

Prognoses van het BNP door de Europese Economische Gemeenschap, de Centrale Raad voor het Bedrijfsleven en het DULBEA : wie voorspelt best ? (*)

door

H. GLEJSER

Buitengewoon hoogleraar aan de V.U.B.

I. Inleiding

Sinds enkele jaren worden in België voorspellingen van het Bruto Nationaal Produkt (B.N.P.) gepubliceerd door drie organismen.

De Europese Economische Gemeenschap (E.E.G.) is hiermee in 1962 begonnen. Voorspellingen en herziene voorspellingen verschijnen vier maal per jaar in « De economische toestand van de gemeenschap ».

De Centrale Raad voor het Bedrijfsleven (C.R.B.) publiceert ook sedert 1962 voorspellingen gemaakt in de herfst voor het volgende jaar. Deze cijfers worden dikwijls in de lente van het jaar zelf herzien. We hebben hier echter slechts de eerste voorspelling beschouwd.

Het Departement voor Toegepaste Economie van de Vrije Universiteit van Brussel (DULBEA) is slechts in 1964 begonnen met voorspellingen (om de drie maanden herzien) die te vinden zijn in het tijdschrift « Statistische reeksen van Brussel ».

Melden we nog het bestaan van de « economische begrotingen » van het Ministerie van Economische Zaken die ook voorspellingen bevatten. Deze laatste jaren werden deze echter niet meer gepubliceerd waardoor we ze in deze vergelijking, moesten verwaarlozen. We kunnen nochtans naar een artikel van C. VAN HERBRUGGEN verwijzen dat, in het tijdschrift *Revue belge de Statistique et de Recherche opérationnelle*, de prognoses van de « economische begrotingen » met die van de DULBEA confronteert.

(*) Ik dank van harte de Heer F. Van den Eeckhaut, student in de tweede licentie, die de gegevens heeft verzameld en veel van de berekeningen heeft uitgevoerd.

De voorspellingen over de mutatie (in %) van het B.N.P. tegen vaste prijzen afkomstig uit de drie bovenvermelde bronnen kunnen vergeleken worden met de meest recente ramingen (d.w.z. die van juli 1968) gepubliceerd door het Nationaal Instituut voor de Statistiek (N.I.S.) behalve voor het jaar 1968 waarvoor het N.I.S. nog geen schattingen heeft gemaakt. Om de vergelijkingsperiode, die geenszins lang is, niet verder in te korten, hebben we dan ook voor dat laatste jaar de raming, in juni 1969 door het DULBEA gepubliceerd en ook vrij algemeen aanvaard, gebruikt.

II. De zuiverheid van de voorspellingen der drie instellingen

Tabel I bevat verschillende voorspellingen en realisaties voor de periode 1963-1968, gekenmerkt door het einde van een expansiephase (1963 en 1964), een milde maar lange recessie (1965, 1966 en 1967) en een heropleving (1968).

We berekenen eerst de waarden van de voorspellingsfout :

$$(1) f_{it}^{(j)} = P_{it}^{(j)} - A_t$$

TABEL I. — Voorspellingen en realisaties van

Jaren (t)	1963					1964				
Periode (i) (*)	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
A. Voorspellingen :										
E.E.G.	3	3	3	3,5	3,5	3,5	4	4,5	5	5
C.R.B.	3					4				
DULBEA								4	5,5	5,5
B. Realisaties :										
: N.I.S.			4,3					6,9		

(*) *Verklaringen* : i is gelijk aan :

- 0 = 4de trimester van het vorige jaar (t - 1),
- 1 = 1ste trimester van het jaar zelf (t),
- 2 = 2de trimester van het jaar zelf (t),
- 3 = 3de trimester van het jaar zelf (t),
- 4 = 4de trimester van het jaar zelf (t).

waar $P_{it}^{(j)}$ de prognose voorstelt van instelling j ($j = \text{E.E.G.}, \text{C.R.B.}$ of DULBEA) in het kwartaal i ($i = 0, 1, 2, 3, 4$; dit zijn de 5 kwartalen waarin prognosen worden gemaakt) voor het jaar t en A_t de overeenkomstige realisatie zoals door het N.I.S. geraamd.

We veronderstellen dat, voor iedere waarde van i en van j , $f_{it}^{(j)}$ normaal verdeeld is met mathematische verwachting $\mu_{i,j}$ en met variantie $\sigma_{i,j}^2$.

