

Abstract

*Disciplinary Instruments in the Relation Between Stockholders and Management:  
A Survey of the Literature*

*This paper summarizes the academic literature on disciplinary instruments in the principal-agent relation between stockholders and management in the Anglo-Saxon context. The board of directors is the formal relation between stockholders and management. As a consequence, the composition and size of the board play an important role in the corporate governance system. Apart from the board of directors, two distinct categories of incentive mechanisms are examined. First there are the direct incentive mechanisms, which are included in the management compensation contract. But the indirect incentive mechanisms, too, play an important role in the relation between the managers, who run the company, and the stockholders, who own it. The impact of both direct and indirect incentive mechanisms on managerial decisions and their practical relevance are discussed.*



den en heuvel  
hotel restaurant taverne  
Conferentiecentrum

*Enjoy the difference!®*

- \* ZAKENDINERS - BANKETTEN - ONTBIJTMEETINGS - PERSONCONFERENTIES - VERGADERINGEN, ...
- \* RESIDENTIELE- EN DAGCONFERENTIES !
- \* GASTRONOMISCHE WEEKENDS !
- \* FAMILIEFEESTEN !

P.S.: ALS U ECHT "THE DIFFERENCE" WIL ERVAREN, BEL ONS DAN METEEN !

Geelsebaan 72-74 E-mail: [denenheuvel@innet.be](mailto:denenheuvel@innet.be) Tel. (014) 85 04 97  
B-2460 Kasterlee Website: <http://www.denenheuvel.be> Fax (014) 85 04 96



participeert in de organisatie

REVIEW

Nico Valckx \*

Het voorspellen van recessies: een survey

*Trefwoorden:* conjunctuur; recessie; leading indicatoren; financiële variabelen; probit

*Dit artikel biedt een literatuuroverzicht van het voorspellen van recessies. Eerst wordt aandacht besteed aan alternatieve definities van recessie en worden een aantal schattings-technieken en evaluatiemaatstaven toegelicht. Nadien volgt een overzicht van informatievariabelen. Hierin onderscheiden we groeivoorspellingen, leading indicatoren en financiële marktinformatie. Ten slotte worden een aantal perspectieven voor verder onderzoek gesuggereerd.*

Inleiding

Kennis van de actuele stand en de toekomstige evolutie van de economie is van belang voor economische agenten. Zo dienen monetaire overheden rekening te houden met de vooruitzichten bij de bepaling van de rentepolitiek. Ondernemers zullen willen weten of de toekomstige vraag naar hun producten eerder zal toe- of afnemen, met het oog op (des-)investeringen. Consumenten die toekomstgericht handelen, zullen hun consumptiepatroon deels afstemmen op hun verwacht inkomen. De overheid, ten slotte, zal jaarlijks bij de opstelling van de begroting de groei en de inflatie moeten inschatten, teneinde inkomsten en uitgaven

\* UFSIA (Universiteit Antwerpen), e-mail: [nico.valckx@ufsia.ac.be](mailto:nico.valckx@ufsia.ac.be)

te kunnen ramen. Bij al deze beslissingen is een goede voorspelling van de evolutie van de economie dus essentieel. Eén benadering is om een tweeledige classificatie van de economie in termen van recessie en expansie op te stellen. Wanneer het goed gaat, zal de economie zich in expansie bevinden en wanneer het slecht gaat, in recessie. Een andere benadering is om precies en kwantitatief te voorspellen hoe economische aggregaten zoals industriële productie of BNP zullen evolueren, wat vaak nog een delicatesere oefening is.

In dit artikel willen we een overzicht en beoordeling bieden van drie thema's met betrekking tot het voorspellen van recessies. Ten eerste, hoe men precies recessies definieert en meet. Ten tweede, met welke techniek men recessies kan voorspellen en hoe men (ex post) de voorspellingsresultaten evalueert. Ten derde, welke informatie nuttig is om recessies te voorspellen. Conclusies en perspectieven voor verder onderzoek volgen aan het eind van dit artikel.

## 1. Definitie en meting van recessies

Recessie is een onderdeel van een bredere, cyclische beweging van de "algemene economische toestand". Hierbij wordt de evolutie van de "algemene economische toestand", de conjunctuur, als een cyclus voorgesteld en opgedeeld in een aantal opeenvolgende fasen die regelmatig maar niet periodiek terugkeren en van één jaar tot tien of twaalf jaar kunnen duren (Burns en Mitchell, 1946, blz. 5). Onderzoek heeft aangetoond dat een tweedeling van de cyclus in recessie- en expansieperioden de meest zinvolle opdeling is (Niemira en Klein, 1994, blz. 17).

In de conjunctuurleer wordt verder een onderscheid gemaakt tussen een klassieke conjunctuurcyclus en een groeicyclus, naargelang de toestand in niveaus dan wel als afwijking van een trendmatige groei wordt gedefinieerd. Groeirecessies omvatten dus zowel klassieke recessies (daling van het niveau van economische activiteit) als groeivertragingen (die niet overgaan in een niveaudaling). Uit vergelijkend onderzoek blijkt dat klassieke cycli vooral een fenomeen zijn van vóór de Tweede Wereldoorlog. In naoorlogse data komen bijna geen klassieke cycli meer voor, behalve in de VSA.<sup>1</sup>

1 Uit cijfervoorbeelden blijkt ook dat er meer groeicycli dan klassieke cycli voorkomen. De groeicyclus is over het algemeen ook meer symmetrisch dan de klassieke, en groei-

Recessie wordt in de empirische literatuur gemeten van de periode volgend op de piek tot het dal van de economische toestand (in klassieke of in groeitermen). Voor de invulling van het begrip "algemene economische toestand" wordt een breed spectrum van gegevens geanalyseerd, maar meestal neemt men eenvoudigweg het bruto nationaal/binnenlands product (BNP/BBP), omdat dit het best een algemeen verloop over vele sectoren weergeeft. In de praktijk wordt vaak ook industriële productie als referentiewaarde genomen, aangezien dit vlugger en frequenter beschikbaar is (maandelijks i.p.v. per kwartaal of jaarlijks voor BNP/BBP) en een belangrijk bestanddeel vormt van het BNP. Een andere grootte die soms gebruikt wordt als conjunctuurbarometer is de *coincident indicator*<sup>2</sup>, die samengesteld is uit een aantal reeksen die verondersteld worden gelijktijdig te evolueren met de algemene economische toestand.

Problematisch echter is het feit dat recessies niet ondubbelzinnig bepaald worden. Veel hangt af van het referentiekader (de meetmethoden, de invulling van het begrip "algemene economische toestand" enz.). Gelukkig wordt een en ander vereenvoudigd doordat nationale en internationale organisaties officiële dateringen vooropstellen. Zo zijn het NBER (National Bureau of Economic Research) voor de VSA, het DIW (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung) voor Duitsland, het EPA (Economic Planning Agency) voor Japan en het ONS (Office for National Statistics) voor het VK officiële overheidsdiensten die de conjunctuur volgen. Ook de OECD (Organisation for Economic Cooperation and Development) stelt een datering op voor de landen-leden. Ten slotte is het CIBCR (Center for International Business Cycle Research) van de Universiteit van Columbia (VSA) een autoriteit op het vlak van conjunctuuronderzoek voor de geïndustrialiseerde landen.

Er bestaan echter methodologische verschillen inzake datering tussen de diverse instellingen: zo evalueert NBER een groot aantal maandelijks niveaureeksen (klassieke benadering) en moeten de leden van het Dating Committee overeenstemming bereiken over de datering. Andere instituten werken met een technische regel. Voor DIW bijvoorbeeld start

pieken komen meestal vóór klassieke pieken, terwijl dieptepunten min of meer samenvallen (Zarnowitz, 1991a, blz. 42).

