

OMTRENT DE INVLOED VAN
ALTERNATIEVE WERKHYPOTHESEN
BIJ DE KRITIEK VAN STATISTISCHE
INFORMATIE EN FOUTENREDUCTIE :
EEN VOORBEELD (*)

door

Dr. G.L. DE BRABANDER
Werkleider en docent
U.F.S.I.A., Universiteit Antwerpen

1. INLEIDING

De toenemende tendens om bij de geschiedschrijving statistisch bronnenmateriaal te betrekken, heeft aanleiding gegeven tot een groeiende behoefte aan kwantitatief-kritisch onderzoek. Hoewel het daarbij ontstane vakdomein ongetwijfeld nog niet kan bogen op een systematisch uitgewerkt geheel van definities, methodes en resultaten, kan men toch wel stellen dat er sinds de publicatie van Morgens *On the Accuracy of Economic Observations* (1) een flink stuk weg is afgelegd.

Een gedeelte van die weg wordt duidelijk uit de praktijk van het kwantitatief-historisch onderzoek zelf. Waar men oorspronkelijk de data zonder bespreking en controle, laat staan correctie, overneemt, wordt in een latere fase niet alleen de bron onderzocht, maar tevens een poging gedaan om die te corrigeren. Een treffend voorbeeld hiervan vormt de behandeling van het aantal landbouwactieven in België (*) Prof. Dr. R. Van Straelen, Drs. E. Omeij en het leescomité van dit tijdschrift brachten commentaar uit bij een vroegere versie van dit artikel, waarvoor ik hen hartelijk dank. Eventuele fouten of lacunes zijn natuurlijk voor mijn rekening.

(1) Hoewel vooral gericht op de economische statistieken, mag O. MORGENSTERN, *On the Accuracy of Economic Observations*, Princeton (N.J.), 1963², m.i. toch beschouwd worden als de eerste systematische verhandeling over kwantitatieve historische kritiek.

tijdens de negentiende eeuw (2). Waar Bublot de beroepstellingen nog vrijwel kritiekloos aanvaardt (3), wordt later op basis van bronnenvergelijking een reeks correcties aangebracht door Verhaegen (4). Verder onderzoek en met name het hanteren van alternatieve werkhypothesen brengen Gadisseur (5) en Klep (6) tot nieuwe schattingen.

Nu zijn correcties op basis van (her-)schattingen duidelijk niet optimaal. Zoals door Hannes werd benadrukt (7) bestaat de enige fundamentele oplossing voor de correctie van een telling erin ze over te doen en/of het basismateriaal te vergelijken met een andere meting van hetzelfde verschijnsel. Het ligt echter voor de hand dat een dergelijke benadering uiterst moeilijk is. Niet alleen is ze bijzonder arbeidsintensief en tijdsconsumerend, maar bovendien staan in de meeste gevallen noch het basismateriaal van de telling noch valabele alternatieve data over hetzelfde verschijnsel ter beschikking. Het bereiken van een dergelijke ideale kwantitatieve historische kritiek zal dus wellicht voor een groot deel van het onderzoeksdomein een onbereikbaar ideaal blijven.

Dit betekent geenszins dat de historische kritiek van statistische bronnen een onmogelijke zaak is. Enerzijds is in sommige gevallen wel de ideale oplossing mogelijk (8), anderzijds staan andere methodes ter beschikking waar het ideaal niet verwezenlijkbaar is. Met name kan het juist in die gevallen bijzonder nuttig zijn werkhypothesen in de bronnenkritiek in te bouwen. Hieraan zijn echter

(2) Vgl. P.M.M. KLEP, "De agrarische beroepsbevolking van de provincies Antwerpen en Brabant en van het koninkrijk België, 1846-1910", *Bijdragen tot de Geschiedenis*, 1976, nr. 1-2, p. 47.

(3) G. BUBLOT, *La Production Agricole Belge, Etude Economique Séculaire : 1846-1955*, Leuven-Parijs, 1957, pp. 55-56.

(4) B. VERHAEGEN, *Contribution à l'histoire économique des Flandres*, Leuven-Parijs, 1961, deel 2, o.m. pp. 33-35.

(5) J. GADISSEUR, "Contribution à l'étude de la production agricole en Belgique de 1846 à 1913", *Belgisch Tijdschrift voor Nieuwste Geschiedenis*, 1973, nr. 1-2, pp. 1-48.

