	2,4

rocent

onsåret –	
1993	1994
29 ^a	–
29	10 ^a
28	4 ^a

le cirka 50 prognoserna i
 ring skett. "10 lägsta" och
 fors och anger medeltalet

nktur nedgång? Enkät da-

er senare.

låliga är det nyttigt
 temen i detalj. Här
 lell med månatliga
 son (1989). Denna
 prognosticera kort-
 n mäts med ett in-
 nerades i början av
 indexar: ett experi-
 lande index (XLI)
 månatliga XCI-
 alltså sammansatt

av fyra samtida ekonomiska indikatorer. XLI-indexet är en prognos, som grundar sig på laggade och samtida värden av ledande och samtida indikatorer. Indexet prognosticerar tillväxten i XCI-indexet under de närmaste sex månaderna. XRI är ett estimat för sannolikheten att ekonomin råkar in i en lågkonjunktur under de sex närmaste månaderna och dess värden ligger sålunda mellan noll och ett. Modellen skisseras i avsnitt 1.

I avsnitt 2 analyserar vi hur väl ekonomiska prognoser med denna modell utföll under konjunktur nedgången 1990. Modellen genererade rätt träffsäkra prognoser ända till försommaren 1990. Som ett exempel kan nämnas att XLI-modellen i juni 1990 prognosticerade att det samtida indexet skulle sjunka med 0,4 % under perioden juni-september (på årsbasis), medan den verkliga nedgången bara blev litet större, nämligen 0,8 %. Däremot misslyckades XLI med att prognosticera den branta nedgången i oktober och november 1990. En viktig orsak till detta prognosfel var att man använde sig av finansiella variabler under en lågkonjunktur, då penningpolitiken övergick från att vara neutral till att bli expansiv. Dessa finansiella variabler – lutningen på avkastningskurvan för statsobligationer med olika löptid och i något mindre grad riskpremien på företagsobligationer i jämförelse med statsskuldväxlar med samma löptid – signalerade optimism under hela denna tid, även sent på hösten 1990 när näringslivets och den stora allmänhetens uppfattning var att ett omslag redan inträffat och att fortsatt nedgång var oundviklig.

Dessa resultat ger upphov till två frågor. För det första: inträffade det en förändring i de prediktiva sambanden enbart ifråga om dessa räntedifferenser eller omfattade förändringen även andra serier under denna eller tidigare perioder? För det andra, hur inverkar förändringen i prediktiva relationer på modellbaserade prognoser med ledande indikatorer?

Dessa frågor behandlas i de två följande avsnitten. Avsnitt 3 innehåller resultat av en preliminär studie över hur pass utbredd instabiliteten är i de empiriska prognossambanden på reducerad form. Resultaten ger vid handen att det finns starkt stöd för hypotesen om instabilitet i prognossambanden. Detta gäller speciellt penningmängden och kreditvolymen. I avsnitt 4 presenteras resultaten från en modell som tillåter att prognosrelationerna utvecklas över tiden så att en anpassning till, och därmed en eliminering av ihållande prognosfel fortlöpande kan ske. Den modell som användes har strängt parametriserade tidsvarierande samband med de ledande indikatorer, som användes för att konstruera XLI. Avsnitt 5 avslutar artikeln.

1 Modellen och valet av variabler

Detta avsnitt ger en översikt av den modell för ledande och samtida indikatorer, vilken utvecklats som ett led i NBER:s indikatorprojekt. Avsikten

med NBER:s projekt är att dra nytta av de senaste framstegen vad gäller utbyggnaden av databehandlingskapaciteten såväl som utvecklingen inom tidsserieanalysen.

Detta prognossystem har tre komponenter. Den första är XCI, som ger ett månadsmått på real ekonomisk aktivitet. En motivering till att vi valt att konstruera ett sådant index är att det breda standardmättet på ekonomisk aktivitet, BNP-volym redovisas kvartalsvis. Tillgängliga månadsserier såsom industriproduktion och personlig realinkomst är relaterade till BNP, men de är behäftade med betydande mätfel och har dessutom antingen snävare eller en annorlunda omfattning än BNP.

Den andra komponenten, XLI användes till att prognosticera tillväxten i det samtida indexet på kort sikt, närmare bestämt under de följande sex månaderna.

Den tredje komponenten, XRI är en skattning av sannolikheten för att det blir recession under de närmaste sex månaderna. Att förutsäga vändpunkter har varit ett av grundproblemen i konjunkturanalysen och en hel del forskare har följt denna inriktning (se t. ex. Kling [1987], Hymans [1973], Neftçi [1982], Wecker [1979] och Zellner, Hong och Gulati [1987]). Istället för att direkt försöka förutse en vändpunkt prognosticerar XRI en 0/1 variabel, som anger om ekonomin kommer att befinna sig i en recession eller ej under en given månad. Låg- och högkonjunktur definieras som speciella mönster i den ekonomiska aktiviteten. Frågan om ekonomin om låt oss säga sex månader befinner sig i en recession eller inte är liktydig med frågan om den ekonomiska aktiviteten följer en bana, som om ett halvår går in i ett recessions- eller i ett expansionsmönster. Då man har kvantitativa definitioner för dessa två mönster kan sannolikheten för att ekonomin halkar in i en lågkonjunktur under en viss månad framöver beräknas genom stokastisk simulering med en modell, som prognosticerar framtida ekonomisk aktivitet.

Det samtida indexet och prognoser över tillväxttal

Vi skall nu övergå till en kort beskrivning av de modeller, som används för att beräkna XCI och XLI. En mer detaljerad diskussion finns i Stock och Watson (1989,1991). Vi använder genomgående $\mathbf{x}_t$ för att beteckna en vektor av de samtida månadsindikatorerna, vilka i denna empiriska tillämpning är (1) industriproduktionen, (2) arbetade timmar utanför jordbrukssektorn, (3) personlig realinkomst minus transfereringar och (4) försäljningen i detaljhandeln, samtliga logaritmerade så att $\Delta \mathbf{x}_t$ är månadstillväxten i de fyra variablerna. Analogt är $\mathbf{y}_t$ en vektor av ledande indikatorer, såsom antalet beviljade byggnadslov. Variablerna i $\mathbf{y}_t$ har transformerats så de blivit stationära, varmed menas, att de inte uppvisar stokastisk eller deterministisk trend. Indexet XCI är ett vägt medeltal av samtida och laggade värden av de fyra samtida variablerna i $\mathbf{x}_t$. Det har

konstruerats så att turcykeln. Indexet nadersperioden och samtida och laggac

Bägg indexen h dexmodell av det s tillämpats av t. ex. vidgning till tidsse tillämpas på tvärsn modellen är att kov laggade värden kan observerad (skalär) ekonomin. Den and den del, som inte är vara stationär och c variablerna, men k samtida delen av m

$$(1) \quad \Delta$$

$$(2) \quad \Delta$$

$$(3) \quad \phi$$

där (ϵ_t, η_t) icke är a Vi definierar $\Delta(L) =$ så att ett av elementen i modellen är $\gamma_t(L) =$

Ledande indikatorer värden på c_t . Det sk met

$$(4) \quad L$$

$$(5) \quad \mathbf{y}$$

där $\mathbf{v}_t = (\mathbf{v}'_{ct} \mathbf{v}'_{yt})'$ i oberoende av ϵ_t .

Indexet XCI är ϵ av den icke observerade tidpunkt t . Estimat, men på till i årstakt: $200(c_{t+6} - c_t)$ ser, dvs. månadstil

framstegen vad gäller
äl som utvecklingen

örsta är XCI, som ger
tivering till att vi valt
lardmättet på ekono-
llgängliga månadsse-
omst är relaterade till
ch har dessutom an-
NP.

rognosticera tillväx-
mt under de följande

sannolikheten för att

Att förutsäga vänd-
ranalysen och en hel
ng [1987], Hymans
, Hong och Gulati
unkt prognosticerar
ner att befinna sig i
högkonjunktur defi-
viteten. Frågan om
i recession eller inte
följer en bana, som
nsmönster. Då man
n sannolikheten för
ss månad framöver
som prognosticerar

eller, som används
ission finns i Stock
 $\mathbf{x}_t$ för att beteckna
i denna empiriska
le timmar utanför
sfereringar och (4)
så att $\Delta \mathbf{x}_t$ är må-
vektor av ledande
riablerna i $\mathbf{y}_t$ har
tt de inte uppvisar
t vägt medeltal av
erna i $\mathbf{x}_t$. Det har

konstruerats så att det mäter likartade rörelser i dessa serier över konjunk-
turcykeln. Indexet XLI är en prognos för XCI över den närmaste sexmå-
nadersperioden och är mätt på årsbasis. Det har beräknats med hjälp av
samtida och laggade värden på $\mathbf{x}_t$ och $\mathbf{y}_t$.

Bägge indexen har beräknats inom ramen för en dynamisk singel-in-
dexmodell av det slag som framläggs i Sargent och Sims (1977) och som
tillämpats av t. ex. Geweke (1977) och Singleton (1980). Detta är en ut-
vidgning till tidsserierdata av den mer kända faktormodellen, som ofta
tillämpas på tvärsnittsdata. Huvudidén med den dynamiska singel-index-
modellen är att kovariansen i de samtida variablerna för alla ledande och
laggade värden kan anses härstamma från en och samma källa c_t , en icke
observerad (skalär) variabel, som förväntas avspegla allmäntillståndet i
ekonomin. Den andra komponenten i varje samtida variabels tillväxt, dvs.
den del, som inte är knuten till ledande eller laggade värden på c_t , antages
vara stationär och okorrelerad med motsvarande komponenter i de andra
variablerna, men kan i övrigt uppvisa omfattande autokorrelation. Den
samtida delen av modellen specificeras på följande sätt:

$$(1) \quad \Delta \mathbf{x}_t = \beta + \gamma(L) \Delta c_t + \mathbf{u}_t,$$

$$(2) \quad \Delta(L) \mathbf{u}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

$$(3) \quad \phi(L) \Delta c_t = \delta + \eta_t,$$

där $(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \eta_t)$ icke är autokorrelerade och har en diagonal kovariansmatris.
Vi definierar $\Delta(L) = \text{diag}[d_{ii}(L)]$, där L är lagoperatorn. Man tidsfixerar c_t
så att ett av elementen i $\gamma(L)$, t. ex. $\gamma_i(L)$ sättes till γ_{i0} (i den empiriska
modellen är $\gamma_i(L) = \gamma_{i0}$ för tre av de fyra samtida variablerna i XCI).