2 Er bestaan *leading*, *coincident* en *lagging* indexen, naargelang de index historisch gezien vooroploopt op, gelijkloopt met of achterloopt op de conjunctuur. Traditioneel bevatten deze indexen informatie over inkomens, productie, tewerkstelling/werkloosheid en omzet (cf. infra).

een neergang indien het driekwartaalsgemiddelde van de bedrijfs capaciteitsbezetting (op kwartaalbasis) daalt. Het EPA definieert het begin van een recessie wanneer de maandelijkse *coincident* diffusie-index<sup>3</sup> lager is dan 50. Het ONS beschouwt (sinds 1998) twee opeenvolgende periodes van negatieve groei van het BNP als een recessie<sup>4</sup>; de OECD hanteert de afwijking van een langetermijntrend van industriële productie (op maandbasis) als basis voor de berekening van recessies (procedure van Bry-Boschan). Het CIBCR gebruikt de NBER-methodologie en -data, maar werkt met gedetendeerde reeksen (groeycycli).

In empirisch onderzoek wordt meestal de datering van NBER en CIBCR gevolgd, vanwege hun gelijksoortige methodologie, en om geen vertekening te krijgen in de resultaten bij internationale vergelijkingen. Uit vergelijking van de verschillende bronnen blijkt dat de dateringen van de respectieve instellingen in de praktijk wel vrij nauw bij elkaar aansluiten.

## 2. Technieken en evaluatiemaatstaven

Hierna worden eerst twee technieken alsook een heuristische methode voorgesteld. Vuistregels zijn uitsluitend gebaseerd op het gedrag van de referentiereeks (BNP, industriële productie, *coincident* indicator), terwijl de andere technieken aangewend worden om informatie van andere variabelen om te zetten naar voorspellingen van recessie of expansie. Daarna worden enkele frequent gehanteerde evaluatiemaatstaven besproken.

- 3 Het idee van een diffusie-index is dat deze het verschil meet tussen het aantal reeksen van de index die stijgen en dalen (bijv. als percentage van het totale aantal samenstellende reeksen ligt de index tussen -100 en +100). De EPA-index noteert als  $[50 + 100 * (\# \text{stijgende} - \# \text{dalende reeksen}) / 2 * \text{totaal aantal}]$ , en ligt dus tussen 0 en 100.
- 4 Voorheen werd een keerpunt van recessie en expansie bepaald door een omslagpunt van een *leading* index op lange én op korte termijn. Omdat de indices niet meer gecommercialiseerd en berekend worden door het ONS, is men overgeschakeld op de genoemde, eenvoudige regel (bron: communicatie met Bank of England).

## A. Schattingstechnieken

### 1. Heuristische methode

Deze methode is gebaseerd op het gebruik van prognoses van de referentiereeks in combinatie met een regel die aangeeft wanneer de economie, in casu de referentiereeks, in recessie treedt. Veel economen geloven dat twee opeenvolgende kwartalen van negatieve (positieve) BBP-groei de start van een recessie (expansie) inluiden (naar het idee van Julius Shiskin, een journalist van de *New York Times*, in 1974). Een aantal variaties en aanvullingen op deze regel zijn mogelijk. Zo kan het afkappunt boven nul procent gelegd worden, of als vereiste voor keerpunten gesteld worden dat de variabele bijv. drie op vier maanden een andere richting moet aangeven, eventueel gecombineerd met een cumulatieve wijziging van x% of een procentueel verschil tussen de huidige en de maximale/gemiddelde waarde van de variabele over bijv. 12 maanden van x% (zie bijv. Koenig en Emery, 1991, blz. 5).

Gegeven de voorspellingen voor de referentiereeks, kan men de waarde van de gehanteerde regel uitdrukken als een 0-1, expansie-recessie. Een andere mogelijkheid is om een probabiliteit van recessie af te leiden door een groot aantal voorspellingen te simuleren, gebaseerd op een eigen model, en daarvan de frequentie of probabilitetsverdeling te berekenen (Fair, 1993, blz. 158-160).

### 2. Probit

Een variabele zoals recessie,  $R$ , neemt slechts twee waarden aan, één of nul, naargelang al dan niet een recessie optreedt. Een standaardtechniek voor modellen met dichotome afhankelijke variabelen is ontwikkeld, met name probitanalyse. Een probitmodel lijkt op het alom gehanteerde regressiemodel, waarbij de variabelen gewogen worden, met als weging de  $\beta$ -coëfficiënten die de relatieve invloed van de betrokken variabelen aangeven. Specifiek voor probit is dat het product van de variabelen en de bijbehorende coëfficiënten door een cumulatieve normale verdelingsfunctie  $F(\cdot)$  gestuurd worden, opdat de uitkomst in het  $[0,1]$  interval zou liggen en zou resulteren in een kansvoorspelling voor recessie  $t+k$  perioden verder:

$$\text{Prob}[R_{t+k} = 1] = F(\beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_m x_{mt}) = F(X_t \beta) \quad (1)$$

waarbij  $R_{t+k}$  = 0-1 recessievariabele op tijdstip  $t+k$   
 $\text{Prob}[R_{t+k} = 1]$  = probabiliteit dat  $R_{t+k} = 1$   
 $x_{it}$  = verklarende variabele  $i$  op tijdstip  $t$   
 $\beta_i$  = coëfficiënt van variabele  $i$ , in matrixnotatie  $X_t \beta$ , met  $1 \times (m+1)$  als dimensie voor  $X_t$  en  $(m+1) \times 1$  als dimensie voor  $\beta$ .

De  $\beta$ -coëfficiënten worden geschat via maximum likelihood (zie bijv. Greene, 1993, blz. 635-655, voor een gedetailleerde bespreking).

### 3. Sequentiële en recursieve regimeprobabiliteiten

Met deze techniek wordt rechtstreeks de kans op regimeverandering van één bepaalde informatieve variabele  $x_t$  gemeten. Bij probit wordt de  $X_t$  getransformeerd door  $\beta$ -coëfficiënten en via een verdelingsfunctie  $F(\cdot)$  gerelateerd aan recessies. Kenmerkend hier is dat de probabiliteitsverdeling  $F$  van de informatieve variabele verschilt in hoog- en laagconjunctuur. Door gebruik te maken van de timing, kan een recursieve formule worden afgeleid voor recessievoorspelling (Diebold en Rudebusch, 1989, blz. 373). De intuïtie is als volgt: stel dat men een hoge waarde van  $x_t$  waarneemt. Dan lijkt het aannemelijk dat deze afkomstig is van het expansieregime. De algemene recessieprobabiliteit zal kleiner worden en de kans op overgang naar recessie zal minder waarschijnlijk worden, nu en in de nabije toekomst. Deze techniek werd ontwikkeld door Neftci (1982) en verder ontwikkeld door Diebold en Rudebusch (1989).