(6) P.M.M. KLEP, *art.cit.*, passim; vgl. ID., *Bevolking en arbeid in transformatie : Brabant 1700-1900*, Leuven, 1978, deel twee (onuitgegeven doctoraatsverhandeling).

(7) J. HANNES, "Kwantificatie en historische kritiek", *Tijdschrift voor Geschiedenis*, 1971, nr. 2, p. 350.

(8) Heel dicht bij die ideale vorm van kritiek komt J. HANNES in zijn *De economische bedrijvigheid te Brussel, 1846-1847. Controle en aanvulling van de nijverheidstelling van 15.10.1846*, Leuven-Parijs, 1975.

ook gevaren verbonden. Meer dan tien jaar geleden reeds wees Slicher van Bath erop dat het werken met hypothesen op zich de resultaten soms van zeer twijfelachtige aard maakt. Hij voegde er echter onmiddellijk aan toe dat dit gevaar kan overwonnen worden "door berekeningen voor verschillende mogelijkheden te maken", m.a.w. door alternatieve werkhypothesen te gebruiken. En hij vervolgde : "hierdoor worden minimum en maximum grenzen aangegeven, waarbinnen de werkelijke getallen gelegen moeten hebben" (9). Het is in de context van deze laatste uitspraak dat dit artikel moet worden beschouwd.

Onze bedoeling is daarbij inderdaad vooral via een voorbeeld aan te geven in welke mate alternatieve werkhypothesen kunnen leiden tot afwijkingen in de aldus bewerkte data (sectie 2). Het voorbeeld heeft betrekking op de verdeling van de produktieve landbouwactieven over de provincies op zich en in het kader van de hele negentiende-eeuwse produktieve bevolking (10). Uiteraard gaat het in de eerste plaats om het impact op de data-vectoren zelf. Onze stelling is echter dat niet alleen dit directe impact van belang is voor de historische kritiek, maar dat de indirecte invloed op de resultaten die na toepassing van goedgekozen kwantitatieve methoden bekomen worden van essentiële betekenis is. Deze verdere verwerking biedt immers de kans om de fout, of juister : de afwijkingsmarge, zowel statisch (synchroon) als dynamisch (evolutief) te reduceren of te vergroten (resp. secties 3 en 4).

(9) B.H. SLICHER VAN BATH, "Theorie en praktijk in de economische en sociale geschiedenis", *A.A.G. Bijdragen*, 1967, nr. 14, p. 185.

(10) Daar het hier gaat om de methodologische mogelijkheden gaan we niet in op problemen van definities e.d. Overigens kan van het begrip 'produktieve activiteiten' alleen al een uitvoerige geschiedenis geschreven worden, lopende van A. Smith over K. Marx tot de hedendaagse opvattingen, waar bv. de "human capital"-benadering een steeds groter belang schijnt te krijgen. Meer over de theoretische en brontechnische context van het voorbeeld vindt men in mijn doctoraatsverhandeling, *De regionaal-industriële specialisatie en haar effect op ruimtelijke verschillen in economische groei in België, van 1846 tot 1970*, Antwerpen, 1979, deel 2, hoofdstukken 1 en 2.

2. ALTERNATIEVE WERKHYPOTHESEN EN DE RESULTERENDE DATA

Zoals gezegd betreft het voorbeeld de produktieve actieve bevolking, meer bepaald in de landbouw. De drie jaren waarop dit betrekking heeft zijn 1846, 1895/96 en 1910 (11), omdat deze de tellingsdata vormen waarvoor de meest volledige en de meest betrouwbare tellingsgegevens beschikbaar zijn over de hele Belgische economie.

De problematiek van de tellingsgegevens in 1910 is nogal verschillend van deze in 1846 en 1895. Vlak vóór de eerste wereldoorlog omvatte de landbouwtelling immers geen census van de betrokken actieve bevolking, wat in 1846 en 1895 wel het geval was. Een vergelijking tussen de data van de beroepstelling uit de volkstelling met het cijfermateriaal uit de landbouwtelling is voor 1910 dus uitgesloten. De herschattingen, of correcties zo men wil, zullen voor dat jaar dan ook op een heel andere wijze dienen te gebeuren.