Onze eerste taak bestaat er dan ook in te toetsen of, aan de hand van de gegevens, al dan niet kan worden aanvaard dat $\mu_{i,j}$ nul is, met andere woorden dat de voorspelling zuiver is d.w.z. gemiddeld juist. In dit geval, zou de veranderlijke

$$\frac{\bar{f}_i^{(j)}}{s_{i,j}/\sqrt{n-1}}$$

een t — verdeling met $n-1$ vrijheidsgraden vertonen : n is het aantal waarnemingen, $\bar{f}_i^{(j)}$ het rekenkundig gemiddelde en $s_{i,j}$ de standaardafwijking van $f_{i,t}^{(j)}$ in de steekproef.

het B.N.P. (in % t.o.v. het vorige jaar)

1965					1966					1967					1968				
0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
3,5	3,5	3,5	3	3	3,5	3,5	3,5	3,5	3	3	2,75	2,75	2,5	3	3	3,5	3,5	4,5	4,5
3,75					3					2,25					3				
4	3,1	3,3	2,5	3,25	3,5	3,75	3,5	3	3	4	3,3	2,5	3	3,2	3,5	4	4,25	4,5	4,7
3,9					2,8					3,5 (**)					4,6 (**) (DULBEA)				

(**) Het N.I.S. heeft zopas deze twee cijfers herzien : ze bedragen nu 3,6 voor 1967 en 3,8 voor 1968. Onze conclusies worden echter daardoor slechts verstevigd (zie Naschrift op blz. 400).

Tabel II presenteert de waarden van $\bar{f}_{i,j}$ in de t-toets. Men ziet dat de hypothese dat $\mu_{i,j}$ nul is in vier gevallen op vijf wordt verworpen voor wat de E.E.G. voorspellingen betreft maar steeds aanvaard wordt voor de prognosen van de twee andere instellingen.

TABEL II
De gemiddelde voorspellingsfout $(\bar{f}_{i,j})^{**}$

j =	E.E.G. (1963-1968)	C.R.B. (1963-1968)	DULBEA (2de kw. 1964-1968)
i			
0	1,30	1,16	- 0,04
1	1,15 (S) (*)		0,16
2	1,05 (S)		0,83
3	0,80 (S)		0,64
4	0,80 (S)		0,41

Verklaringen :

- (*) — Het symbool (S) duidt aan dat de bekomen waarde significant afwijkt van nul op een 5 % significantiedrempel.
- (**) — De vergelijking tussen de laatste kolom en de vorige wordt enigszins scheefgetrokken door het feit dat de jaren, waarop de voorspelling slaat, niet dezelfde zijn. Beperkt men zich voor de E.E.G. en de C.R.B. tot de periode 2/1964-1968, dan verkrijgt men cijfers die volledig vergelijkbaar zijn met die van het DULBEA. Voor de E.E.G. bedragen die resp. 0,45; 0,39; 0,79; 0,64 en 0,64 voor i gaande van 0 tot 4 en voor de C.R.B. : 0,70. Die resultaten blijven groter dan die van het DULBEA.

Dit betekent dat de E.E.G. stelselmatig de expansievoet heeft onderschat met ca. 1 %, zelfs in het laatste kwartaal van het jaar waarop de voorspelling sloeg. Heel waarschijnlijk bleef deze instelling te veel onder de indruk van de veel lagere groeiritmes van de jaren 1950. Deze vaststelling geldt trouwens ook in mindere mate voor de C.R.B. en zelfs voor het DULBEA.

III. De kwadratische fout van de voorspellingen en de U - coëfficiënt

Tabel III geeft de gemiddelde kwadratische fout,

$$\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [f_{i,t}^{(j)}]^2$$

voor iedere i en j . Deze veranderlijke is een goede maatstaf van de spreiding der voorspellingen rond de waargenomen waarden. Hoe dichter ze bij nul is, des te nauwkeuriger is de prognose.

TABEL III
Kwadratische fout der voorspellingen

Instelling	E.E.G.		C.R.B.		DULBEA
	Periode	Zelfde periode als DULBEA	Periode		
Kwartaal van de voorspelling	1963-1968		1963-1968	1965-1968	
0.....	2,78	0,86	2,38	1,04	0,49
1.....	2,09	0,60			0,49
2.....	1,65	1,64			2,76
3.....	1,09	1,18			0,84
4.....	0,89	0,94			0,54

Kwadratische fout van naïve voorspellingen

	1963-1968	1964-1968	1965-1968
A. Zelfde mutatie als het jaar te voren	3,39	3,73	2,88
B. Constante mutatie gelijk aan het gemiddelde tijdens de periode 1963-1968	1,71	2,06	0,79

Om de cijfers van de drie instellingen vergelijkbaar te maken, hebben we niet alleen de kwadratische fout berekend over de respectieve voorspellingsperioden, maar ook over een gemeenschappelijke periode die overeenstemt met die van het DULBEA (1965 tot 1968 voor $i = 0, 1$ en 1964-1968 voor $i = 2, 3, 4$).

Men ziet onmiddellijk dat de kwaliteit van de prognosen van de C.R.B. lichtjes beter is dan die van de E.E.G., maar dat het DULBEA veruit de beste score verwezenlijkt op één uitzondering na : de voorspelling van het tweede kwartaal ($i = 2$).

Deze uitloper is uitsluitend te wijten aan de allereerste prognose van het DULBEA (voor het jaar 1964 dat 4 % bedroeg waar de realisatie 6,9 % bleek te zijn; deze voorspelling werd in het derde kwartaal verbeterd en vervangen door 5,5 %).