Ledande indikatorer lägges till modellen för att man skall få framtida
värden på c_t . Det sker så att (3) ersättes av det vektorautoregressiva syste-
met

$$(4) \quad \Delta c_t = \mu_c + \lambda_{cc}(L) \Delta c_{t-1} + \lambda_{cy}(L) \mathbf{y}_{t-1} + v_{ct},$$

$$(5) \quad \mathbf{y}_t = \mu_y + \lambda_{yc}(L) \Delta c_{t-1} + \lambda_{yy}(L) \mathbf{y}_{t-1} + v_{yt},$$

där $\mathbf{v}_t = (v'_{ct} \ v'_{yt})'$ icke är autokorrelerade, har medelvärde noll och är
oberoende av $\boldsymbol{\varepsilon}_t$.

Indexet XCI är ett linjärt estimat med minsta kvadratmedelfel (MMS)
av den icke observerbara komponenten c_t , då man använder data fram till
tidpunkt t . Estimatet betecknas med $c_{t|t}$. XLI är också ett linjärt MMS
estimat, men på tillväxten i det samtida indexet ett halvår framåt uttryckt
i årstakt: $200(c_{t+6} - c_t)$ (vi påminner om att $\mathbf{x}_t$ anges i logaritmiska differen-
ser, dvs. månadstillväxt). Man använder data $(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t, \mathbf{x}_{t-1}, \mathbf{y}_{t-1}, \dots)$ för att

Tabell 2 Samtida och ledande indikatorer i XLI-modellen

<i>Transformation</i>	<i>Serie och förklaringar</i>
	<i>A. Samtida indikatorer</i>
Tillväxttal	Total industriproduktion.
– ” –	Personlig inkomst minus transfereringar, 1982 års priser.
– ” –	Detailhandels försäljning, 1982 års priser.
– ” –	Arbetade timmar utanför jordbruket.
	<i>B. Ledande indikatorer i XLI</i>
Nivå	Byggnadslov, nya privathus.
Tillväxttal	Verkstadsindustrins orderstock, varaktiga varor, 1982 års priser, utjämnad ^{a)} .
– ” –	Nominell handelsvägd växelkurs för USD mot GBP, DEM, FRF, ITL och JPY, utjämnad ^{a)} .
– ” –	Deltidsarbete utanför jordbruket beroende på låg grad av kapacitetsutnyttjande (U.S. Department of Labor, The Employment Situation, Household Survey), utjämnad ^{a)} .
Skillnad	Avkastningen på en portfölj av statsobligationer med konstant löptid på 10 år, utjämnad ^{a)} .
Nivå	Skillnaden i avkastning mellan företagsobligationer med sex månaders löptid och statsskuldväxlar med samma löptid (Federal Reserve Board).
– ” –	Skillnaden (spridningen) i avkastning mellan tio- och ettåriga statsobligationer.

^{a)} Utjämnings med filtret: $(1+2L+2L^2+L^3)$. Samtliga variabler utom växelkurser och räntor har säsongutjämnats.

estimera $200(c_{t+6}-c_t)$. Dessa MMS estimat får man genom att använda Kalmans filter, se Harvey (1989).

Modellen måste finjusteras i två avseenden för att man skall få prognoser i kalendertid. För det första revideras många av tidsserierna flera gånger och det kan vara fråga om stora ändringar. För att få MMS-estimat och prognoser på $(c_t, c_{t+1}, \dots)$, baserade på preliminära data måste man beakta revideringsprocessen. Det system, som används för att generera kalendertidsprognoser innehåller därför ytterligare några ekvationer, som modellerar mätfelet i preliminära data. För det andra publiceras vissa serier, t. ex. inom handeln, med en månads eftersläpning. Detta omöjliggör en mekanisk tillämpning av XCI/XLI-modellen. Men Kalmans filter är mycket lämpligt för att handskas med uteblivna observationer och de nödvändiga modifieringarna har gjorts i den modell som används för kalendertidsprognoser. En detaljerad beskrivning av hur vi handskats med de två typerna av oregelbundenheter i data framgår av Stock och Watson (1992). De samtida och ledande serierna i modellen valdes med hjälp av en stegvis regressionsprocedur, som beskrivs i Stock och Watson (1989). Serierna förklaras i tabell 2.

Empiriskt kan XCI betraktas som en månatlig proxyvariabel för BNP-volymen. Sexmånaderstillväxten i XCI är starkt korrelerad med tillväx-

ten i BNP-korrelatio
XCI är i stort sett d
om, så fluktuerar XC
växt (årsvärden) i
TILLVÄXT(BNP)=
 $R^2=0,69$). Alltså kon
växt på 1,3 %.

Recessionsprognoser

En av de viktigaste a
turnedgångar genom
tematiskt definierar v
-uppgång. Burns och
vändbar beskrivning
gång i aktiviteten ino
analytiker har förfina
karaktiserar en rec
måste leda till en av
flesta eller alla sekto
(bredd).

En allmänt accepterad "Kommittén för datatransaktioner" måste varje medlem i organisationen förstå och förneka styrka då den inte har någon som en konjunkturneutraliserare, som skulle begränsa

Den kvantitativa re
på ett enkelt sätt att t
period betecknas som
av tillväxt i det icke o
att det måste vara frå
eller ett par variabler
låg- eller högkonjunk
mönster: råkar ekon
den recession, och or
en konjunkturuppgå
av längden k (Δc_{t-k+1}
den sekvensen hamn

Efter litet experiment
sionsmönster. Enligt
 $b_{r,t}$ och stannar där u
mönstret, D_2 säger at
på varandra följande

modellen

1982 års priser.

1982 års priser,

USD mot GBP, DEM, FRF,

på låg grad av kapacitet

med konstant

med sex månader samma löptid (Federal

g mellan tio- och ettåriga

om växelkurser och räntor

genom att använda

man skall få prognoser av tidsserierna flera år att få MMS estimat. I våra data måste man ändå för att generera lågra ekvationer, som publiceras vissa sektioner. Detta omöjliggör Kalman's filter är korrelationer och de nödvändiga används för kalibrering av handskats med de av Stock och Watson valdes med hjälp av Stock och Watson (1989).

variabel för BNP-relaterad med tillväx-

ten i BNP-korrelationen är ungefär 0,9. Även om genomsnittstillväxten i XCI är i stort sett den samma som i BNP under den period det är fråga om, så fluktuerar XCI-tillväxten mer. Sambandet mellan ett kvartals tillväxt (årsvärden) i XCI och i BNP kan uttryckas med regressionen: $TILLVÄXT(BNP)=1,27+0,55 \times TILLVÄXT(XCI)$, (1960:I,...,1991:IV; $R^2=0,69$). Alltså kommer en nolltillväxt i XCI att svara mot en BNP-tillväxt på 1,3 %.

Recessionsprognoser

En av de viktigaste aspekterna med detta projekt är att förutse konjunktturnedgångar genom att använda XRI. Detta kräver i sin tur att man matematiskt definierar vad man menar med konjunktturnedgång, respektive -uppgång. Burns och Mitchell (1946, s. 3) ger en rätt vag, men ändå användbar beskrivning av en recession som en betydande och ihållande nedgång i aktiviteten inom många av ekonomins sektorer. Senare konjunkturanalytiker har förfinat dessa idéer och betonar tre kvalitativa drag som karakteriserar en recession: den måste räcka länge (varaktighet), den måste leda till en avsevärd nedgång (djup) och den måste omfatta de flesta eller alla sektorer, alltså inte bara en isolerad sektor eller region (bredd).

En allmänt accepterad konjunkturkronologi upprätthålles i USA av "Kommittén för datering av konjunkturcykler vid NBER". I praktiken måste varje medlem i kommittén väga samman de ovan nämnda egenskapernas styrka då denne avgör om en viss episod skall kunna klassificeras som en konjunktturnedgång. Kommittén avhåller sig från numeriska regler, som skulle begränsa dess rörelsefrihet.

Den kvantitativa recessionsdefinition som vi skall tillämpa här försöker på ett enkelt sätt att fånga den institutionella process som leder till att en period betecknas som en lågkonjunktur. Vi definierar en recession i termer av tillväxt i det icke observerbara läget i ekonomin, Δc_t . Däri ingår kravet att det måste vara fråga om något som berör hela ekonomin, inte bara en eller ett par variabler. Frågan om en sekvens $\{\Delta c_t\}$ skall betecknas som en låg- eller högkonjunktur behandlas som ett problem med att känna igen mönster: råkar ekonomin in i ett recessionsmönster, då benämnes perioden recession, och om den faller in i ett expansivt mönster, är det fråga om en konjunkturuppgång. De möjliga recessions- och expansionsmönstren av längden k ($\Delta c_{t-k+1}, \dots, \Delta c_t$) utgör delmängder i $\mathbf{R}^k$. I vilkendera mängden sekvensen hamnar avgör frågan om låg- eller högkonjunktur.

Efter litet experimenterande stannade vi vid två grundläggande recessionsmönster. Enligt det första, kallat D1 faller Δc_t under ett tröskelvärde $b_{t,t}$ och stannar där under de sex därpå följande månaderna. Det andra mönstret, D2 säger att Δc_t skall ligga under tröskelvärdet $b_{t,t}$ under 7 av 9 på varandra följande månader, inklusive den första och den sista måna-

den. Två grundläggande expansionsmönster definieras analogt, men så att tillväxten ligger över istället för under tröskelvärde $b_{e,t}$. Vi betraktar trösklarna som normalfördelade slumpvariabler, vilket är ett försök att beakta att vår modell utelämnar vissa variabler, som man kan tänka sig att NBER:s kommitté tittar på. En noggrannare beskrivning av hur recessionssannolikheten beräknas finns i Stock och Watson (1992).

Den publicerade XRI är den estimerade sannolikheten för att ekonomin kommer att befinna sig i en konjunkturedgång om sex månader. Men modellen kan också ge prognoser på en recession vid en helt godtycklig månad i framtiden, eller faktiskt också under förfluten tid. Sannolikheten för att ekonomin under månad $t+k$ befinner sig i en konjunkturedgång, givet data t.o.m. t betecknas med $P_{t+k|t}$. Med denna beteckning blir alltså $XRI = P_{t+6|t}$.