Wat 1846 en 1895 betreft, concentreren we ons op de verdelingsproblematiek. Op basis van een vergelijking van de tellingen, niet alleen op het vlak van de actieve bevolking maar ook dat van de geëxploiteerde oppervlakte, de prijs- en produktiviteitsontwikkeling e.d.m., kan een nationaal totaal van de produktieve landbouwactiviteiten berekend worden (12). Het probleem is nu dat dit totaal op uiteenlopende wijzen over de provincies kan gedistribueerd worden.

Twee verdelingshypothesen lijken zeer relevant. Een eerste gaat uit van de assumptie dat de tellingsfouten ruimtelijk homogeen zijn, m.a.w. dat in alle provincies een procentuele overschatting van dezelfde grootte-orde zou gedaan zijn. Onder deze assumptie kan bijgevolg het berekende totaal over de regio's verdeeld worden volgens de aandelen die in de landbouwtelling voorkomen.

De alternatieve hypothese gaat uit van het feit dat om de produktieve prestatie in de landbouw te kennen twee variabelen determinerend zijn, namelijk het betaalde oppervlak en de bodemproduktiviteit. Het eerste is in de landbouwtelling gerecenseerd, het tweede kan afdoend benaderd worden uit de verkoop- en huur-

(11) De combinatie van 1895 met 1896 spruit voort uit het feit dat in eerstgenoemd jaar een landbouwtelling uitgevoerd werd en in het tweede een nijverheidstelling.

(12) Cfr. mijn verhandeling, *op.cit.*, deel II, pp. 54-64 en pp. 75-85.

prijzen van de landbouwgrond (13), die eveneens bekend zijn. De aandelen in de produktieve bevolking worden dan geleverd door de aandelen in het teeltoppervlak gewogen voor de relatieve produktiviteit.

De resultaten van deze alternatieve verdelingshypotheseën zijn opgenomen in tabellen 1 en 2. Om tot een exactere benadering van de primaire sector te komen werd wel nog de visserij bij de landbouwcijfers opgeteld. Behoudens voor West-Vlaanderen wijzigt dit de getallen met veel minder dan 1%. De invloed van de verschillende hypotheseën is daarentegen vrij fundamenteel. Voor de cijfers over 1846 bedraagt het rekenkundig gemiddelde van de afwijking tussen beide versies ongeveer 28%. Voor sommige provincies overtreft het verschil zelfs de 50%. Tegen het einde van de negentiende eeuw is de afwijking nauwelijks gedaald. Het gemiddelde belooft dan 26%, terwijl de maximale verschillen nog steeds groter zijn dan 50%. Er moet bijgevolg geconcludeerd worden dat de alternatieve assumpties inderdaad tot nogal sterk uiteenlopende resultaten aanleiding geven.

(13) Dit wordt verantwoord door de economische grondwaardeleer en in het bijzonder de theorie van J.H. von Thünen. Deze houdt in dat de grondprijs de reflectie vormt van de opbrengst. Op zijn beurt wordt de netto-opbrengst verklaard door effectieve kwaliteitsverschillen van de bodem op het vlak van geschiktheid, fysische produktiviteit (die dan mede bepaald wordt door de technologie) e.d. enerzijds, en de ligging ten opzichte van de markt, i.c. de steden, anderzijds. Het is de verdienste van von Thünen geweest aan te tonen dat zelfs wanneer de bodem niet gedifferentieerd is, de ligging toch aanleiding geeft tot grote verschillen in prijzen en huren. Voor een eenvoudige uiteenzetting in dit verband, zie P. HAGGETT, *Geography, A Modern Synthesis*, New York-Londen, 1979³, blz. 408-412. Voor wat de eigenlijke berekeningswijze betreft en de bronnenkritiek waarop ze gebaseerd is, kan ook verwezen worden naar mijn artikel "De regionaal-sectoriële spreiding van de economische activiteiten in België, 1846-1910", *Bijdragen tot de Geschiedenis*, 1978, nr. 1-2, resp. blz. 159-172 en blz. 131-144.