In Tabel III, hebben we ook de prognosen van de drie instellingen vergeleken met twee hypothetische naïeve voorspellingsmethoden.

Methode A bestaat erin voor het volgend jaar dezelfde mutatie te voorspellen als voor het vorig jaar. In methode B wordt, voor ieder jaar, hetzelfde gemiddelde groeitempo van de periode 1963-1968 voorspeld. Stippen we aan dat deze twee methoden zuiver hypothetisch zijn : op het ogenblik dat men voorspelt is de mutatie van het vorige jaar vaak nog onbekend en beslist steeds ook de gemiddelde groei van de gehele periode. Tabel III toont aan dat alle instellingen beter voorspellen dan de methode A, maar dat de C.R.B., de twee eerste prognosen van de E.E.G. en de derde prognose van het DULBEA slechter zijn dan die verkregen door methode B.

Men bemerkt ook dat over het algemeen de kwaliteit van alle voorspellingen verbetert naarmate het einde van het jaar nadert.

Ten slotte, hebben we, in Tabel IV, de U-coëfficiënt van Theil berekend die een vergelijking mogelijk maakt met prognosen in het buitenland. Deze coëfficiënt wordt gedefinieerd als :

$$U_{i,j} = \frac{\sqrt{\sum [P_{i,t}^{(j)} - A_t]^2}}{\sqrt{\sum [P_{i,t}^{(j)}]^2} + \sqrt{\sum A_t^2}}$$

U kan tussen 0 en 1 schommelen. De waarde 0 wordt bereikt bij perfecte voorspellingen en de waarde 1 indien steeds.

$$P_{i,t}^{(j)} = - A_t$$

De vergelijking van de prognoses der 3 instellingen onderling en met de naïeve voorspellingen leidt tot dezelfde conclusies als Tabel III. Een vergelijking met de U-waarde van de B.N.P.-prognosen van drie scandinavische landen voor de naoorlogse periode 1948-1953 door H. THEIL uitgerekend ⁽¹⁾, vindt men ook in deze tabel. De lagere waarden van de voorspellingen van België zijn beslist te wijten aan de uitbreiding en verbetering van de statistische documentatie en de vooruitgang van de economische analyse sedert 15 jaar.

⁽¹⁾ H. THEIL : *Economic Forecasts and Policy*, North Holland Pub. Co, Amsterdam, 1958, bl. 89.

TABEL IV
Waarden van de U-coëfficiënt

Instelling	E.E.G.		C.R.B.		DULBEA
	Periode	Zelfde periode als DULBEA	1963-1968	1965-1968	
Kwartaal van de voorspelling	1963-1968		1963-1968	1965-1968	
0.....	0,205	0,134	0,199	0,130	0,094
1.....	0,183	0,111			0,095
2.....	0,160	0,152			0,177
3.....	0,127	0,130			0,108

Naïeve voorspellingen	1963-1968	1964-1968	1965-1968
A. Zelfde mutatie als het jaar te voren	0,199	0,211	0,203
B. Constante mutatie gelijk aan het gemiddelde tijdens de periode 1963-1968	0,148	0,162	0,110

Vergelijking met voorspellingen in andere landen tijdens de periode 1948-1953

Noorwegen	0,30
Denemarken	0,35
Zweden.....	0,47

IV. Besluit

De vergelijking tussen de voorspellingen van de E.E.G., de C.R.B. en het DULBEA komt uit ten voordele van deze laatste instelling. Daarbij heeft de C.R.B. een lichte voorsprong op de E.E.G. In de prognosen van deze laatste werd een significante systematische onderschatting van de groei ontdekt.

Alle drie organismen voorspellen veel beter dan de Scandinavische landen in de periode 1948-1953 — hetgeen duidt op een

verbetering van de statistische gegevens en van de economische analyse. Slechts het DULBEA voorspelt praktisch altijd beter dan twee willekeurig gekozen naïeve methoden.

NASCHRIFT

Einde augustus 1969, heeft het N.I.S. de mutatie van het B.N.P. in 1968 op 3,8 % geschat en het cijfer van 1967 van 3,5 % op 3,6 % gebracht. Onze rangschikking van de drie bronnen van prognoses wordt daardoor niet aangetast. Alleen ons oordeel over die prognoses in het algemeen wordt daardoor (in gunstige zin) beïnvloed. De kwadratische fout van de eerste voorspelling ($t = 0$) bedraagt nu b.v. voor de periode 1965-1968 :

0,41 (i.p.v. 0,86) voor de EEG;
0,63 (i.p.v. 1,04) voor de C.R.B.;
0,19 (i.p.v. 0,49) voor het DULBEA.

Er moet echter gezegd worden dat de 1968 raming van het N.I.S. o.i. te laag ligt. We weten ook, uit ervaring, dat de latere herzieningen van deze instelling steeds naar omhoog gebeuren.