Een andere uitwerking van deze techniek vinden we in Hamilton (1989). Deze schat voor een variabele  $x_t$  een regimevariërend autoregressief regressiemodel, dat gekarakteriseerd wordt door een niet-observeerbare toestandsvariabele  $s_t$  en transitiekansen  $p_{ij}$  van regime  $i$  naar regime  $j$  ( $i, j = 1, 2$  of: recessie, expansie):

$$X_t = \beta_0 + \beta_{1,s_t} x_{t-1} + \beta_{2,s_t} x_{t-2} + e_t \quad (2)$$

met  $e_t \sim N(0, \sigma^2_{s_t})$

$$\text{en } p_{12} = \text{prob}[s_t = 2 | s_{t-1} = 1]$$

$$p_{21} = \text{prob}[s_t = 1 | s_{t-1} = 2]$$

Met deze techniek komen alle dateringsbeslissingen vanuit de data zelf. Meer bepaald wordt de probabiliteit berekend dat een bepaalde periode zich als recessie kenmerkt.<sup>5</sup> Door deze probabiliteiten sequentieel te herevalueren naargelang meer observaties beschikbaar komen, bekommen tijdsvariërende kansen voor recessie. Deze techniek wordt geïmplementeerd met de groei van het BBP of de industriële productie, alsook met het werkloosheidspercentage of de *leading indicator* als  $X$ -variabele (bijv. Boldin, 1994; Layton, 1996).

### B. Evaluatie van de voorspellingen

Men kan conjunctuurvoorspellingen op verschillende manieren evalueren: door een grafische inspectie of kwantitatief, door een maatstaf op te stellen die een verband legt tussen de fit en de werkelijke 0-1 waarde van de recessievariabele  $R_{t+k}$ . Aangezien verschillende maatstaven voorhanden zijn, en ook een visuele inspectie soms nuttig kan zijn, stellen wij voor om de verschillende deelaspecten van een evaluatie als complementair te beschouwen. Hierna worden de drie meest voorkomende maatstaven besproken, met name de foutenclassificatie van type I en II, een aangepaste  $R^2$  en de kwadratische probabiliteitscore.

In de statistiek verwijst een fout van type I (II) naar het ten onrechte verwerpen (aanvaarden) van de nulhypothese (Sachs, 1984, blz. 117). Toegepast op ons model duidt een fout van type I op het niet-voorspellen van recessie, en een fout van type II op het ten onrechte voorspellen van recessies. De cijfers kunnen als een percentage van het aantal waarnemingen per klasse uitgedrukt en gecombineerd worden, al dan niet met een weging (bijv. indien men fouten van type I ernstiger vindt dan fouten van type II), om een globaal foutenpercentage te bekomen.

Daarnaast is er voor probit een  $R^2$ -maatstaf ontwikkeld, die net zoals bij gewone regressies aangeeft hoeveel variatie verklaard wordt door de informatieve variabele(n) en die tussen 0 en 1 ligt (0: geen fit, 1: perfecte fit). Meer bepaald is deze pseudo- $R^2$ :

$$R^2 = 1 - (\log L_u / \log L_c)^{(-2/T) \log L_c} \quad (3)$$

<sup>5</sup> Bij de probittechniek zijn omslagpunten afhankelijk van de dateringsvariabele, terwijl bij deze techniek de datering endogeen volgt uit het gedrag van de informatieve variabele.

Hierin is  $\log L_u$  de *log likelihood* van het model,  $\log L_c$  de *log likelihood* van een model met alleen een constante term,  $T$  het aantal observaties. Estrella (1998) toont door middel van simulaties aan dat deze maatstaf accurater presteert dan vroeger voorgestelde maatstaven. Voor modellen met *regime switching* zoals vergelijking (2) kan men een gewone regressie- $R^2$  berekenen.

Een andere kwantitatieve maatstaf is de kwadratische probabiltiteitscore (KPS), zoals die door Diebold en Rudebusch (1989) werd geïntroduceerd in het conjunctuuronderzoek:

$$KPS = 1 / T \sum_{t=1}^T 2(F_t - R_t)^2 \quad (4)$$

met  $F_t$  de voorspelde probabiltiteit (tussen 0 en 1),  $R_t$  de werkelijke waarde (0 of 1),  $T$  het aantal observaties. KPS varieert tussen 0 en 2, en hoe lager, hoe accurater. KPS meet nauwkeurigheid, of de mate waarin de geschatte probabiltiteiten aansluiten bij de realisaties.

### 3. Informatievariabelen

Voor de bepaling van de waarschijnlijkheid van toekomstige recessies kunnen drie types van informatiebronnen nuttig zijn. Ten eerste worden er regelmatig groeivoorspellingen gepubliceerd door (inter)nationale instellingen, banken en enquêtebureaus. Ten tweede zijn er voor ieder land *leading* indicatoren beschikbaar, die van nature uit geconstrueerd zijn om vroeger signalen te geven van toekomstige ontwikkelingen. Ten derde kan ook financiële marktinformatie nuttig zijn als barometer, omdat dit eenvoudig meetbare en continu observeerbare gegevens zijn die uit hun aard *forward-looking* zijn. Immers, zij geven recht op toekomstige kasstromen, die gewaardeerd worden aan de hand van beschikbare informatie over toekomstige fundamentals.

#### A. Groeiprognoses

Deze methode om recessies te voorspellen via het verwachte BNP-groei-cijfer (zie sectie 2.A.1) is blijkens een studie, in de VSA althans, de meest verspreide over de periode 1968-1990 (Zarnowitz, 1991b, blz. 7). Meer dan twee derde van de professionals blijken een "informeel BNP-model"

te gebruiken, waarbij de belangrijkste componenten van het BNP apart worden voorspeld<sup>6</sup> en gecombineerd tot een globaal cijfer. Een laag of negatief groei-cijfer wordt dan geassocieerd met een grotere kans op recessie, naar gelang van de regel die men hanteert.

Er zijn een groot aantal organisaties die groeiprognoses bekendmaken: commerciële bedrijven (industrie, consulting, research, media), financiële instellingen, universiteiten, overheidsdiensten en centrale banken, internationale instellingen (BIS, OESO, IMF). Een gedetailleerd overzicht zou te ver leiden. Wel kunnen enkele bevindingen gerapporteerd worden voor de VSA:

1. er bestaan grote verschillen tussen de diverse voorspellers;
2. een gemiddelde van de prognoses is betrouwbaarder dan de individuele data en is meestal juister dan een statistische extrapolatie;
3. over de tijd heen is er geen consistente classificatie in termen van nauwkeurigheid;
4. voorspellingsfouten tonen een cyclisch patroon: in perioden van groeivertraging en recessie overschatten de meeste voorspellers de BNP-groei, en vice versa in perioden van herstel en voorspoed (Zarnowitz, 1992, blz. 459-462 en Webb, 1991, blz. 124).

Vandaar dat we met betrekking tot het gebruik van groeiprognoses zouden aanmanen tot voorzichtigheid: als men ze gebruikt voor beslissingen, is het raadzaam om een consensusgetal te nemen en dat te corrigeren voor de algemene stemming, bevinding (4) indachtig.

Gerelateerd is het gebruik van de historische groei-cijfers in de context van een tijdreeksmodel, aangevuld met regimeveranderingen (cf. sectie 2.A.3). Hamilton (1989) ontwikkelde deze techniek en past ze toe op de *log* wijziging van het reële BNP van de VSA. In één regime is er significant negatieve groei, in het andere een significant positieve groei. De afgeleide probabiltiteit van het negatieve groeiregime komt goed overeen met actuele recessies en heeft zelf een licht *leading* karakter. Goodwin (1993) paste deze techniek toe op 8 OECD-landen. Enerzijds vindt hij dat een model van *regime switching* niet veel beter is dan een puur ARMA-proces voor het verklaren van industriële productie, maar anderzijds is de informatie van impliciete transitiekansen zeer nuttig om recessies te voorzien en te dateren. Uitbreidingen vinden we bij Filardo (1994), Ha-

6 De technieken om BNP-componenten te modelleren en te voorspellen variëren per instelling en per persoon. Hiervoor kunnen pure tijdreeks technieken worden aangewend, of macro-econometrische modellen geschat, of een combinatie van beide, met eventueel een kwalitatieve beoordeling van de eindprognose.

milton en Lin (1996) en Huh (1998). Filardo vindt voor de VSA significante resultaten voor regimewijzigingen in industriële productie, waarbij de transitiekansen variëren in functie van exogene variabelen (*leading indicator*, aandelenreturn, kortetermijnrente en *yield spread*). Hamilton en Lin modelleren het gezamenlijke gedrag van industriële productie en aandelenvolatiliteit. Uit hun werk blijkt o.a. dat het regime met lage groei en hoge volatiliteit zeer goed overeenkomt met recessieperioden. Huh schat een model met twee regimes van industriële productie in functie van productie en de *yield spread*. Hij berekent een gewogen probabiliteit van de twee regimevoorspellingen en vindt duidelijk asymmetrie in de bivariate relatie tussen output en rentespreads.