En jämförelse med USA:s handelsdepartements indexar

Det är nyttigt att göra en jämförelse mellan dessa tre indexar och de indexar på samtida och ledande indikatorer, som utges av USA:s handelsdepartement (DOC). DOC:s indexar utvecklade sig ur den konjunktur-analytiska tradition, som sträcker sig tillbaka till Mitchells och Burns' (1938) pionjärbete, där det ursprungliga förslaget finns att börja använda ett system av ledande indikatorer för att förutse konjunkturuomslag. Det finns fyra viktiga skillnader mellan DOC:s samtida index och XCI. Den första skillnaden är att även om i stort sett samma fyra serier ingår, så använder DOC sysselsättning (i personer, övers. anm.) utanför jordbruket, medan XCI använder dito arbetade timmar. För det andra ingår det i XCI både löpande och laggade värden av de samtida indikatorerna, medan DOC använder enbart samtida värden. Införandet av laggade värden är en följd av den MMS filtrering vi använder för att konstruera XCI. I praktiken faller dock den största vikten på löpande värden. Den tredje skillnaden är att en av de samtida serierna, detaljhandelns försäljning är tillgänglig först en månad senare än de övriga. Den komponent i modellen som tar hand om uteblivna observationer, gör ett MMS estimat baserat på endast de tre serier för vilka data finns. För det fjärde skiljer sig sättet att konstruera genomsnittstillväxten åt i de två fallen. DOC:s samtida index normaliseras så att dess tillväxt sammanfaller med tillväxten i BNP, vilket gör det möjligt att lägga olika vikt på den cykliska komponenten och på trendkomponenten. I praktiken blir det så att vikten på den cykliska komponenten är 1,83 gånger vikten på trendkomponenten. En följd av detta är att det under en period av låg tillväxt kan inträffa, att fastän varje komponent i serien uppvisar en tillväxt som är positiv, men ligger under medeltalet, så anger DOC:s sammansatta index negativ tillväxt. XCI har samma vikt på den cykliska som på trendkomponenten och undviker därmed detta dilemma. Vagningsfrågan får särskild betydelse då det gäller

att datera konjunkturpunkten är låg, men dexten diskuteras i de

XLI-indexet är be senare är en kumulerade komponenter av indikatorer stämde tidshorisonten ledande index historiskt före en konjunkturtopp dexet en dubbelroll: att tidigt varsla om v skiljer åt dessa båda tillväxten i XCI följer nomin kommer att be grund av större exakt ten för prognosen är bara och lättolkade. teende.

2 Lärdomar av 1

Prognos och utfall

Den sannolikhetsmo och estimerades med XCI, XRI och XL ungefär sammanfallit laggade indikatorer. å andra sidan utfalle på modellen.

Historiska värden kala linjerna visar de Då detta skrivs har N slagit fast botten för tillgängliga data ante turtoppen 1990. Mer skrivande stund gott

I teorin borde rece der före en recession före toppen 1990, me recession som då inl XLI-modellens träff 4. I figur 4a ser mar redovisade i årstakt

as analogt, men så
let $b_{e,t}$. Vi betraktar
t är ett försök att be-
an kan tänka sig att
vning av hur reces-
n (1992).
heten för att ekono-
g om sex månader.
vid en helt godtyck-
ten tid. Sannolikhe-
en konjunktured-
nna beteckning blir

lexar

tre indexar och de
s av USA:s handels-
ur den konjunktur-
itchells och Burns'
finns att börja an-
konjunkturuomslag.
da index och XCI.
na fyra serier ingår,
n.) utanför jordbru-
det andra ingår det
indikatorerna, me-
t av laggade värden
tt konstruera XCI.
värden. Den tredje
delns försäljning är
nponent i modellen
MS estimerat baserat
de skiljer sig sättet
DOC:s samtida ind-
d tillväxten i BNP,
a komponenten och
ten på den cykliska
renten. En följd av
äffa, att fastän varje
v, men ligger under
iv tillväxt. XCI har
n och undviker där-
ydelse då det gäller

att datera konjunkturtoppar, respektive -bottnar, när tillväxten vid vänd-
punkten är låg, men ändå positiv. Skillnaden mellan XCI- och DOC-in-
dexen diskuteras i detalj i Green och Becker (1992).

XLI-indexet är begreppsmässigt helt olik DOC:s ledande index. Det
senare är en kumulering av ett vägt medelvärde på tillväxttal för flera
komponenter av indikatorer och beräknas inte i form av prognoser för be-
stämda tidshorisonter. Dess komponenter har istället valts så att DOC:s
ledande index historiskt sett uppvisat en vändpunkt ungefär sex månader
före en konjunkturtopp, resp. -botten. I detta avseende spelar DOC-in-
dexet en dubbelroll: att prognosticera tillväxt i ekonomin som helhet och
att tidigt varsla om vändpunkter i konjunkturen. XLI- och XRI-indexen
skiljer åt dessa båda funktioner. XLI har utvecklats till att prognosticera
tillväxten i XCI följande halvår, medan XRI är en skattning av ifall eko-
nomin kommer att befinna sig i en recession eller ej om sex månader. På
grund av större exakthet beträffande vad man vill förutse och tidshorison-
ten för prognosen är det möjligt att XLI och XRI blir mer direkt använd-
bara och lättolkade. I varje fall är det enklare att utvärdera deras be-
teende.

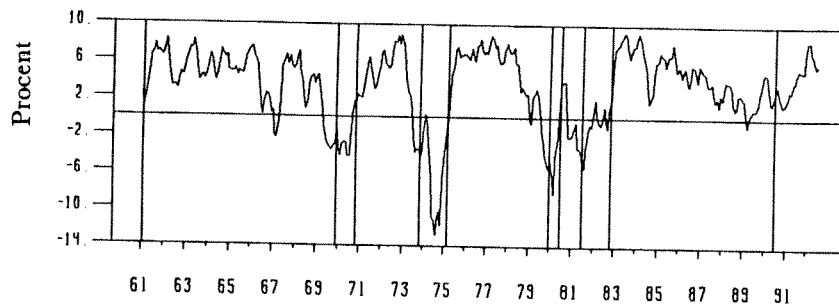
2 Lärdomar av 1990 års recession

Prognos och utfall

Den sannolikhetsmodell som beskrevs i föregående avsnitt formulerades
och estimerades med data t o m september 1988. Sedan maj 1989 har
XCI, XRI och XLI publicerats månatligen. Publiceringsdatum har
ungefär sammanfallit med publicerandet av DOC:s ledande, samtida och
laggade indikatorer. En jämförelse mellan å ena sidan XLI och XRI och
å andra sidan utfallet sedan oktober 1988 blir därför ett äkta *ex ante* test
på modellen.

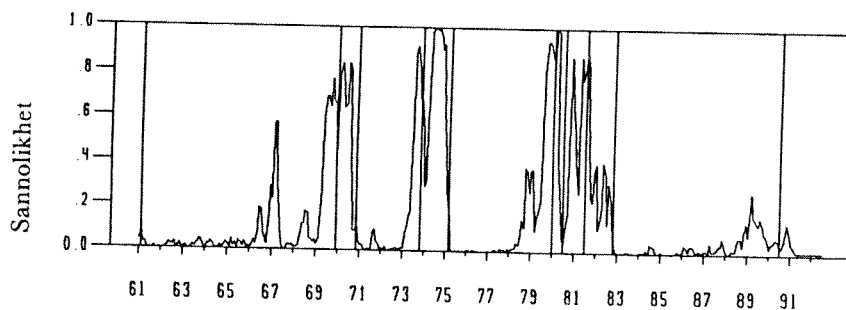
Historiska värden på XLI, XRI och XCI ges i figurerna 1–3. De verti-
kala linjerna visar de av NBER och officiellt angivna konjunkturuomslagen.
Då detta skrivs har NBER:s konjunkturrella dateringskommitté ännu inte
slagit fast botten för den lågkonjunktur som inleddes år 1990. Enligt nu
tillgängliga data antog XCI i mars 1991 sitt lägsta värde sedan konjunktur-
turtoppen 1990. Men tillväxten har varit låg även sedan dess och ligger i
skrivande stund gott och väl under genomsnittstakten.

I teorin borde recessionssannolikheterna i figur 2 vara höga sex måna-
der före en recession. Ett slående drag i kurvan är hur bra den fungerar
före toppen 1990, men hur illa den klarar tiden strax före och under den
recession som då inleddes. En mer detaljerad historisk beskrivning av
XLI-modellens träffsäkerhet, baserad på data t o m. juli 1992 visas i figur
4. I figur 4a ser man prognoser tre månader framåt jämfört med XCI,
redovisade i årstakt. Samma redovisning, men för XLI sex månader



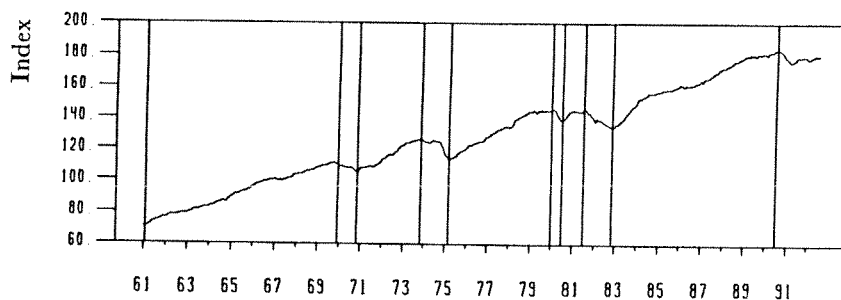
Figur 1

Det experimentella indexet med ledande indikatorer: historiska värden sedan år 1961



Figur 2

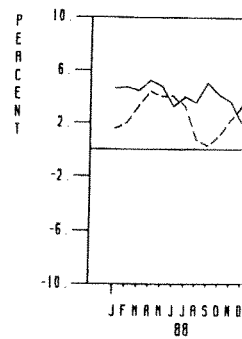
Det experimentella recessionsindexet: historiska värden sedan år 1961



Figur 3

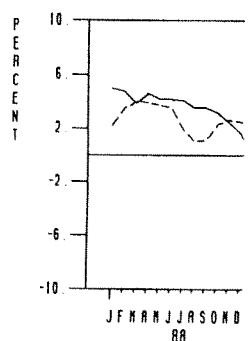
Det experimentella indexet för samtida indikatorer: historiska värden sedan år 1961

Obs! De vertikala linjerna anger konjunkturtoppar och -bottnar enligt NBER.



Figur 4 a. XLI-model
årsbasis

Heldragen linje: XCI
Streckad linje: prognos

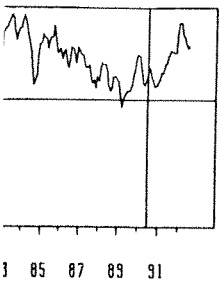


Figur 4 b. XLI-model
årsbasis

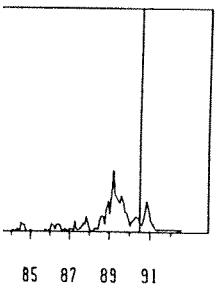
Heldragen linje: XCI
Streckad linje: prognos

framåt anges i figur 4b
söka modellens funktion
1990, under sommaren
Ett sammandrag har g
av medelkvadratfelet
(MAE).