TABEL 1

DE PRIMAIRE SECTOR IN 1846

Provincie	hypothese I	hypothese II	afwijking in % van I
Antwerpen	71.844	51.144	29,2
Brabant	131.013	139.053	6,1
West-Vlaanderen	113.861	109.261	4,0
Oost-Vlaanderen	144.427	115.027	20,4
Henegouwen	118.206	169.076	43,0
Luik	55.501	84.161	51,6
Limburg	47.173	35.363	25,0
Luxemburg	45.781	17.911	60,8
Namen	50.937	57.837	13,5
Totaal	778.743	778.833 (14)	

TABEL 2

DE PRIMARIE SECTOR IN 1895

Provincie	hypothese I	hypothese II	afwijking in % van I
Antwerpen	76.669	56.969	25,7
Brabant	127.396	118.016	7,4
West-Vlaanderen	119.244	131.134	10,0
Oost-Vlaanderen	148.115	117.545	20,6
Henegouwen	89.735	122.145	36,1
Luik	54.465	87.955	61,5
Limburg	52.691	41.931	20,4
Luxemburg	53.938	35.768	33,7
Namen	50.697	61.487	21,3
Totaal	772.950	772.950	

(14) De afwijking tussen beide totalen is alleen te wijten aan de afrondingen bij de landbouwcijfers.

Er kan nog aan toegevoegd worden dat de bewerkingen over 1846 en 1895 geschieden op basis van een vast nationaal totaal, hetgeen in zekere zin een beperking van de afwijkingsmogelijkheden impliceert. Voor 1910 is de situatie volstrekt anders. De afwezigheid van de actieve bevolking in de landbouwtelling noodzaakt ons immers tot het aanwenden van de volkstelling.

Om echter tot een economische equivalentie van de arbeidsplaatsen te komen, is het nodig de bijberoepen en de familiale hulparbeid te herleiden tot voltijdse arbeidsplaatsen. Als basishypothese (hypothese I) kan vooropgesteld worden dat zij die het exploiteren van een landbouwbedrijf(je) als bijberoep opgeven ongeveer een kwart van de normale (voltijdse) arbeidsprestatie leveren. De onbezoldigde familiale hulparbeid zou, overeenkomstig, als een tiende van de normale prestatie gerekend worden. Tegen deze wegingscoëfficiënten is mogelijks in te brengen dat ze wat al te intuïtief vooropgesteld worden en er eigenlijk te weinig bekend is over de effectieve tijdsduur en produktiviteit van deze deeltijdse arbeid. Daarom kan als alternatieve hypothese (hypothese II) de wegingscoëfficiënten verdubbeld worden tot resp. 0,5 en 0,2. Het resultaat van deze bewerkingen is samengebracht in tabel 3.

Ter verduidelijking kunnen de alternatieven als volgt samengevat worden :

hypothese I = VE + 0,25 DE + 0,1 FH

hypothese II = VE + 0,5 DE + 0,2 FH

waarbij VE de voltijdse exploitanten zijn uit de volkstelling van 1910, inclusief de bezoldigde arbeidskrachten;
DE het aantal personen die een landbouwexploitatie opgeven als nevenberoep in dezelfde bron;
FH het aantal onbezoldigde familiale hulparbeiders volgens dezelfde telling.

TABEL 3

DE PRIMAIRE SECTOR IN 1910

Provincie	hypothese I	hypothese II	afwijking in % van I
Antwerpen	52.860	57.528	8,8
Brabant	86.945	93.208	7,2
West-Vlaanderen	94.860	99.025	4,4
Oost-Vlaanderen	111.744	117.891	5,5
Henegouwen	64.989	67.591	4,0
Luik	38.310	40.082	4,6
Limburg	39.417	41.739	5,9
Luxemburg	32.471	34.479	6,2
Namen	29.265	30.887	5,5
Totaal	550.861	582.430	5,7

In vergelijking met de voorgaande tellingsjaren vertonen de afwijkingen hier een veel geringere omvang. Het gemiddelde bedraagt nog geen 6%. Overigens zijn de verschillen in de provincies niet steeds even groot omwille van de variaties in de exploitatiestructuur, waarbij de bedrijfsomvang en het minder of meer familiaal gericht zijn van de ondernemingen uiteraard de meest determinerende veranderlijken vormen. Vandaar dat in Henegouwen het verschil slechts 4% bedraagt, terwijl het in Antwerpen de 9% bijna bereikt. Niettegenstaande hier geen vast nationaal totaal bestaat, blijkt dus dat de fout weinig dramatische vormen aanneemt, zelfs niet naar hedendaagse normen (15).