### B. *Leading indicators*

Een *leading indicator* (LI) is samengesteld uit een aantal variabelen die elk een vroeg signaal geven van de economische toestand. Het betreft voornamelijk variabelen met betrekking tot de reële economie. De reden voor de samenstelling is dat aldus het risico van een vals signaal vermindert wanneer dit uitgaat van meerdere reeksen. Bovendien heeft een LI doorgaans een betere kwaliteit om recessies te voorspellen dan individuele variabelen, omdat elke recessie eigen karakteristieken heeft, en afhankelijk van de oorzaak van de recessie zullen andere variabelen een grotere of kleinere rol spelen. In de literatuur worden een aantal argumenten aangehaald ter verklaring van het vóórlopende gedrag van variabelen (De Leeuw, 1991, blz. 16). Zo kunnen de variabelen verwijzen naar productiebeslissingen en, aangezien er tijd verloopt tussen de beslissing en de uitvoering ervan, ontstaat er een vóórlopende indicator van productie (bijv. orders en bestellingen van consumptie- en investeringsgoederen, aantal gestarte bouwprojecten). Daarnaast variëren sommige dimensies van economische activiteit meer dan andere en duiden daardoor eerder keerpunten aan (bijv. de gemiddelde duur van de werkweek). Ook zijn sommige variabelen gevoeliger voor marktverwachtingen dan andere (bijv. aandelenkoersen, grondstoffenprijzen). Ten slotte zijn een beperkt aantal variabelen beleidsinstrumenten en deze geven impulsen aan de economie (bijv. geldaanbod, werkloosheidsaanvragen of -uitkeringen).

Ook voor LI's stellen verschillende instellingen eigen maatstaven voor op. Aldus bestaan er voor de belangrijkste geïndustrialiseerde landen indicatoren van CIBCR en OECD. Daarnaast stellen overheidsdiensten

vaak zelf een indicator op, bijv. het Bureau of Economic Analysis (BEA) voor de VSA, het ONS voor VK, het EPA voor Japan en de Europese Commissie voor de EU-landen. Ook op academisch vlak zijn er publicaties waarin nieuwe indicatoren worden geconstrueerd en beoordeeld, bijv. Stock en Watson (1993a), Bikker en Berk (1994), Fagan en Fell (1994). De manier waarop de indicatoren berekend worden, is vrij gelijklopend.<sup>7</sup> Het grootste verschilpunt is de samenstelling, m.a.w. de in aanmerking genomen variabelen. De in aanmerking komende cyclische indicatoren moeten aan de volgende criteria voldoen:

1. relevant zijn, d.w.z. een breed gamma van economische activiteiten vatten;
2. een betrouwbaar cyclisch gedrag vertonen tegenover de referentiereeks;
3. op praktisch vlak, frequent en vrij van grote herzieningen beschikbaar zijn (OECD, 1997, blz. 14).

Ter vergelijking worden in tabel 1 de samenstellende reeksen gegeven voor de *leading indicators* van de EU, het CIBCR en de OECD. Kenmerkend is dat in deze indexen bijna uitsluitend variabelen uit de reële economie zijn opgenomen. Enkel aandelenprijzen en het renteniveau zijn toegevoegd als financiële gegevens. De EU hanteert aandelenkoersen en vertrouwensindicatoren die een kwantificering zijn van antwoorden op vragen naar het vertrouwen in de economie.<sup>8</sup> CIBCR/NBER en OECD verwerken veel meer informatie in hun LI's.

7 Hierbij wordt de volgende procedure gevolgd: de reeksen worden op gelijke frequentie gesteld (op maandbasis – zoniet interpolateert men), uitgevlakt (om onregelmatige bewegingen in één reeks uit de index te lichten) en genormaliseerd (zoniet zouden schommelingen van een variabele met een grotere amplitude meer doorwegen dan van andere), gelijkgeschakeld qua *lead*-tijd en eventueel gewogen. Finaal wordt de index herschaald naar de eenheid en grootte-orde van de referentiereeks. Op te merken is dat men vastgesteld heeft dat groeipercentages systematisch eerder stijgen of dalen dan de absolute cijfers, en dus worden de reeksen meestal als groeicijfers opgenomen in de LI.

8 Ter informatie: de NBB construeert een gelijkaardige conjunctuurindicator als die van de EU. Enkel op het vlak van de gestelde vragen en de sectoren (bouw, handel, verwerkende nijverheid) is er enig verschil.

Tabel 1. Vergelijking van de samenstelling van leading indicatoren.

EU-Commissie	CIBCR	OECD
Vertrouwens-indicatoren	- Gemiddelde werkweek in industrie	Selectie data uit categorieën: - Productie, voorraden, orders
	- Nieuwe aanvragen werkloosheid	- Bouw, verkoop/registratie nieuwe voertuigen
- industrie	- Nieuwe orders consumptiegoederen <sup>1</sup>	- Detailhandel: omzet
	- Aantal nieuwe ondernemingen	- Arbeid: aanvragen werkloosheid, duur werkweek
- bouwsector	- Contracten bij bedrijven en orders uitrustingsgoederen <sup>2</sup>	- Prijzen, kosten, winsten
- consumenten	- Goedgekeurde bouwvergunningen <sup>3</sup>	- Monetaire, budgettaire data
Aandelenkoers-index	- Wijzigingen in bedrijfsvoorraden	- Handel: ruilvoet, export
	- Prijswijzigingen industriële goederen <sup>4</sup>	- Bedrijfsenquêtes
	- Aandelenkoersindex*	- Economische activiteit in het buitenland
	- Winsten	
	- Verkoopprijs/arbeidskosten	
	- Wijziging in schuldbestand consumenten	

Bron: Lahiri en Moore (1991, blz. 3-7), OECD (1997, blz. 39-42).

#### Informatie

Voor de VSA zijn 8 reeksen opgenomen in de NBER leading index, analoog met 7 reeksen uit de CIBCR-index, met de volgende aanpassingen:

- <sup>1</sup> duurzame goederen i.p.v. consumptiegoederen;
- <sup>2</sup> bouwcontracten (commerciële en industriële);
- <sup>3</sup> aantal gestarte bouwprojecten;
- <sup>4</sup> groothandelsprijsindex van basisgrondstoffen;

de achtste reeks geeft de passiva van ondernemingen in faillissement.