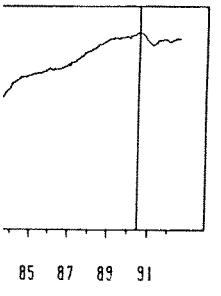
Träffsäkerheten är r
vintern 1989 steg ränt
att detta berodde på a
flationen. Räntan på s



: historiska värden

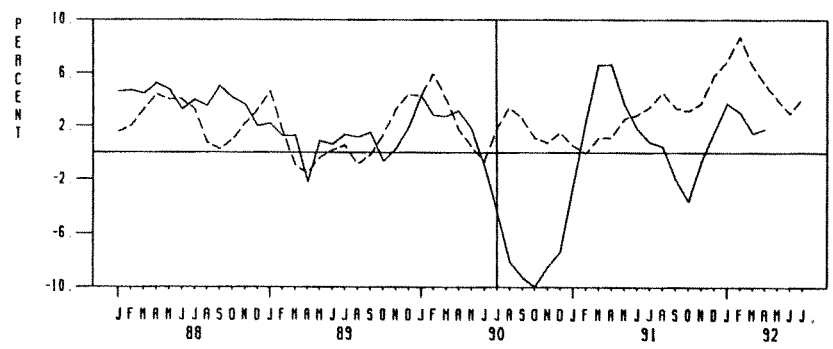


n sedan år 1961



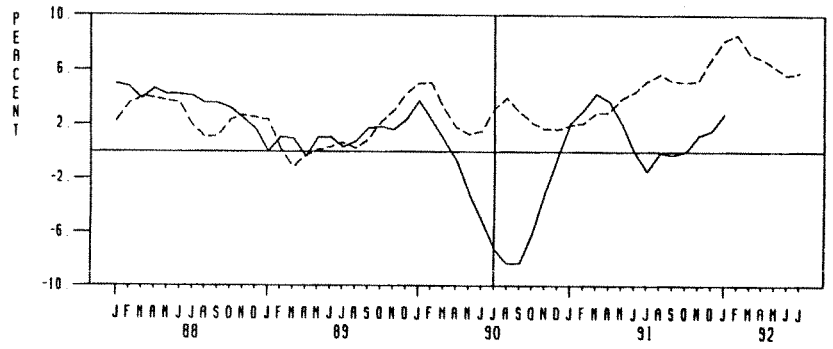
historiska värden

h -bottnar enligt



Figur 4 a. XLI-modellens historiska beteende, tre månaders tillväxt på årsbasis

Heldragen linje: XCI-utfall
Streckad linje: prognos



Figur 4 b. XLI-modellens historiska beteende, sex månaders tillväxt på årsbasis

Heldragen linje: XCI-utfall
Streckad linje: prognos

framåt anges i figur 4b. Av figuren framgår att det kan löna sig att undersöka modellens funktion under tre episoder: mellan oktober 1988 och maj 1990, under sommaren och förhösten 1990 och från januari 1991 framåt. Ett sammandrag har gjorts i tabell 3, där träffsäkerheten anges med roten av medelkvadratfelet (RMSE) och med genomsnittligt absolut fel (MAE).

Träffsäkerheten är rätt god under den första perioden. Hösten 1988 och vintern 1989 steg räntorna markant i USA. Det har på flera håll påståtts att detta berodde på att Federal Reserve på så sätt försökte hålla nere inflationen. Räntan på statsskuldväxlar med sex månaders löptid steg t. ex.

Tabell 3 Prognoser med XLI-modellen: sammanfattande karakteristikor

Observationsperiod	RMSE	MAE
1962-01...1988-09	2,89	2,32
1980-01...1988-09	3,50	2,94
1980-01...1990-08	3,54	2,83
1988-10...1990-08	3,72	2,32
1988-10...1990-04	1,45	1,20
1990-05...1990-12	8,21	7,47
1991-01...1992-01	4,22	3,63

Roten av kvadratmedelfelet (RMSE) och det genomsnittliga absoluta felet (MAE) har beräknats på skillnaden mellan sex-månaders tillväxttal för XLI och XCI. Den första kolumnen visar den varierande observationsperioden, där övre gränsen anger när prognosen gjordes. Sålunda anger 1992:1 den sista månaden för vilken XCI var känt då tabellvärdena räknades.

från 5,5 % i oktober 1988 till 8,85 % i mars 1989. När ränteläget lättade våren 1989 blev XLI-indexets indikatorer från finansmarknaden mer optimistiska: i juli hade skillnaden mellan företagsobligationer och stats-skuldväxlar sjunkit till 58 räntepunkter, bara något över medeltalet för hela efterkrigstiden och långt under toppvärdet i mars, 113 punkter. Med en sådan nedgång i räntenivån och ränteskillnad förutsåg XLI starkare tillväxt. Utgående från oreviderade data (dvs. som XLI ursprungligen beräknats) utvisade XLI -1,1 % för mars, men 0,7 % för juli 1989. XLI-prognosen stod i stort sett i överensstämmelse med prognoser i den ekonomiska pressen vid denna tid i fråga om de allmänna ekonomiska utsikterna. Den oro över det allmänna läget, som rådde i början av våren förbyttes under försommaren till försiktig optimism²⁾. Såsom framgår av figur 4 genererade XLI mycket bra prognoser över den allmänna ekono-

²⁾ Som ett exempel kan nämnas att Michael P. Niemira från Mitsubishi Bank den 1 juni i New York Times (s. C1) kommenterade det av USA:s handelsdepartement föregående dag publicerade ledande indexet på följande sätt: "the message is more strength still in the pipeline (budskapet är att mer styrka är i sikte)". Längre fram i artikeln står det: "Weakness in various measures of output and sales have signaled that economic growth is slowing and raised some concerns about a possible recession. The slowdown has also, however, raised hopes that the Federal Reserve might ease the tight grip it has kept on monetary policy for more than a year (Svaghetsstecken i vissa mått på produktion och försäljning har signalerat fallande ekonomisk tillväxt och väckt en del oro över att en konjunkturnedgång kunde stå för dörren. Men tecknen har också närt hoppet att centralbanken kunde lätta på det hårda grepp om penningpolitiken den hållit under mer än ett års tid)". Samma dag citeras Gary Ciminero från Fleet/Norstar Financial Group i Wall Street Journal (s. A2): "I think it (the DOC Leading Index) means that if we do encounter a more significant slowdown in the economy, it's not going to occur in the next few months. I think we'll encounter a recession at the start of next year (Jag tror det (DOC:s ledande index) säger att om vi står inför en mer betydande nedgång i ekonomin, så kommer denna inte att inträffa under de närmaste månaderna. Jag tror vi får en recession i början av nästa år)".

miska aktiviteten, ir ringen gjorts, utan ä XRI stigande sannol i mars 1989, varefter

Den andra periode prognosen tre månad årstillväxt. Utfallet n bli så kort som bara långsam tillväxt. Sor att den stannade und 1991. Denna prognos var 3,6 %, utfallet bl procentenheter i årlig ser på kortare sikt skedde först i oktober data tom. oktober, en vember var med i pr sjönk brant med väx 23 % för prognoser ti

Så kommer vi till prognosfelen för den den och överstiger oc än under sommaren period i början av 19 utspått tillväxt över g

Det finns bara två andra perioden, mer god mellan dessa seri kerhet kan därför inte anses återspegla ett s tida indikatorer.

En analys av progr studerat ett stort ant modellens historiska var främst länken m samtida ekonomiska

Hur växelkurser och 1990

De fyra finansiella va avkastningen på 10-å åriga och ettåriga ob

nde karakteristikor

ita felet (MAE) har be-
XCI. Den första kolum-
ger när prognosen gjor-
it då tabellvärdena räk-

ränteläget lättade
arknaden mer op-
ationer och stats-
ver medeltalet för
113 punkter. Med
tsåg XLI starkare
ursprungligen be-
r juli 1989. XLI-
noser i den ekono-
konomiska utsik-
rjan av våren för-
om framgår av fi-
allmänna ekono-

ishi Bank den 1 juni i
ment föregående dag
ngth still in the pipe-
tår det: "Weakness in
rowth is slowing and
also, however, raised
monetary policy for
iljning har signalerat
rnedgång kunde stå
le lätta på det hårda
ma dag citeras Gary
. A2): "I think it (the
tant slowdown in the
encounter a recession
tt om vi står inför en
fa under de närmaste

miska aktiviteten, inte endast på sex månaders sikt, för vilken optime-
ringen gjorts, utan även på tre månaders sikt. Under denna period angav
XRI stigande sannolikhet för lågkonjunktur, med ett maximum på 32 %
i mars 1989, varefter sannolikheten föll brant.

Den andra perioden löper från juni till november 1990. Som vi sett blev
prognosen tre månader framåt med observationer tom. juni 1990 -0,8 % i
årstillväxt. Utfallet mätt med XCI blev 0,4 %. Men nedgången förutsågs
bli så kort som bara tre månader för att därefter övergå i positiv, om än
långsam tillväxt. Som en följd härav blev recessionssannolikheten så låg,
att den stannade under 5 % för varje månad från augusti 1990 till februari
1991. Denna prognos skulle visa sig vara helt fel. XLI-indexet för augusti
var 3,6 %, utfallet blev -7,3 %, ett prognosfel på 10,9 procentenheter (sex
procentenheter i årlig BNP-tillväxt). Här bör man dock inflika att prognoser
på kortare sikt angav stigande recessionssannolikhet, men detta
skedde först i oktober eller november. Till exempel visade $P_{t|t}$ baserad på
data tom. oktober, en recessionssannolikhet på 28 % och när data för no-
vember var med i prognosunderlaget blev sannolikheten 80 %. Men den
sjönk brant med växande prognoshorisont och låg i november på bara
23 % för prognoser tre månader framåt i tiden.

Så kommer vi till den sista perioden, som börjar i januari 1991. XLI-
prognosfelen för denna period är visserligen större än för den första perio-
den och överstiger också observationsperiodens, men de är mycket mindre
än under sommaren och hösten 1990. Märk att med undantag för en kort
period i början av 1991 har XLI konsekvent varit för optimistiskt och för-
utspått tillväxt över genomsnittet.

Det finns bara två kvartalsobservationer på XCI och BNP för den
andra perioden, men det verkar ändå som om överensstämmelsen vore
god mellan dessa serier under denna period. XLI-indexets dåliga träffsä-
kerhet kan därför inte tillskrivas länken mellan XCI och BNP, utan måste
anses återspegla ett sammanbrott av relationen mellan ledande och sam-
tida indikatorer.