(15) Ter vergelijking : bij de volkstelling van 1970 kon bij de rangschikking naar plaats van tewerkstelling ruim 5% van de actieve bevolking de werkprovincie en/of de betrokken bedrijfstak niet achterhaald worden. De relatief geringe afwijking die voor 1910 gevonden wordt, staat natuurlijk in verband met de mate waarin de wegingscoëfficiënten variëren. Stellen dat zij daarom irrelevant zijn, lijkt me onjuist. Een verdrievoudiging van de coëfficiënten bv. zou de afwijking inderdaad verdubbelen, maar ook de werkelijkheid geweld aandoen. Het probleem ligt veeleer in de lijn van wat Slicher van Bath stelde, namelijk dat een minimale en een maximale limiet aan de cijfers worden gesteld, waartussen zich de historische realiteit moet bevonden hebben. Hieraan voldoen m.i. de alternatieve hypothesen.

De alternatieve hypothesen leiden wel tot cijfers tussen dewelke de economische werkelijkheid kan gesitueerd worden. De marges zijn, althans voor 1846 en 1895, wel vrij breed. De vraag is dan hoe deze verkleind kunnen worden zodanig dat de onderzoeksresultaten op basis van deze alternatieve data een grotere betrouwbaarheid hebben.

3. REDUCTIE OP STATISCH NIVEAU

De verkleining van de afwijkingsmarges wordt vooral op statisch niveau behandeld. Dit wil zeggen dat de afwijkingen voor eenzelfde datum gereduceerd moeten worden. Twee voor de hand liggende en in vele omstandigheden bruikbare benaderingswijzen kunnen naar voor gebracht worden, namelijk de aggregatie en de verhoudingscijfers.

3.1. Aggregatie

Aggregatie, d.i. het samenvoegen tot een groter geheel, kan leiden tot een reductie van de afwijkingen, mits er binnen het aggregaat geen (positieve) additionele fouten voorkomen. Het ligt immers voor de hand dat wanneer afwijkingen bij elkaar worden opgeteld het gemiddelde relatieve verschil tussen de kleinste en de grootste deviatiegraad in zal liggen. Dit bleek al uit de totalen in tabel 3, die immers als de meest eenvoudige vorm van aggregatie beschouwd kunnen worden (16).

Een interessantere vorm van aggregatie is echter deze die zich niet beperkt tot de ene vector en zijn variante, doch waar integendeel verschillende vectoren gecombineerd worden. In ons voorbeeld kan de primaire sector dan gebundeld worden met de andere bedrijfstakken en op die manier per provincie de totale produktieve

(16) Dit geldt niet voor tabellen 1 en 2, waar de alternatieve assumpties alleen betrekking hadden op de verdeling van een vooraf vastgelegd totaal. De gelijkheid van de totalen bij elk van de tellingen vormde een uitgangspunt en kan bij gevolg niet beschouwd worden als het resultaat van een aggregatie.

werkgelegenheid opleveren. Deze totalen zijn samen met de afwijkinggraden samengebracht in tabellen 4, 5 en 6.

Wat kan men uit deze tabellen afleiden? In de eerste plaats dat voor alle provincies de afwijkingmarges tussen de varianten bij het aggregaat veel kleiner zijn dan voor de primaire sector alleen. Dit is het resultaat van het feit dat de alternatieve assumpties alleen betrekking hebben op de landbouw. Voor de secundaire en tertiaire branches was immers per tellingsjaar slechts één versie van de werkgelegenheidsvector noodzakelijk, omdat voor deze sectoren de kwaliteit van de data beter was en/of geen zinnige alternatieve werkhypothesen voorhanden waren (17).

Men kan bovendien vaststellen dat de reductie van de afwijkingmarge veel sterker is in 1896 dan in 1846. Immers, het gemiddelde neemt af van 28 tot 16% in laatstgenoemd jaar, maar voor het einde van de negentiende eeuw verloopt de daling van 26 tot 9%. Dit is natuurlijk het effect van het verminderend belang van de landbouw in de totaliteit van de produktieve werkgelegenheid. De afnemings van 5,7 tot 1,3% in 1910 heeft daar maar zijdelings mee te maken. Het gaat dan immers om de relatief marginale situatie van de familiale helpers en de deeltijdse exploitanten binnen het geheel van de tewerkstellingsstructuur.