In een empirische studie voor de VSA vinden Diebold en Rudebusch (1989, 1991) dat de LI goede resultaten geeft om recessies te voorspellen, tegenover enkele alternatieven. Layton (1996) vindt dat een model van regime switching, toegepast op de LI, goede resultaten oplevert om recessies en expansies te voorspellen (als drie transitiekansen na elkaar groter, resp. kleiner zijn dan 0,5). Estrella en Mishkin (1997, 1998) vinden dat de LI naast de *yield spread* nuttig is om recessies te voorspellen met probit in de VSA en het VK, vooral op korte termijn. Studies voor andere landen schijnen dit te bevestigen, bijv. Fagan en Fell (1994) voor Ierland, Bikker en Berk (1994) en OECD (1997) voor de OECD-landen. Het nadeel van leading indicator-systemen is dat ze frequent aan wijzigingen onder-

hevig zijn, door (1) nieuwe en meer verfijnde reeksen die beschikbaar komen, (2) nieuwe onderzoeksresultaten en (3) wijzigingen in de omgevingsfactoren die de bestaande *lead*-relaties verstoren (Lahiri en Moore, 1991, blz. 2 en Diebold en Rudebusch, 1991, blz. 245).

Andere auteurs staan kritischer tegenover het gebruik van LI's als recessie-indicatoren. Koenig en Emery (1991) vinden dat geen enkele regel met betrekking tot LI's betrouwbare voorafgaande signalen geeft van recessies of expansies zonder een groot aantal misclassificaties. Huh (1991) vindt dat keerpunten in de LI van 2 tot 20 maanden voorlopen op recessies. Niemira (1991) past de Neftci-techniek toe op de VSA, VK, Duitsland en Japan en bekómt zeer variabele resultaten. Ook Boldin (1994) klasseert LI-methodes niet als beste methode (NBER en *Markov switching* toegepast op het BNP doen beter). Voor Canada blijkt volgens Veloce (1996) de *lead* tijd van de LI te kort om bruikbaar te zijn en bovendien kunnen de afzonderlijke reeksen betere voorspellingen opleveren dan de samengestelde index (weliswaar in termen van BNP-groei voorspelling). Funke (1997) schat een aantal probitvergelijkingen voor Duitsland (1973-1995). Hierin is de LI op zijn best 1 kwartaal in de toekomst, terwijl andere variabelen beter en langer op voorhand recessies voorspellen (bijv. *yield spread*, index van monetaire conditie en reële geldgroei).

### C. Financiële informatievariabelen

*Aandelenprijzen* kwamen reeds voor als deelreeks van de *leading* indicator, omdat deze een claim vormen op de toekomstige output van de economie (Chen, 1991). Fisher en Merton (1984) vinden dat aandelenreturns de beste individuele voorspellers van recessies zijn in de VSA. Peek en Rosengren (1988) vinden dat aandelen typisch lager gaan bij het begin van recessies en hoger naar het einde van de recessies en bij het begin van expansies. Fama (1984) vindt dat reële aandelenreturns verklaard kunnen worden door toekomstige reële BNP-groei. Ook andere financiële marktinformatie kan nuttig zijn als conjunctuurindicator, bijv. wisselkoersen, rentevoeten, futures en opties. Uit onderzoek van de BIS blijkt alleszins dat voorspellingen van groei met macromodellen significant verbeterd kunnen worden door financiële informatie toe te voegen (Andersen, 1997).

Zo is sinds eind jaren tachtig veel aandacht besteed aan de *yield spread*, het verschil tussen de rendementen (of rentevoeten) van langetermijn-

en korttermijnobligaties, typisch 10 jaar minus 3 maanden. In de VSA, en ook in alle andere geïndustrialiseerde landen, vindt men dat een lagere en negatieve *spread* geassocieerd wordt met een grote kans om in recessie te vallen (zie bijv. voor de VSA: Estrella en Hardouvelis, 1991; Estrella en Mishkin, 1997, 1998; voor de G-10-landen: Bernard en Gerlach, 1996). De motivering is minstens tweevoudig. Ten eerste is er een verband met monetaire politiek en de invloed van rentevoeten op de consumptie. Monetaire politiek oefent een veel grotere invloed uit op de kortetermijn- dan op de langetermijnrente. Een verstrakking van het beleid zal daarom meestal resulteren in een vervlaking (of zelfs inversie) van de *yield curve* en een afkoeling van de economie. Hieruit volgt dan het geobserveerde verband. Een tweede motivering is dat de *yield spread* de verwachte toekomstige groei weerspiegelt. Bij gunstiger vooruitzichten zal het aanbod van financiële producten op lange termijn stijgen (bijv. voor de financiering van uitbreidingsinvesteringen). Om aantrekkelijk te zijn voor beleggers en institutionelen, moeten ze een hoger rendement bieden dan kortetermijnbeleggingen en dus zal de *yield spread* positief zijn en toenemen.

Met betrekking tot de invloed van de *yield spread* op de economie bestaan er ook veel empirische studies die een direct verband leggen met economische groei in plaats van met recessies via probit (zie Annaert et al., 1998, voor verdere referenties).

Ook andere *spreads* (verschillen tussen rendementen van financiële instrumenten) zijn bestudeerd. Het algemene idee is dat financiële activa imperfecte substituten zijn voor elkaar, en dat de rendementverschillen duiden op uiteenlopende liquiditeit, faillissementsrisico's en inflatieverwachtingen, of, met andere woorden, conjuncturele fenomenen weerspiegelen (Davis en Fagan, 1997). Bovendien blijven de *spreads* significant, zelfs wanneer expliciet gecontroleerd wordt voor de voornoemde fenomenen. Zo is er de *spread* tussen bedrijfs- en overheidsobligaties, op lange termijn (*default spread*) en op korte termijn (*paper-bill spread*). Deze *spreads* zijn in principe altijd positief en variëren met de faillissementsrisico- en liquiditeitspremies van bedrijfs- tegenover veilig geachte overheidsobligaties (Friedman en Kuttner, 1993, blz. 224-232).<sup>9,10</sup> Vóór recessies stijgen de *spreads*, ofwel omdat beleggers een neergang anticiperen

9 Ook is er een groter belastingpercentage voor ondernemingsobligaties dan voor overheidsobligaties (ib., blz. 232).

10 Deze redenering geldt alleen voor solide overheden, bijv. niet voor Brazilië en Rusland, waar speculatie op korte termijn een belangrijke rol speelt.

(waarbij de kans op faillissement van cyclisch gevoelige bedrijven vergroot), ofwel omdat de monetaire politiek verstrakt wordt (waardoor bancaire leningen duurder en gelimiteerd worden en meer bedrijven een beroep moeten doen op marktfinanciering, die meestal duurder is), of door de groeiende cashflowbehoefte van bedrijven aan het eind van de expansie die leidt tot een groter aanbod van bedrijfsobligaties bij een gegeven vraag (zodat rentestijging optreedt, ib., blz. 233-236). De *dividend yield gap* of *ratio* meet het verschil tussen, resp. verhouding van, dividendrendement en rendement/rente op overheidsobligaties. De *earnings yield gap* meet het verschil tussen het totale aandelenrendement en rendement/rente op overheidsobligaties. Bij deze twee gaps, resp. ratio's, werkt een *agency costs* mechanisme, via de monetaire politiek. Als gevolg van een (anticipatie op) monetaire verstrenging zullen aandelenkoersen dalen en zal bijgevolg ook de nettowaarde van ondernemingen afnemen, en dus kan het moeilijker worden voor die ondernemingen om een lening te verkrijgen. Er zal een probleem van *moral hazard* en *adverse selection* ontstaan jegens deze bedrijven.<sup>11</sup> Ook zal de winst- of dividendgroei verlaagd worden als een recessie verwacht wordt. Een lagere *dividend* of *earnings yield gap* wordt dus geassocieerd met een grotere kans op recessie.