En analys av prognosfelen gjordes i Stock och Watson (1992). Sedan vi
studerat ett stort antal felkällor kom vi till slutsatsen, att vissa av XLI-
modellens historiska samband inte fungerade under 1990-episoden. Det
var främst länken mellan de finansiella variablerna och måtten på den
samtida ekonomiska aktiviteten som klickade.

*Hur växelkurser och räntedifferenser utvecklade sig under recessionen
1990*

De fyra finansiella variablerna i XLI är ett vägt medeltal av växelkurser,
avkastningen på 10-åriga statsobligationer, skillnaden i avkastning på 10-
åriga och ettåriga obligationer (avkastningskurvans lutning) och skillna-

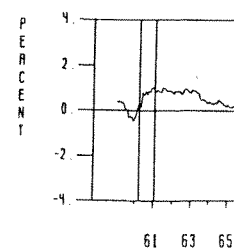
den i avkastningen mellan sex månaders företagsobligationer och stats-skuldväxlar med samma löptid (riskpremien). Dessa två räntedifferenser har tidigare visat sig vara pålitliga prediktorer av den ekonomiska aktiviteten och det är därför intressant att undersöka hur de utvecklade sig under konjunktturnedgången 1990.

Avkastningskurvans lutning har länge förutsagt den ekonomiska aktiviteten och dess empiriska samband med totalproduktionen har varit utpräglat stabilt. Grafiskt återges denna lutning i figur 5a. Negativa värden, dvs. högre korta än långa räntor har alltid signalerat lägre tillväxt under de närmaste sex månaderna, vilket man ser om man jämför figurerna 5a och 5c (som visar sex månaders tillväxtutfall enligt XCI, alltså $c_{t+6|t+6} - c_{t|t}$). Detta samband förklaras i allmänhet teoretiskt med förväntningar beträffande strukturen för räntor med olika löptid (term structure of interest rates). En av de ledande teorierna är att om penningpolitiken temporärt är kontraktiv kommer den nuvarande korta räntan att överstiga förväntad kort ränta i framtiden (antingen pga. hög realränta nu eller låga inflationsförväntningar) och då resulterar den strikta penningpolitiken i lägre produktion. Alltså skulle lutningen i avkastningskurvan kunna användas som ett mått på den ekonomiska politiken. Estrella och Hardouvelis (1989) innehåller en närmare diskussion om teorin och dess empiriska stöd.

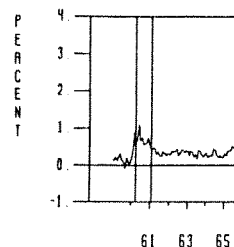
Avkastningskurvan avviker under konjunktturnedgången 1990 på ett iögonenfallande sätt från sitt tidigare mönster. Det är belysande att kontrastera dess beteende runt konjunkturtoppen 1990 med hur den såg ut just före topparna i november 1973, januari 1980 och juli 1981. Vid var och en av de tidigare topparna hade avkastningskurvan klart negativ lutning. Skillnaden mellan 10-års- och ettårsobligationer var respektive -0,61, -1,59 och -1,39 månaden före konjunkturtoppen, medan den i juli 1990 låg på +0,38. Istället för att peka nedåt var alltså avkastningskurvan uppåtriktad och lutningen ökade. Lutningen har förblivit starkt positiv och då detta skrives står den på sitt högsta värde sedan andra världskriget. Ändå var den ekonomiska tillväxten (figur 5c) mycket svag under år 1991.

Den andra räntedifferensen, riskpremien visas i figur 5b. Även denna tidsserie har varit klart stigande före tidigare recessioner. En naturlig tolkning av detta samband är att differensen avspeglar riskpremien för privat kontra offentlig skuldsättning, när båda har samma (korta) löptid. Därför ger differensen ett mått på en konkurspremie. Då de ekonomiska förhållandena försämrats, säger teorin att premien stiger, vilket ger en förklaring till variabelns prediktiva egenskaper. En detaljerad diskussion av denna och andra teorier kring detta prediktiva samband och en empirisk utvärdering finner man i Friedman och Kuttner (1992) och i Bernanke (1992).

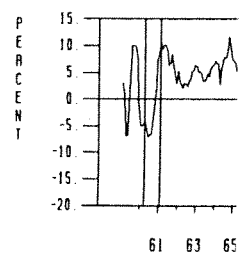
Precis som fallet var med avkastningskurvan bröt också denna prediktiva relation samman under 1990. Riskpremien växte 1989, men sommaren 1990 låg den vid eller under sitt efterkrigsgenomsnitt. Den steg faktiskt



A. Skillnaden i avkastningar



B. Skillnaden (spridning) och på stats



C. Realiserad tillväxt

något senhösten 1990 mått legat på mycket der av robust ekonon

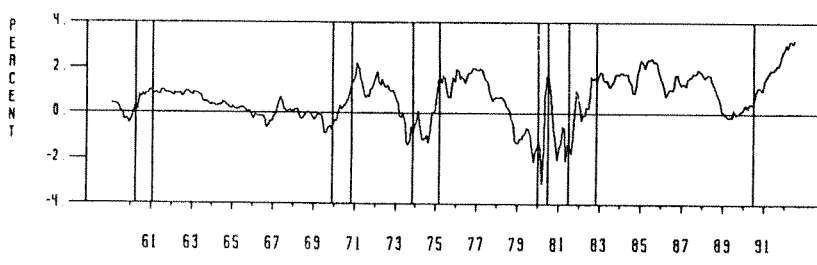
Man måste vara fö korta episod. I följar var unik för just den bland empiriska sam

ligationer och stats-
två räntedifferenser
i ekonomiska aktivi-
e utvecklade sig un-

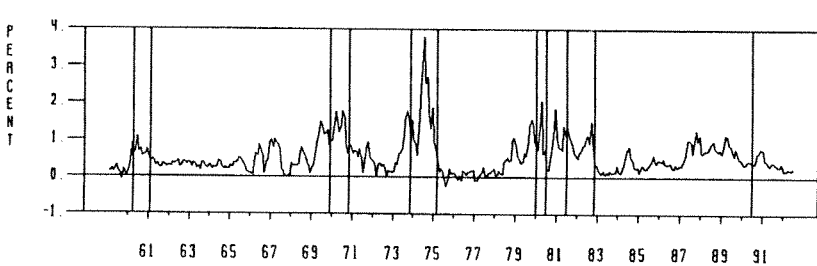
i ekonomiska aktivi-
tionen har varit ut-
a. Negativa värden,
lägre tillväxt under
an jämför figurerna
enligt XCI, alltså
retiskt med förvänt-
ptid (term structure
m penningpolitiken
ta räntan att över-
a. hög realränta nu
len strikta penning-
avkastningskurvan
litiken. Estrella och
om teorin och dess

ngen 1990 på ett iö-
lysande att kontras-
hur den såg ut just
i 1981. Vid var och
art negativ lutning.
r respektive -0,61,
n den i juli 1990 låg
ningskurvan uppåt-
tarkt positiv och då
världskriget. Ändå
under år 1991.

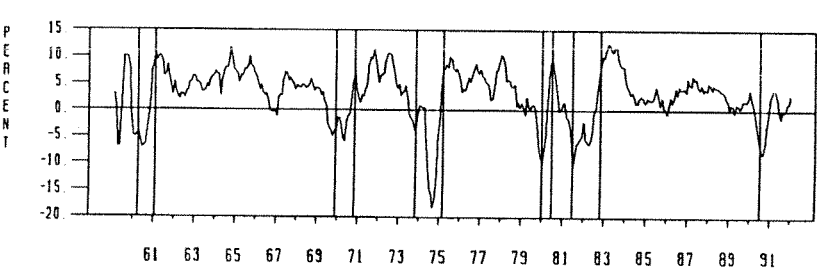
ur 5b. Även denna
er. En naturlig tolk-
kpremien för privat
orta) löptid. Därför
ekonomiska förhål-
tet ger en förklaring
iskussion av denna
en empirisk utvär-
i Bernanke (1992).
ckså denna predik-
1989, men somma-
tt. Den steg faktiskt



A. Skillnaden i avkastning mellan 10- och ettåriga amerikanska statsobligationer



B. Skillnaden (spridningen) mellan sex månaders ränta på företagsobligationer och på statsskuldsväxlar med samma löptid.



C. Realiserad tillväxt enligt XCI

Figur 5

något senhösten 1990, men uppgången blev kort. Sedan dess har detta mått legat på mycket låg nivå, vilket historiskt varit förknippat med perioder av robust ekonomisk tillväxt.

Man måste vara försiktig med att dra allmänna slutsatser av denna rätt korta episod. I följande avsnitt undersöker vi ifall prognosinstabiliteten var unik för just denna period eller symptomatisk för en vanlig företeelse bland empiriska samband i reducerad form.

3 Belägg för instabilitet i prognossamband i reducerad form bland andra ledande indikatorer under perioden 1960–1989

I detta avsnitt skall vi se vad det finns för belägg för instabilitet mellan ett antal ledande indikatorer och månadssiffror över industriproduktionen (IP) under perioden 1960–01...1989–09. Det faktum att vi använder ett annat konjunkturmått än XCI och studerar en period som inte innehåller de tre episoderna från föregående avsnitt, gör det möjligt att få fram uppgifter om andra källor till instabilitet än dem som redan identifierats.

Det verktyg som kommer att användas är Nybloms (1989) test för parameterstabilitet. Testet härleds som ett sk. Lagrange-multiplikator-test, där nollhypotesen är att regressionskoefficienterna i den linjära regressionen är konstanta. Alternativhypotesen är att de utvecklar sig i tiden (som en sk. martingal) i förhållande till den informationsmängd som genererats av tidigare observationer. Det finns framför allt två tänkbara alternativhypoteser. Den ena är att koefficienterna utvecklas som slumpgång (random walk). Detta är typfallet i de regressioner med varierande parametrar som behandlas i följande avsnitt. Det andra alternativet är att parametrarna är konstanta, förutom vid en okänd tidpunkt då en engångsförändring sker. Nybloms test har styrka (power) i båda fallen.