Uit het voorgaande blijkt echter ook het enorme nadeel van aggregatie. De provinciale totalen worden weliswaar gekenmerkt door geringere afwijkingmarges, maar zeggen niets over de primaire sector. Aggregatie leidt m.a.w. steeds tot informatieverlies. Nu kan dit informatieverlies wel beperkt worden door het aggregeren op geringere schaal dan in ons voorbeeld het geval was (18), maar dan zal de reductie van de verschillen ook veel minder groot zijn. De mogelijkheden om via aggregatie de problemen geïnduceerd door alternatieve werkhypothesen op te lossen, worden bijgevolg grotendeels beperkt door de (dikwijls erg hoge) relevantie van het informatieverlies voor het specifieke onderzoeksdoel. De hoger genoemde mogelijkheid tot additieve fouten vormt een tweede, dikwijls even substantiële beperking.

(17) Dergelijke alternatieven zouden zich overigens tot de tertiaire branches moeten beperken, gezien de kwaliteit van de nijverheidsstelling.

(18) In feite was het samenbundelen van landbouw en visserij hiervan een voorbeeld. De zeer geringe omvang van laatstgenoemde branche houdt echter in dat, behalve voor West-Vlaanderen, eigenlijk nauwelijks van aggregatie sprake kan zijn, en dus ook niet van foutreductie.

TABEL 4

PRODUKTIEVE WERKGELEGENHEID IN 1846

Provincie	hypothese I	hypothese II	afwijking in % van I
Antwerpen	131.967	111.267	15,7
Brabant	216.403	224.443	3,7
West-Vlaanderen	209.052	204.452	2,2
Oost-Vlaanderen	250.100	220.700	11,8
Henegouwen	249.862	300.732	20,4
Luik	141.872	170.532	20,2
Limburg	66.303	54.493	17,8
Luxemburg	63.141	35.271	44,1
Namen	82.604	89.504	8,4
Totaal	1.411.304	1.411.394	

TABEL 5

PRODUKTIEVE WERKGELEGENHEID IN 1896 (19)

Provincie	hypothese I	hypothese II	afwijking in % van I
Antwerpen	254.097	234.397	7,8
Brabant	454.450	445.070	2,1
West-Vlaanderen	268.950	280.840	4,4
Oost-Vlaanderen	380.802	350.232	8,0
Henegouwen	459.872	492.282	7,0
Luik	309.681	343.171	10,8
Limburg	93.349	82.589	11,5
Luxemburg	93.944	75.774	19,3
Namen	142.570	153.360	7,6
Totaal	2.457.715	2.457.715	

(19) Alleen de gegevens over de landbouw hebben betrekking op 1895.

TABEL 6

PRODUKTIEVE WERKGELEGENHEID IN 1910

Provincie	Hypothese I	Hypothese II	afwijking in % van I
Antwerpen	300.709	305.377	1,6
Brabant	500.549	506.812	1,3
West-Vlaanderen	268.231	272.396	1,6
Oost-Vlaanderen	381.282	387.429	1,6
Henegouwen	458.580	461.182	0,6
Luik	328.823	330.595	0,5
Limburg	80.597	82.919	2,9
Luxemburg	70.511	72.519	2,8
Namen	123.403	125.025	1,3
Totaal	2.512.685	2.544.254	1,3

Dit betekent geenszins dat de geaggregeerde benadering irrelevant wordt. Integendeel, net zoals in de economie of de sociologie (20), kan men vooropstellen dat ook de geschiedenis van de overheersende micro-benadering weggroeit en het macro-historisch onderzoek een belangrijker plaats gaat bekleden. Juist in dit macro-perspectief is het zeer belangrijk vast te stellen dat enerzijds sommige micro-problemen veel geringere dimensies aannemen, doch anderzijds dat zich ook typische aggregatieproblemen voordoen. Informatieverlies en additieve fouten zijn daar slechts voorbeelden van.

(20) Zie bv. J.A.A. VAN DOORN en C.J. LAMMERS, *Moderne sociologie*, Utrecht-Antwerpen, 1976¹³, blz. 14-15; vanuit een andere optiek en minstens even interessant : J. PEN en L.J. VAN GEMEREN, *Macro-economie*, Utrecht-Antwerpen, 1977, blz. 11-18.