Voor de VSA, het VK, Duitsland en de EU blijken deze *spreads* significant om BBP-groei te voorspellen (bijv. Bernanke, 1990; Davis en Henry, 1994; Davis en Fagan, 1997). Het ligt voor de hand dat deze verbanden ook in een probitcontext gevonden kunnen worden.<sup>12</sup>

Ook rond de effecten van *wisselkoersdevaluaties* op output bestaat een rijke literatuur. Uit een recent onderzoek van Kamin en Klau (1998) blijkt dat er op korte termijn een negatief effect uitgaat naar de reële economie, maar niet op lange termijn. Dus als men wil voorspellen of er in de nabije toekomst een recessie op komst is, dan kan de wisselkoers nuttige informatie geven, in het bijzonder voor open economieën. Dit is in lijn met het J-effect van de handelsbalans.<sup>13</sup> Het equivalent hiervan in termen van

11 *Moral hazard* verwijst naar het dilemma van banken om hun tarieven al dan niet te verhogen, bedoeld om bedrijven met liquiditeitsproblemen uit hun portefeuille te weren. Hierdoor ontstaat mogelijk een *adverse selection*: bedrijven met betalingsmoeilijkheden zullen eerder bereid zijn om de hogere rente op leningen te betalen, en komen dus gemakkelijker dan andere bedrijven aan financiële middelen en blijven dus in de debiteurenportefeuille (zie bijv. Bernanke en Gertler, 1989).

12 Uit verkennend werk blijkt inderdaad dat voor de EU meerdere *spreads* significant zijn in een probitschatting.

13 Het J-effect stelt dat een devaluatie eerst negatieve prijseffecten zal sorteren, maar na dien volume-effecten. Aanvankelijk worden importproducten duurder en exportpro-



rente-spread is het *foreign bond yield differential* (FBYD), het verschil tussen buitenlandse en binnenlandse rentes op gelijkaardige activa, hoofdzakelijk overheidspapier. De equivalentie volgt uit de interestpariteit:  $r - r^* = \Delta s^e$ . Beleggingen in binnen- en buitenlandse activa, resp.  $r$  en  $r^*$ , dienen eenzelfde rendement te leveren, na correctie voor verwachte wisselkoerswijzigingen,  $\Delta s^e$ .

In recent onderzoek is ook gewezen op de bijkomende informatie van *aandelen- en rentevolatiliteit* als recessie-indicator (Schwert, 1989; Annaert et al., 1998). In intertemporele beslissingen rond portfolio-allocaties is niet alleen return maar ook risico van belang, en heeft dat dus ook een informatie-aspect. Vanuit de literatuur over investeringen blijkt dat kapitaalkosten van belang zijn. Aangezien de kapitaalkosten een risicopremie bevatten, is een link met onzekerheid en volatiliteit evident. Ook is er een verband met de onomkeerbaarheid van investeringsbeslissingen (Dixit, 1992). Indien investeringen onomkeerbaar zijn, zullen bij grotere onzekerheden de investeringsbeslissingen eerder uitgesteld worden, waardoor de economie zal stagneren. Ten slotte kan ook gewezen worden op de waarneming dat in een volatiel klimaat het beroep op externe financiering en het aantal nieuwe emissies vermindert (Choe, Masulis en Nanda, 1993), met negatieve effecten voor investeringen en groei tot gevolg.

Ook uit *financiële opties* en *futures* kan nuttige conjunctuurinformatie gehaald worden. De ratio van het aantal uitstaande calls en puts geeft bijvoorbeeld aan of men eerder een stijging of daling van de markt verwacht, naargelang deze ratio groter resp. kleiner dan 1 is. Gelijkaardige informatie volgt uit de scheefheidsverdeling van het desbetreffende financiële instrument. Bates (1988) leidt deze voor aandelenopties af als de verhouding van de call- en putprijs min 1. Indien positief is er scheefheid naar boven (meer kans op prijsstijging). Abken (1995) onderzocht de scheefheid van opties op interestfutures (periode 1988-1994) en vond eveneens perioden met significante scheefheid. Hij relateerde deze aan een wijziging van de monetaire politiek van de FED. Over langere perioden lijkt het o.i. niet uitgesloten dat ook conjuncturele fenomenen hierin vervat zijn. Ook de informatie aangaande *risk-adjusted implied probabili-*

ducten goedkoper, en de volumes blijven constant. Het gevolg is dat de handelsbalans (export-import) verslechtert en het BNP daalt. Op termijn zal echter importsubstitutie plaatsvinden en de export zal stijgen, waardoor de handelsbalans verbetert en het BNP toeneemt.

*ties*<sup>14</sup> van afgeleide producten kan nuttig zijn om de kans aan te geven van op- of neerwaartse bewegingen van het product (Neuhaus, 1995).

De markt van rentefutures wordt vaak gebruikt om er de toekomstige rente en monetaire politiek uit af te leiden (bijv. Thornton, 1996). Gegeven de band tussen monetaire politiek en conjunctuur, kan deze informatie dus eveneens relevant zijn. Fama en French (1988) onderzochten het gedrag van futures- en forwardprijzen van industriële en edele metalen (aluminium, koper, zink, tin, lood, zilver, goud, platina). Zij vonden bij alle metalen dat de prijzen sterk bleken te stijgen (dalen) vóór (na) het einde van conjuncturele expansies. De contantprijzen van industriële metalen waren volatieler dan de futures of forwards bij lage voorraden. Lage voorraden komen overeen met periodes van recessie. Hieruit volgt dat er nuttige conjunctuurinformatie uit deze markten gehaald kan worden, door de gemiddelde basis en de prijsvariabiliteit te onderzoeken over relevante perioden.

Welke financiële informatie nu het nuttigst is om recessies te voorspellen, moet nog blijken uit verder onderzoek. Estrella en Mishkin (1998) vinden voor de VSA alvast dat de *yield spread*, samen met aandelenkoersen, het best recessies voorspelt, en dat beter doet dan LI's, BNP-groei-maatstaven en andere informatie (bijv. geldgroei). Een probleem met gesofistikeerde en afgeleide financiële producten is echter dat de beschikbare data te recent zijn om deze aan een uitgebreid kwantitatief onderzoek te onderwerpen. Met betrekking tot financiële informatievariabelen als recessie-indicatoren willen we wel een voorzichtig advies formuleren. Indien deze zeer duidelijk aangeven dat een recessie of expansie imminent is (bijv. uit de schatting van een probitmodel), is het best om dit alsnog te verifiëren met andere informatie, zoals een LI en de laatste groeiprognozes. Immers, zoals Fama en French (1988) aanhalen, de in-

14 *Risk adjusted of implied probabilities* verwijzen naar de waardering van een instrument onder de hypothese van *no-arbitrage* (de veronderstelling dat er geen gratis loterij bestaat op de financiële markt; iedere *contingent claim* heeft een unieke én positieve waarde). In dit geval kan een unieke probabiliteit  $\pi$  (de kans op een stijging in een risicovrije wereld,  $1-\pi$  is dan de kans op daling) gevonden worden die de claim juist waardeert:  $S_0 = [\pi \cdot uS + (1-\pi)dS] / (1+r)$  en  $C_0 = [\pi C_u + (1-\pi)C_d] / (1+r)$ , waarin  $S$ ,  $S_0$  en  $C_0$  de waarde van het onderliggende, resp. afgeleide actief op tijdstip 0,  $u$  en  $d$  de grootte van koersbewegingen naar boven en beneden (per periode),  $C_u$  en  $C_d$  de prijs van het afgeleide actief in de *up* ( $u$ ) of *down* ( $d$ ) situatie,  $r$  de risicovrije rente (%) en  $\pi$  zoals eerder vermeld (Merton, 1990, blz. 334-337).

formatie van bepaalde financiële producten is mogelijk minder bruikbaar, omdat dit ook speculatieproducten zijn.