Testresultaten har samlats i tabell 4. Två slags instabilitet undersöks: i de ledande indikatorernas (univariata) autoregression (testerna "a") och instabilitet i tillväxtprojiceringen av IP på laggade IP och ledande indikatorer (testerna "b" och "c"). Datering avspeglar tillgängligheten på data enligt det rapporteringsschema som USA:s handelsdepartement nu använder. Lägg speciellt märke till att räntedata framflyttats en månad. På grund av eftersläpningar i specifikationerna b och c innebär detta att räntor får prognosticera samtida IP. Eftersom IP inte publiceras förrän i mitten av följande månad, medan räntorna är kända utan lags kunde räntorna användas för att prognosticera samtida IP. Resultaten anger signifikant instabilitet i parametrarna i flera av de prognossamband, som baseras på ledande indikatorer. Riskpremien uppvisar en instabil relation till IP-tillväxten. Det finns mindre stöd för instabilitet i sambandet mellan IP-tillväxt och avkastningskurvans lutning; resultatet synes bero på hur många lags man studerar. Det finns föga tecken på instabilitet i relationen med de två andra ränteindikatorerna vi studerade, dvs. riskpremien för långsiktig privat/offentlig skuld och dagslåneräntan.

Däremot uppvisar de variabler över penningmängd och kreditvolym, som vi undersökt betydande instabilitet, både på marginalen (univariat autoregression, kolumn "a" och "betingad" sådan (som prediktorer för ekonomisk aktivitet, kolumnerna "b" och "c"). Ett möjligt undantag är den prognosekvation som bygger på real M2-ökning, men det finns andra be-

Tabell 4 Testning

$$(a) \text{AR}(k) y_t = \mu + \sum_{j=1}^k$$

$$(b) \Delta \ln(IP_t) = \mu + \sum_{j=1}^k$$

(c) Samma regression

Serie	(a)
<i>A. Finansiella ledande indikatorer</i>	
fygt10fs	0,48
cp6_gm6f	0,37
g10_glf	0,58
<i>B. Alternativa räntemått</i>	
fyff	1,07
baa_g10f	0,60
<i>C. Variabler över penning- och kredit</i>	
fm1d82	2,10
fm2d82	2,00
fmbase	2,36
cci30m	0,66
fcbeucy	1,15
<i>D. Andra ledande indikatorer</i>	
hsbp	1,18
mdu82s	1,13
exnwt2fs	0,62
lhnaps	1,88
lphrm	0,54
ipxmca	1,17
lhel	1,07
ivpac	0,77

Tabellförklaringar efter liti

lägg (t. ex. Friedman ganska instabil.

Bland de övriga ledande indikatorerna i variabeln "deltic mån i byggnadslov. I samband som innehåller mar per vecka, kapac

i reducerad
perioden

instabilitet mellan ett
industriproduktionen
n att vi använder ett
l som inte innehåller
jligt att få fram upp-
dan identifierats.
(1989) test för para-
multiplikortest, där
linjära regressionen
r sig i tiden (som en
d som genererats av
vara alternativhypo-
lumpgång (random
nde parametrar som
att parametrarna är
ngsförändring sker.

abilitet undersöks: i
i (testerna "a") och
och ledande indika-
ingligheten på data
epartement nu an-
ttats en månad. På
nebär detta att rän-
liceras förrän i mit-
an lags kunde rän-
taten anger signifi-
umband, som base-
nstabil relation till
sambandet mellan
synes bero på hur
abilitet i relationen
/s. riskpremien för

l och kreditvolym,
ginalen (univariat
om prediktorer för
gt undantag är den
let finns andra be-

Tabell 4 Testning av parameterstabilitet: valda ledande indikatorer
1960-01...1988-09

- (a) $AR(k) \ y_t = \mu + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} y_{t-j}$, testar stabiliteten i $\mu, \beta_1(L)$
- (b) $\Delta \ln(IP_t) = \mu + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta \ln(IP_{t-j})$, testar $\mu, \beta_1(L), \beta_2(L)$
- (c) Samma regression som i (b), testar bara stabiliteten i $\mu, \beta_1(L)$

Serie	--- K = 4 ---			--- K = 6 ---		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
A. Finansiella ledande indikatorer i XLI						
fygt10fs	0,495	2,040	0,964	0,504	2,301	1,057
cp6_gm6f	0,377	2,547**	1,613**	0,655	3,187**	2,063**
g10_glf	0,584	2,099	1,131	0,860	3,049*	1,864*
B. Alternativa räntemått						
fyfff	1,070	2,186*	1,012	1,169	2,639	1,193
baa_g10f	0,609	1,714	0,779	1,267	2,489	1,354
C. Variabler över penning- och kreditmängd						
fm1d82	2,103***	2,407**	1,446*	2,719***	3,539**	2,476***
fm2d82	2,065***	1,864	0,766	2,532***	2,809	1,615
fmbase	2,365***	2,912***	2,099***	2,047**	3,272**	2,233**
cci30m	0,660	1,761	0,856	0,833	2,856	1,699*
fcbcucy	1,156	2,484**	1,601**	1,367	2,936*	1,769*
D. Andra ledande indikatorer						
hsbp	1,185	2,214*	1,344*	1,477	2,448	1,441
mdu82s	1,130	1,925	1,254	1,195	2,384	1,570
exnwt2fs	0,627	1,1776	0,829	0,661	2,257	1,038
lhnaps	1,882***	2,425**	1,452*	1,829*	3,464**	2,467***
lphrm	0,546	1,657	0,763	0,695	2,455	1,475
ipxmca	1,175	1,502	0,705	1,519	1,690	0,796
lhel	1,078	1,360	0,441	1,615	1,900	1,112
ivpac	0,774	1,645	0,955	1,307	2,082	1,302

Tabellförklaringar efter litteraturhänvisningarna.

lägg (t. ex. Friedman och Kuttner [1989]) för att också denna relation är ganska instabil.

Bland de övriga ledande indikatorer vi undersökt kan instabilitet påvisas i variabeln "deltidsarbete pga. låg sysselsättning" och i något mindre mån i byggnadslov. Däremot finns det inget belägg för instabilitet i de samband som innehåller växelkurser, genomsnittligt utförda arbetstimmar per vecka, kapacitetsutnyttjandet i verkstadsindustrin, annonsindex

för lediga platser och försäljningssiffror. Vår studie av vissa enstaka serier utgör ingalunda någon uttömmande analys av ledande indikatorer, som inte är finansiella. Så mycket torde dock kunna sägas, att instabilitet kan vara allmänt förekommande i en grupp av indikatorer, men inte i en annan. Det finns förstås goda ekonomiska skäl för att den grupp som identifierats här, nämligen finansiella variabler uppvisar instabilitet. Här kan nämnas utvecklingen på finansmarknaden, förändringar i uppläggning och inriktning i den amerikanska penningpolitiken och den amerikanska penningmarknadens ökade beroende av värld ekonomin under den studerade perioden.

4 Prognoser med ledande indikatorer och tidsberoende parametrar

I detta avsnitt redovisar vi vissa preliminära resultat, som uppnåtts med prognosmodeller innehållande tidsberoende parametrar (TBP) för de ledande indikatorerna. Grundidén är att om parametrarna tillåts variera över tiden så får man ett prognosystem, som upptäcker ihållande prognosfel och viktat om de ledande indikatorerna före nästa prognos. Vektorautoregressiva (VAR) system med parametrar som varierar över tiden har undersökts av Doan, Litterman och Sims (1984) och Sims (1982), men med en begränsad mängd tidsserier (Sims [1992] rapporterar de senaste rönen om prognoser i kalendertid med VAR-modeller innehållande tidsberoende parametrar). Här går vi in för en sparsam parametrisering av tidsvariationen. Däremot skall vi pröva ett något rikare urval prognosvariabler än i tidigare empiriska studier, närmare bestämt de ledande indikatorerna i XLI-modellen. Våra experiment kommer att utgå från specifikationen:

$$(6) \quad \Delta c_{t|t} = \mu_{c,t} + \lambda_{cc}(L) \Delta c_{t-1|t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_{cy,t}^i(L) y_{it-1} + v_{ct},$$

där $c_{t|t}$ är indexet XCI, y_{it} är den i :te ledande indikatorn och där det tidsberoende lagpolynomet $\lambda_{cy,t}^i(L)$ och $\mu_{c,t}$ parametriseras enligt:

$$(7) \quad \lambda_{cy,t}^i(L) = \beta_{i,t} \gamma_{cy}^i(L),$$

$$(8) \quad \theta_t = \theta_{t-1} + e_t.$$

I (7) och (8) är $\theta_t = (\mu_{c,t}, \beta_{1,t}, \dots, \beta_{n,t})'$ och e_t är en $(n+1) \times 1$ vektor, bestående av sinsemellan oberoende och lika fördelade feltermer, vilkas medelvärde är noll och kovariansmatris $\sigma_e^2 I_{n+1}$, där I_{n+1} är en identitetsmatris med dimensionerna $(n+1) \times (n+1)$. Endast den totala vikten på en indi-

kator tillåts variera. Detta har införts, nämligen längden på $\lambda_{cy}^i(L)$ ti

Ekvationerna (6)-gnoser en månad fr prognoser på y_{it} , $i=1$ tes med hjälp av n e regressioner i vilka iterera systemet. Låg enbart i den första el en stark begränsning

Modell (6)-(8) est indikatorer i XLI modellspecificeringa (kolumnerna 2 och 3 minsta kvadratmeto mer parametervariat 0,01, därefter 0,02. I modellen påverkar d des samma γ -polyno ett γ^i , som estimerat

Tabell 5 En flervaria

Prognosperiod	(1) RMSE
A.	
1962-01...1988-09	5,3
1988-10...1990-04	5,2
1990-05...1991-04	6,2
B.	
1962-01...1988-09	3,7
1988-10...1990-04	2,2
1990-05...1991-04	6,9
C.	
1962-01...1988-09	3,0
1988-10...1990-04	1,4
1990-05...1991-04	7,7

RMSE betyder roten av r $\sigma_e=0$ innebär vanlig mins rierar i tiden. Positiva vä av Kalmans filter, såsom Modellen anges i formler. RMSE och MAE beräkn. MAE för denna period ka derna visar hur TBP-mo

vissa enstaka serier
de indikatorer, som
s, att instabilitet kan
er, men inte i en an-
n grupp som identi-
nstabilitet. Här kan
ngar i uppläggning
ch den amerikanska
in under den stude-

tidsberoende

som uppnått med
ar (TBP) för de le-
arna tillåts variera
cker ihållande pro-
sta prognos. Vekto-
varierar över tiden
) och Sims (1982),
92] rapporterar de
-modeller innehåll-
parsam parametri-
något rikare urval
rare bestämt de le-
at kommer att utgå

$$y_{it-1} + v_{ct}$$

och där det tidsbe-
nligt:

(t+1)x1 vektor, be-
ltermer, vilkas me-
r en identitetsmat-
a vikten på en indi-

kator tillåts variera i tiden, inte lagstrukturen och bara en ny parameter har införts, nämligen σ_e^2 . I denna undersökning fixerar vi dessutom laglängden på $\lambda_{cy}^i(L)$ till 6 för $i=1,\dots,n$.