### Besluit en perspectieven

Uit het voorgaande is gebleken dat het exact voorspellen van recessies geen eenvoudige opdracht is. Eerst en vooral moet een duidelijke definitie gegeven worden van wat men verstaat onder recessies. Traditioneel wordt hiervoor de datering gevolgd van officiële instellingen (NBER, CIBCR). Daarnaast is het ook belangrijk om een adequate onderzoekstechniek te hanteren, gaande van vuistregels tot econometrisch verfijnde technieken als probit en *regime switching*. Zelfs dan is de verklaringskracht van de verschillende categorieën informatieve variabelen vaak nog beperkt.

Vandaar de volgende suggesties voor verder onderzoek. Ten eerste kan worden onderzocht hoe robuust de relaties zijn voor verschillende definities van recessie en expansie. Inzake techniek lijkt een combinatie van probit en *regime switching* interessant, zoals in Dueker (1997), of een combinatie met modellen die de tijdsduur van recessies en expansies proberen te voorspellen, zoals in Diebold et al. (1993). Ook kan overwogen worden om een fijnere analyse van de conjunctuur te bestuderen met meerdere fasen (herleving, boom, reces, depressie) en hiervoor een multinomiale probit te schatten. Tevens lijkt een combinatie van de verschillende categorieën informatieve variabelen nuttig, aangezien de verschillende categorieën aparte informatieaspecten kunnen inhouden en kunnen leiden tot een betere voorspelling. Hiertoe lijken principale-componentenanalyse en Bayesiaanse analyse uiterst geschikt. Verder dient opgetenanalyse en Bayesiaanse analyse uiterst geschikt. Verder dient opgemerkt dat het merendeel van het bestaande onderzoek enkel *in-sample* resultaten rapporteert, terwijl een model beter geëvalueerd kan worden op zijn *out-of-sample* eigenschappen, zoals in Stock en Watson (1993a) of Annaert et al. (1998).

Ten slotte willen we eindigen met de opmerking om niet automatisch en volledig te vertrouwen op één bepaalde informatieset of techniek, maar ook de nodige discretie te bewaren. Bij wijze van voorbeeld, de recessie van 1990 in de VSA kon door geen enkel bestaand model of groep van informatieve variabelen op dat moment goed voorspeld worden.

### Referenties

- ABKEN, P.A. (1995), "Using Eurodollar Futures Options: Gauging the Market's View of Interest Rate Movements", *Economic Review*, FRB Atlanta, maart-april, blz. 10-30.
- ANDERSEN, P.S. (1997), *Forecast Errors and Financial Developments*, BIS working paper 50, november, 52 blz.
- ANNAERT, J., M. DE CEUSTER en N. VALCKX (1998), *The Information Content of Interest Rate and Stock Market Volatility for Predicting Business Cycles in Probit Models*, UFSIA Universiteit Antwerpen, SESO working paper 98/361, 23 blz.
- BATES, D.S. (1988), *Option Prices under Asymmetric Processes, with Applications to Options on DEM Futures*, Rodney L. White Center for Financial Research, working paper 36-88.
- BERNANKE, B. (1990), "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads", *New England Economic Review*, FRB Boston, november-december, blz. 51-68.
- BERNANKE, B. en M. GERTLER (1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *American Economic Review*, maart, blz. 14-31.
- BERNARD, H. en S. GERLACH (1996), *Does the Term Structure Predict Recessions? The International Evidence*, BIS working paper 37, september, 25 blz.
- BIKKER J.A. en J.M. BERK (1994), "Conjunctuurindicatoren voor 14 Landen", *Maandschrift Economie*, 129-149.
- BOLDIN, M.D. (1994), "Dating Turning Points in the Business Cycle", *Journal of Business*, lente, blz. 97-131.
- BURNS, A.F. en W.C. MITCHELL (1946), *Measuring Business Cycles*, NBER Studies in Business Cycles, nr. 2, New York, Columbia University Press.
- CHEN, N.-F. (1991), "Financial Investment Opportunity and the Macroeconomy", *Journal of Finance*, 46, blz. 529-54.
- CHOE, H., R.W. MASULIS en V. NANDA (1993), "Common Stock Offerings across the Business Cycle: Theory and Evidence", *Journal of Empirical Finance*, juni, blz. 3-31.
- DAVIS E.P. en S.G.B. HENRY (1994), *The Use of Financial Spreads as Indicator Variables: Evidence for the UK and Germany*, IMF Staff Papers, september, blz. 517-525.
- DAVIS, P.E. en G. FAGAN (1997), "Are Financial Spreads Useful Indicators of Future Inflation and Output Growth in EU Countries", *Journal of Applied Econometrics*, december, blz. 701-714.
- DE LEEUW, F. (1991), "Toward a Theory of Leading Indicators", in: LAHIRI en MOORE, blz. 15-56.
- DIEBOLD, F.X. en G.D. RUDEBUSCH (1989), "Scoring the Leading Indicator", *Journal of Business*, herfst, blz. 369-391.
- DIEBOLD, F.X. en G.D. RUDEBUSCH (1991), "Turning Point Prediction with the Leading Index: An Ex-Ante Analysis", in: LAHIRI en MOORE, blz. 231-256.
- DIEBOLD, F.X., G.D. RUDEBUSCH en D.E. STACHEL (1993), "Further Evidence on Business Cycle Duration Dependence", in: STOCK en WATSON (1993b), blz. 255-284.

- DDXIT, A. (1992), "Investment and Hysteresis", *Journal of Economic Perspectives*, winter, blz. 107-132.
- DUEKER, M.J. (1997), "Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of US Recessions", *Review FRB St. Louis*, maart-april, blz. 41-51.
- ESTRELLA, A. (1998), "A New Measure of Fit for Equations with Dichotomous Dependent Variables", *Journal of Business and Economic Statistics*, april, blz. 198-205.
- ESTRELLA, A. en G.K. HARDOUVELIS (1991), "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity", *Journal of Finance*, juni, blz. 555-576.
- ESTRELLA, A. en F.S. MISHKIN (1997), "The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the US: Implications for the European Central Bank", *European Economic Review*, december, blz. 1375-1401.
- ESTRELLA, A. en F.S. MISHKIN (1998), "Predicting US Recessions: Financial Variables as Leading Indicators", *Review of Economics and Statistics*, februari, blz. 45-61.
- FAGAN, G. en J. FELL (1994), *Techniques for Forecasting the Irish Business Cycle*, Central Bank of Ireland, Technical Paper 94/2, 73 blz.
- FAIR, R.C. (1993), "Estimating Event Probabilities from Macroeconometric Models Using Stochastic Simulation", in: STOCK en WATSON (1993b), blz. 157-178.
- FAMA E.F. en K. FRENCH (1988), "Business Cycles and the Behavior of Metals Prices", *Journal of Finance*, december, blz. 1075-1093.
- FAMA, E.F. (1984), "The Information in the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 13, blz. 509-528.
- FILARDO, A.J. (1994), "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics*, juli, blz. 299-308.
- FISHER, S. en R. MERTON (1984), "Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 21, blz. 57-108.
- FRIEDMAN, B.M. en K.M. KUTTNER (1993), "Why Does the Paper-Bill Spread Predict Real Economic Activity?", in: STOCK en WATSON (1993b), blz. 213-253.
- FUNKE, N. (1997), "Predicting Recessions: Some Evidence for Germany", *Weltwirtschaftliches Archiv*, januari, blz. 90-102.
- GOODWIN, T.H. (1993), "Business-Cycle Analysis with a Markov-Switching Model", *Journal of Business and Economic Statistics*, juli, blz. 331-339.
- GREENE, w.h. (1993), *Econometric Analysis*, New York, Macmillan Publishing Company, 2nd edition, xxiii + 791 blz.
- HAMILTON, J.D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, maart, blz. 357-384.
- HAMILTON, J.D. en G. LIN (1997), "Stock Market Volatility and the Business Cycle", *Journal of Applied Econometrics*, september-oktober, blz. 537-593.
- HUH, C.H. (1991), "Recession Probability Indexes: A Survey", *Economic Review*, FRB San Francisco, herfst, blz. 31-40.
- HUH, C.H. (1998), "Forecasting Industrial Production Using Models with Business Cycle Asymmetry", *Economic Review*, FRB San Francisco, nr. 1, blz. 29-41.
- KAMIN, S.B. en M. KLAU (1998), *Some Multi-Country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output*, FRB Board of Governors, Washington, International Finance Discussion Papers 611, mei, 16 blz.
- KOENIG, E.F. en K.M. EMERY (1991), "Misleading Indicators? Using the Composite Leading Indicators to Predict Cyclical Turning Points", *Economic Review*, FRB Dallas, juli, blz. 1-14.
- LAHIRI, K. en G.H. MOORE, eds. (1991), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, New York, Cambridge University Press, xiv + 464 blz.
- LAYTON, A.P. (1996), "Dating and Predicting Phase Changes in the US Business Cycle", *International Journal of Forecasting*, blz. 417-428.
- MERTON, R.C. (1990), *Continuous-Time Finance*, Cambridge, Mass., Basil Blackwell, Inc., xix + 700 blz.
- NEFTCI, S.N. (1982), "Optimal Prediction of Cyclical Downturns", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 4, blz. 225-241.
- NEUHAUS, H. (1995), *The information content of derivatives for monetary policy: Implied volatilities and probabilities*, Discussion Paper 3/95 of the Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, juli.
- NIEMIRA, M.P. (1994), *An International Application of Neftci's Probability Approach for Signaling Growth Recessions and Recoveries Using Turning Point Indicators*, in: LAHIRI en MOORE, blz. 91-108.
- NIEMIRA, M.P. en P.A. KLEIN (1991), *Forecasting Financial and Economic Cycles*, New York, Wiley, blz. xvi + 526.
- OECD (1997), *Cyclical Indicators and Business Tendency Surveys*, Working Document 58, Parijs, 52 blz.
- PEEK, J. en E.S. ROSENGREN (1988), "The Stock Market and Economic Activity", *New England Economic Review*, mei-juni, blz. 39-50.
- SACHS, L. (1984), *Applied Statistics: A Handbook of Techniques*, Springer Series in Statistics, New York, Springer-Verlag, 2e ed., xxii + 707 blz.
- SCHWERT, W.G. (1989), *Business cycles, financial crises, and stock volatility*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 31, blz. 83-126.
- STOCK, J.H. en M.W. WATSON (1993a), *A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experiences*, in: STOCK en WATSON (1993b), blz. 95-156.
- STOCK, J.H. en M.W. WATSON, eds. (1993b), *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, NBER Studies in Business Cycles, deel 28, University of Chicago Press, ix + 337 blz.
- THORNTON, D.L. (1996), *Does the Federal Funds Futures Market Predict Fed Behavior?*, Monetary Trends, FRB St. Louis, december.
- VELOCE, W. (1996), "An Evaluation of the Leading Indicators for the Canadian Economy Using Time Series Analysis", *International Journal of Forecasting*, blz. 403-416.
- WEBB, R.H. (1991), "On Predicting the Stage of the Business Cycle", in: LAHIRI en MOORE, blz. 109-127.
- ZARNOWITZ, V. (1991a), *What Is a Business Cycle?*, NBER Working paper 3863, oktober, 86 blz.
- ZARNOWITZ, V. (1991b), *Has Macro-forecasting Failed?*, NBER Working paper 3867, oktober, 36 blz.
- ZARNOWITZ, V. (1992), "The Accuracy of Individual and Group Forecasts", in: V. ZARNOWITZ, ed., *Business Cycles: Theory, History, Indicators and Forecasting*, NBER Studies in Business Cycles, deel 27, University of Chicago Press, xvii + 593 blz., blz. 444-461.

*Abstract*

*Forecasting Recessions: A Survey*

*This article reviews several aspects about forecasting recessions. A first issue concerns the definition and dating of recessions. Secondly, the quantitative estimation and evaluation of recession forecasts is examined. Thirdly, popular recession indicators are discussed, viz. growth predictions obtained from large macroeconomic models or surveys, leading indicators and financial market information. The last section concludes and offers perspectives for further research.*



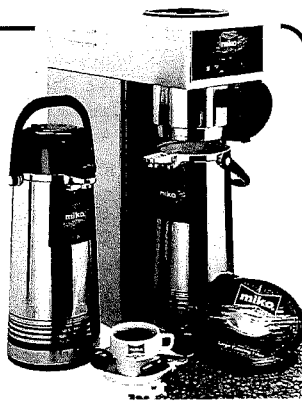
Office Coffee Service,  
een dienstverlening waar wij thuis in zijn!  
Meer dan 9.000 klanten zijn daar  
het bewijs van!

Onze succesformule:

Dit toestel volledig kosteloos bij U,  
inclusief alle nazicht en onderhoud.  
U betaalt **enkel** de koffie en de  
bijproducten!

Wenst U meer inlichtingen of  
een apparaat op proef, aarzel dan niet  
ons **vrijblijvend** te contacteren:

**M.C.S.** N.V. Hermesstraat 22  
B-1930 Zaventem



Tel. (02) 714.10.90  
Fax (02) 714.10.99

**200 jaar meesterschap in koffie**

Filip Lievens \*

Etienne Van Keer \*\*

## Assessment centers in België: de resultaten van een onderzoek naar de voorspellende kracht en de billijkheid

*Trefwoorden:* personeelsselectie; assessment centers; validiteit

*In België kennen assessment centers een steile groei. Ondanks deze populariteit is de waarde van assessment centers als selectie- en ontwikkelingsinstrument in België nog niet getoetst. Daarom onderzoekt deze studie de predictieve validiteit en de billijkheid van een assessment center van een grote bank. De steekproef bestaat uit 252 middle level managers, waaronder 201 mannen en 51 vrouwen (gemiddelde leeftijd = 38 jaar). De resultaten tonen dat dit assessment center aan de gestelde verwachtingen beantwoordt. Het instrument is voldoende valide om predicties toe te laten naar succes in hogere managementfuncties. Ook met betrekking tot billijkheid scoort dit assessment center uitstekend. Zo worden nagenoeg geen verschillen tussen beoordelingen van mannen en vrouwen gevonden. Ten slotte zijn er ook bijna geen verschillen in de beoordelingen van Walen en Vlamingen. Mogelijke verklaringen voor deze goede resultaten qua voorspellende validiteit en billijkheid liggen in de kwalitatief goede opbouw van het assessment center.*

\* Universiteit Gent, Vakgroep Personeelsbeleid en Arbeids- en Organisationspsychologie. Postdoctoraal onderzoeker van het Fonds voor Wetenschappelijk Onderzoek - Vlaanderen (F.W.O.).

\*\* SHL Belgium