Ekvationerna (6)-(8) kan utan förändringar användas till att göra prognoser en månad framåt. Vill man gå längre fram i tiden behöver man prognoser på y_{it} , $i=1,\dots,n$. Här estimeras dessa så, att system (6)-(8) slutas med hjälp av n ekvationer, som är vanliga första gradens vektorautoregressioner i vilka Δc_{t-1} ingår. Flerperiodsprognoser får man genom att iterera systemet. Lägg märke till att tidsberoende parametrar förekommer enbart i den första ekvationen, dvs. den som ger prognoser på c_t . Detta är en stark begränsning.

Modell (6)-(8) estimerades med månadsdata på XCI och sju ledande indikatorer i XLI för tiden 1959-01...1988-09. Resultaten för tre modellspecificeringar ges i huvuddrag i tabell 5. I den första modellen (kolumnerna 2 och 3) är $\sigma_e=0$, vilket innebär att (6) estimeras med vanlig minsta kvadratmetod (OLS). De två följande modellerna tillåter mer och mer parametervariation. Detta åstadkommes genom att först ge σ_e värdet 0,01, därefter 0,02. För att rikta blickfånget på hur de adaptiva dragen i modellen påverkar dess beteende utanför observationsperioden så användes samma γ -polynom vid varje specifikation, dvs. varje modell använder ett γ^i , som estimerats med OLS och normaliserats så att $\beta_{1,i}=1$ för $\sigma_e=0$.

Tabell 5 En flervariabelmodell med restriktivt tidsberoende parametrar

Prognosperiod	(1) $\sigma_e=0$ (OLS)		(2) $\sigma_e=0,01$		(3) $\sigma_e=0,02$	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE
A. Prognoser en månad framåt						
1962-01...1988-09	5,35	4,14	5,56	4,34	6,10	4,79
1988-10...1990-04	5,24	4,28	5,26	4,37	5,56	4,55
1990-05...1991-04	6,23	5,19	4,95	4,17	3,73	3,17
B. Prognoser tre månader framåt						
1962-01...1988-09	3,72	3,01	4,18	3,30	5,12	4,04
1988-10...1990-04	2,24	1,81	2,35	1,83	3,04	2,47
1990-05...1991-04	6,92	6,06	5,12	4,37	3,29	2,51
C. Prognoser sex månader framåt						
1962-01...1988-09	3,06	2,42	3,49	2,72	4,32	3,40
1988-10...1990-04	1,45	1,15	1,47	1,21	2,10	1,84
1990-05...1991-04	7,78	7,48	6,20	5,89	4,45	3,98

RMSE betyder roten av medelkvadratfelet och MAE medeltalet av det absoluta felet. Fallet $\sigma_e=0$ innebär vanlig minsta kvadratestimering med restriktioner, där parametrarna inte varierar i tiden. Positiva värden på σ_e inför tidsvariation. Prognoserna uträknas då med hjälp av Kalmans filter, såsom framgår t. ex. ur Engle och Watson (1987) och Harvey (1989). Modellen anges i formlerna (6)-(8) i texten. Den första kolumnen visar de perioder för vilka RMSE och MAE beräknats. Observationsperioden var 1962-01...1988-09, så RMSE och MAE för denna period karakteriserar träffsäkerheten innanför samplet. De två övriga perioderna visar hur TBP-modellerna klarar sig i en ex ante prognossituation.

Jämför man först resultaten innanför observationsperioden (första raden i varje panel) ser man att OLS ger den bästa anpassningen till data. När man estimerar σ_e (med OLS-estimat på γ^i) blir maximivärdet nära noll (0,001), vilket tyder på att dessa indikatorer delvis valts pga. sitt stabila samband med c_t intill 1988–09.

Resultaten för tiden efter observationsperioden är mer upplysande om man vill överväga alternativa modeller. Under den första tiden utanför samplet uppvisar den första TBP-modellen nästan lika goda resultat som den som har fasta parametrar, med ett värde på prognosfelet (MAE på 6 mån.) som är 1,21, mot 1,15 för den förra modellen. Den andra TBP-modellen, som tillåter större tidsberoende har sämre egenskaper under den första perioden. Men MAE-värdet 1,84 står sig bra i jämförelse med alla MAE-värden som avser observationsperioden, tom. med värdet 2,32 för XLI i första raden på tabell 3.

Det mest slående resultatet i tabell 5 är hur noga de två adaptiva modellerna beaktar de ihållande prognosfelen under de första recessionsmånaderna 1990 och hur de svarar med att ändra prognosrelationerna. Ser vi t. ex. på sexmånadersprognosen är MAE för den flexibla modellen 3,98. Det är bara något högre än under observationsperioden och en dramatisk förbättring jämfört med modellen med fasta parametrar. TBP-modellen med lägre grad av tidsvariation i parametrarna uppvisar som väntat mindre prognosanpassning så att MAE-värdet blir 5,89, vilket är mindre än vad man får med fasta parametrar, men ändå ett högt värde historiskt sett. Resultaten antyder, att det kan löna sig att använda modeller, som anpassar sig till stora prognosfel ifall prognosen görs under perioder av instabilitet.

5 Sammandrag och slutsatser

Denna analys ger upphov till tre slutsatser. För det första utgjorde den konjunkturedgång, som satte in år 1990 en svår utmaning för många prognosmetoder, allt från "Blue Chip"-prognoserna, som främst grundar sig på allmän bedömning och på stora keynesianska modeller, och till ansatser med ledande indikatorer, som de beskrevs i avsnitten 2 och 3. En av tyngdpunkterna i denna uppsats har varit förändringen i prognossambanden mellan å ena sidan finansmarknadsindikatorer – riskpremien och framför allt lutningen på avkastningskurvan – och å andra sidan den ekonomiska aktiviteten. Men såsom framgår av Stock och Watson (1992) sträckte sig detta sammanbrott även utanför finansvariablerna till att omfatta nästan alla ledande indikatorer under denna period. Av sammanbrottet kan man dra slutsatsen att det under 1990 års recession fanns andra chocker eller rentav andra mekanismer, som påverkade skeendet än under de fem föregående lågkonjunkturerna i USA. Det bör framhållas, att avkastningskurvan, tolkad som ett utslag på centralbankens agerande, i inledningsskedet av konjunkturedgången anger en politik, som kanske

kunde betecknas som allt mer expansiv. Undäremot penningpolitiskt en gata varför den tillväxstimulans just

Den andra slutsatsen den mer omfattande li ten var särskilt markan litetsrubbingar kan s. perioden, då det gäller band som undersöktes eller kreditvolymen de bilitet sommaren och speglade alltså ett bet prognosticera ekonom

Den tredje slutsatsen med sparsamt modeller katorer. Vi såg att de lämpa på instabila sar höver bara kasta en l fände en europeisk m trycket på den europe gnosmakare hellre bo institutionella struktur etablerade empiriska s variabler, kan fortsätt hang. Man får också e prognostekniker som a banden.

Litteraturhänvisningar

- Bernanke, B. (1992). C paper-bill spread i Stock och M.W. W and Forecasting. Univ Burns, A.F. och W.C York: NBER.
- Doan, T., R. Litterma projection using rea 1-100.
- Engle, R. och M. Wats casting and rational World Congress, utgiv

rioden (första raden
ningen till data. När
timivärdet nära noll
alts pga. sitt stabila

mer upplysande om
första tiden utanför
ta goda resultat som
gnosfelet (MAE på
n. Den andra TBP-
egenskaper under
ra i jämförelse med
m. med värdet 2,32

två adaptiva model-
ta recessionsmåna-
relationerna. Ser vi
klare modellen 3,98.
n och en dramatisk
rar. TBP-modellen
pvisar som väntat
9, vilket är mindre
ögt värde historiskt
nda modeller, som
under perioder av

örsta utgjorde den
nening för många
om främst grundar
odeller, och till an-
nitten 2 och 3. En
gen i prognossam-
-riskpremien och
dra sidan den eko-
ch Watson (1992)
ablerna till att om-
riod. Av samman-
rs recession fanns
rkade skeendet än
et bör framhävas,
bankens agerande,
olitik, som kanske

kunde betecknas som neutral, men sedan under de två följande åren blir allt mer expansiv. Under de fem föregående konjunkturedgångarna var däremot penningpolitiken relativt åtstramande. Ur denna synpunkt är det en gåta varför den amerikanska penningpolitiken varit en så ineffektiv tillväxtstimulans just under denna lågkonjunktur.

Den andra slutsatsen är den som man kan dra ur undersökningen av den mer omfattande listan över ledande indikatorer. Även om instabiliteten var särskilt markant 1990 är det inte fråga om något unikt, utan stabilitetsrubbingar kan sägas vara ett vanligt fenomen under hela efterkrigsperioden, då det gäller tidsserierelationer i reducerad form. Bland de samband som undersöktes här uppvisar de som innehåller penningmängden eller kreditvolymen den mest markanta instabiliteten. Den prognosinstabilitet sommaren och hösten 1990 som upptäcktes i XLI-modellen avspeglade alltså ett betydligt mer omfattande problem, när det gäller att prognosticera ekonomisk aktivitet med hjälp av finansvariabler.

Den tredje slutsatsen gäller prognosresultaten av de försök som gjordes med sparsamt modellerad variation över tiden i vikterna på ledande indikatorer. Vi såg att den teknik som statistisk teori föreslår man skall tillämpa på instabila samband också visar sig fungera i praktiken. Man behöver bara kasta en blick på den aktuella politiska osäkerheten beträffande en europeisk monetär union, och det därmed sammanhängande trycket på den europeiska växelkursmekanismen, för att förstå att prognosmakare hellre borde inrikta sig på förändring än på stabilitet i den institutionella strukturen. Detta resonemang leder vidare till att historiskt etablerade empiriska samband mellan vissa tidsserier, i synnerhet finansvariabler, kan fortsätta att vara av begränsat intresse i prognossammanhang. Man får också en påminnelse om behovet av fortsatt forskning kring prognostekniker som anpassar sig till utvecklingen i de ekonomiska sambanden.

Litteraturhänvisningar

- Bernanke, B. (1992). Comment on Friedman and Kuttner, 'Why does the paper-bill spread predict real economic activity. Ut kommer i J.H. Stock och M.W. Watson, eds., *New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*. University of Chicago Press for the NBER.
- Burns, A.F. och W.C. Mitchell (1946). *Measuring Business Cycles*. New York: NBER.
- Doan, T., R. Litterman och C. Sims (1984). Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, Vol. 3, 1-100.
- Engle, R. och M. Watson (1987). The Kalman Filter: Applications to forecasting and rational expectations models, i *Advances in Econometrics, Fifth World Congress*, utgiven av T. Bewley, Cambridge University Press.

- Estrella, A. och G.A. Hardouvelis (1989). The term structure as a predictor of real economic activity. Manuskript, Federal Reserve Bank of New York.
- Friedman, B.M. och K.N. Kuttner (1989). Another look at the evidence on money-income causality. Manuskript, Department of Economics, Harvard University; i trycket, *Journal of Econometrics*.
- Friedman, B.M. och K.N. Kuttner (1992) Why does the paper-bill spread predict real economic activity? Utkommer i J.H. Stock och M.W. Watson, eds., *New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*, University of Chicago Press for the NBER.
- Geweke, J. (1977). The dynamic factor analysis of economic time series, i D.J. Aigner och A.S. Goldberger, eds., *Latent Variables in Socio-Economic Models*, North-Holland, Amsterdam, Kap.19.
- Green, G.R. och B.A. Beckman (1992). The composite index of coincident indicators and alternative coincident indexes. *Survey of Current Business* 72, nr.6 (juni), 42-45.
- Hansen, B.E. (1990a). Testing for structural change of unknown form in models with non-stationary regressors. Manuskript, Department of Economics, University of Rochester.
- Harvey, A.C. (1989). *Forecasting, Structural Models and the Kalman Filter*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hymans, S. (1973). On the use of leading indicators to predict cyclical turning points. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2: 339-384.
- Kling, J.L. (1987). Predicting the turning points of business and economic time series. *Journal of Business* 60, nr.2, 201-238.
- Mitchell, W.C. och A.F. Burns (1938). Statistical indicators of cyclical revivals, *NBER Bulletin* 69, New York; omtryckt som kapitel 6 i G.H. Moore (ed.) *Business Cycle Indicators*. Princeton University Press: Princeton, NJ, 1961.
- Neftçi, S.N. (1982). Optimal prediction of cyclical downturns *Journal of Economic Dynamics and Control* 4, 225-241.
- Nyblom, J. (1989). Testing for the constancy of parameters over time," *Journal of the American Statistical Association*, 84, 223-230.
- Sargent, T.J. och C.A. Sims (1977). Business cycle modeling without pretending to have too much a-priori economic theory. I C. Sims et al., *New Methods in Business Cycle Research*, Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Sims, C.A. (1982). Policy analysis with econometric models. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-164.
- Sims, C.A. (1992) A nine variable probabilistic macroeconomic forecasting model. Utkommer i J.H. Stock och M.W. Watson, eds., *New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting*, University of Chicago Press for the NBER.

Singleton, K. (1980) of interest rates. *In* Stock, J.H. och M.W. dent economic ind
Stock, J.H. och M.W. dent economic inc
Economic Indicators.
York: Cambridge
Stock, J.H. och M.W. sions with leading
NBER Working Pa
son, eds., *New Rese*
sity of Chicago Pr
Wecker, W.E. (1979)
nal of Business 52.
Zellner, A.C. Hong, c
time series, loss str
duate School of Bu

Förklaringar till tal

Nybloms (1989) teste
i texten. Testet under
Testerna under "b" c
striproduktionens till
egna lags och en pot
för de sex kolumnern
den togs från Nyblor
ökade form.

* Signifikant på
** — " —
*** — " —

Serierna definierade

FYGT10FS (KF)

CP6GM6F (KF)

C10G1F (KF)

n structure as a predic-
al Reserve Bank of New

er look at the evidence
artment of Economics,
etrics.

es the paper-bill spread
. Stock och M.W. Wat-
rs and Forecasting, Uni-

economic time series, i
riables in Socio-Economic

site index of coincident
urvey of Current Business

ge of unknown form in
skript, Department of

i and the Kalman Filter.

tors to predict cyclical
ity, Vol.2: 339-384.
business and economic

idicators of cyclical re-
som kapitel 6 i G.H.
Jneversity Press: Prin-

l downturns *Journal of*

arameters over time,"
3-230.

modeling without pre-
y. I.C. Sims et al., *New*
ederal Reserve Bank of

c models. *Brookings Pa-*

acroeconomic forecas-
atson, eds., *New Reseach*
rsity of Chicago Press

Singleton, K. (1980). A latent time series model of the cyclical behavior of interest rates. *International Economic Review* 21, nr.3, 559-575.

Stock, J.H. och M.W. Watson (1989). New indexes of leading and coincident economic indicators. *NBER Macroeconomics Annual 1989*, 351-394.

Stock, J.H. och M.W. Watson (1991). A probability model of the coincident economic indicators. I K. Lahiri och G.H. Moore, eds., *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, kap. 4. New York: Cambridge University Press, 63-85

Stock, J.H. och M.W. Watson (1992). A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience. NBER Working Paper nr.4014; utkommer i J.H. Stock och M.W. Watson, eds., *New Reseach on Business Cycles, Indicators and Forecasting*, University of Chicago Press for the NBER.

Wecker, W.E. (1979). Predicting the turning points of a time series. *Journal of Business* 52, nr.1 35-50.

Zellner, A.C. Hong, och G.M. Gulati (1987). Turning points in economic time series, loss structures and bayesian forecasting. Manuskript, Graduate School of Business, University of Chicago.

Förklaringar till tabell 4

Nybloms (1989) tester för parameterstabilitet beräknas enligt beskrivning i texten. Testet under "a" undersöker parameterstabilitet i autoregression. Testerna under "b" och "c" prövar stabiliteten i den regression där industriproduktionens tillväxt förklaras med hjälp av egna lags (c), respektive egna lags och en potentiellt ledande indikator (b). Antalet frihetsgrader för de sex kolumnerna är i ordningsföljd: 5, 9, 5, 7, 13 och 7. Kritiska värden togs från Nyblom (1989), tabell 2, i sin i Hansen (1990, tabell 1) utökade form.

*	Signifikant på 10 procents nivå			
**	-	"	-	5 - " -
***	-	"	-	1 - " -

Serierna definierade

FYGT10FS (KF)	FYG10 är räntan på amerikanska 10-åriga statsobligationer med fast löptid. FS på slutet betyder första differens, utjämnad, en månads ledning.
CP6GM6F (KF)	FYCP – FYGM6, leder en månad. FYGP är räntan på företagsobligationer, sex månaders löptid och FYGM6 är räntan på statskuldsväxlar med samma löptid.
C10G1F (KF)	FYG10 – FYG1, leder en månad. FYG10, se ovan och FYGT1 är som FYGT10, men med ettårig löptid.

FYFFF**	Dagslåneräntan, leder med en månad. Detta är en marknad (federal funds market), som i Sverige motsvaras av dagslånemarknaden, där bankerna utväxlar lån för att sinsemellan utjämna riksbankens (Federal Reserve) kreditvillkor. Denna marknad är stor och kortsiktig och anses därför vara en av de bästa indikatorerna för penningpolitiken.
BAAG10F (KF)	FYBAAC – FYGT10, leder en månad. FYBAAC är Moodys ränta på BAA-obligationer, FYGT10 som ovan.
FM1D82*	Penningmängden M1 i 1982 års värde.
FM2D82*	– ” – M2 – ” – .
FMBASE*	Monetär bas, justerad för ändringar i reservbestämmelserna.
CCI30M*	Straffränta på över 30 dar försenade avbetalningar.
FCBCUCY (KF)	Förändring i utestående affärs- och konsumtionskrediter minus årlig tillväxt i total nominell personlig inkomst.
HSBP	Index över privata byggnadslov (1967=100).
MDU82S (KF)	Orderstocken på varaktiga varor, deflaterad med produktionsprisindex (PWDMD) för dito varor, logaritmerad och differensierad, utjämnad. PWDMD säsongutjämnades före deflateringen med hjälp av genomsnittliga månatliga tillväxttal.
EXNWT2FS (KF)	EXNWT2 är den vägda nominella växelkursen mellan USD och FRF, ITL, JPY, GBP och DEM, där reala importandelar utgör vikter. FS, se ovan.
LHNAPSS (KF)	LHNAPS betyder personer i deltidsarbete pga. låg grad i kapacitetsutnyttjandet och anges i tusental. S på slutet betyder log, första differens, utjämnad.
LPHRM	Genomsnittligt antal arbetade dagar i verkstadsindustrin.
IPXMCA**	Graden av kapacitetsutnyttjande, verkstadsindustrin.
LHEL*	Index över annonser för lediga platser i tidningarna (1967=100).
IVPAC	Försäljning, procent som meddelar långsammare leveranser.

Alla uppgifter härstammar från Citibase utom de som konstruerats av författarna och betecknats med (KF).

- * log första differens
- ** första differens

FÖRKLARINGAR

Termen

Tidsserie

Vitt brus

Slumpgång

Lag

Autoregressiv modell
(förk. AR)

Ekonomiska indikatorer

Singel-index-modell

Kalmans filter

Lagrange multiplikationstest

FÖRKLARINGAR AV VISSA TERMER (övers. anm.)

Termen	betyder
Tidsserie	Mätningar som registrerats med jämna tidsintervall, t. ex. bruttonationalprodukten (BNP) på årsbasis 1960...1990 eller månadsdata på konsumentprisindex 1985-01...1992-11.
Vitt brus	(White Noise) En tidsserie som tänkes ha uppkommit genom slumpmässiga och sinsemellan oberoende dragningar från en normalfördelning. Den bästa prognosen grundad enbart på tidsseriens egna förflutna är medeltalet (vanligen noll).
Slumpgång	(Random Walk) En tidsserie som tänkes ha uppkommit så att varje värde är en summa av seriens föregående värde och en term som är vitt brus (se ovan). Den bästa prognosen grundad enbart på tidsseriens egna förflutna är föregående värde.
Lag	Eftersläpning, lagoperatorn L : $L^k x_t = x_{t-k}$.
Autoregressiv modell (förk. AR)	Modell där varje observation påverkas av tidigare observationer. Vektor-AR, samma, men inkluderande korsberoende.
Ekonomiska indikatorer	Tidsserier eller vägda summor av tidsserier, som anger konjunkturläget i ekonomin. Samtida indikatorer anger nuläget, ledande ger en kort prognos.
Singel-index-modell	En modell som genererar en enda variabel (i motsats till en vektor). Här är det fråga om en modell, som själv bygger upp en enda samtida indikator (XCI) och som sedan prognosticerar denna (med XLI och XRI).
Kalmans filter	En algoritm som här används för att estimeras sk. tillstånd-rymd (state-space) modeller i vilka parametrarna kan förändras i tiden.
Lagrange multiplikationstest	Testar om ett modellvillkor gäller eller ej. I föreliggande fall är villkoret konstanta parametrar.