3.2. Relatieve cijfers en coëfficiënten

De vraag die zich opdringt is nu of er methodes kunnen bedacht worden die deze gebreken niet vertonen. In functie van ons voorbeeld is die vraag dan of we over de spreiding van de landbouw zelf getallen kunnen construeren die een geringere afwijkingsgraad vertonen dan de werkgelegenheidscijfers uit tabellen 1, 2 en 3 op zich, en wat voor effecten dat eventueel zou kunnen hebben op soortgelijke getallen over de werkgelegenheid in andere branches.

Het antwoord, dat we in deze sectie willen uitwerken, gaat uit van coëfficiënten gebaseerd op relatieve cijfers. Eerst behandelen we ze rekentechnisch op het individuele vlak, daarna statistisch op het niveau van de totaliteit.

3.2.1. De rekenkundige benadering

Het algemeen belang van het gebruik van coëfficiënten gebaseerd op relatieve cijfers resulteert uit het feit dat alternatieve hypothesen veelal slechts betrekking hebben op een gedeelte van de totale populatie (bv. landbouw t.a.v. de totale werkgelegenheid). Zij zullen dan slechts een invloed uitoefenen via een beperkt aantal vectoren van de globale datamatrix. Het is dan ook mogelijk deze vectoren te beschouwen als deeltotalen. Dit biedt de kans afwijkingmarges door elkaar te delen. De afwijking van het deeltotaal en het algemeen totaal verloopt immers in dezelfde zin, althans indien er geen overcompenserende additieve afwijkingen voorkomen in andere vectoren van de datamatrix.

Laten we dit rekenkundig aantonen, uitgaande van de volgende symbolen :

L_{ir} individuele waarneming, bv. bedrijfstak i in provincie r

L_i kolomtotaal, dus $\sum_r L_{ir}$, bv. totale werkgelegenheid in bedrijfstak i .

$L_{.r}$ rijtotaal, dus $\sum_i L_{ir}$, bv. totale werkgelegenheid in provincie r .

$L_{..}$ algemeen totaal, dus $\sum_i \sum_r L_{ir}$, dus de werkgelegenheid in het land.

De coëfficiënt is dan

$$l_{ir} = \frac{L_{ir}}{L_i} \bigg/ \frac{L_r}{L_{..}}$$

Deze meet de relatieve intensiteit van het voorkomen van een bepaald verschijnsel en kan in ons voorbeeld beschouwd worden als een specialisatiecoëfficiënt (21). Zij kan dan ook gebruikt worden om in ons voorbeeld per provincie het relatieve voorkomen van de primaire sector na te gaan. Het informatieverlies dat bij de aggregatie voorkwam speelt hier dus niet mee.

Hoe werkt nu de foutreductie bij dit soort relatieve coëfficiënten? Hiervoor kunnen we uitgaan van de gepartioneerde data-matrix L nl.

$$\left[\begin{array}{c|c} L_{ir} & L_r \\ \hline L_i & L_{..} \end{array} \right]$$

Hieraan kan een op analoge wijze gepartioneerde matrix U van de afwijkinggraden verbonden worden, nl.

$$\left[\begin{array}{c|c} U_{ir} & U_r \\ \hline U_i & U_{..} \end{array} \right]$$

waarbij U een verhoudingscijfer tot L is. De berekende coëfficiënt is bijgevolg

$$\hat{l}_{ir} = \frac{L_{ir} (1 + U_{ir})}{L_i (1 + U_i)} \bigg/ \frac{L_r (1 + U_r)}{L_{..} (1 + U_{..})}$$

(21) Deze is gelijk te stellen aan de uit de Angelsaxische literatuur bekende "location quotient". Meer hierover in mijn proefschrift, *op.cit.*, deel I, pp. 8-15.

Nu is de berekende waarde l_{ir} slechts gelijk aan de werkelijke l_{ir} indien $U_{ir} = U_{i.} = U_{.r}$, m.a.w. indien de afwijkingsgraden voor alle cellen van de data-matrix gelijk zijn.

Omdat er steeds een wisselwerking is tussen de grotere en de kleinere afwijkingsgraden kan gesteld worden dat

$$\min U_{ir} \leq U_{i.} \leq \max U_{ir}$$

$$\min U_{ir} \leq U_{.r} \leq \max U_{ir}$$

$$\min U_{i.} \leq U_{..} \leq \max U_{i.}$$

$$\min U_{.r} \leq U_{..} \leq \max U_{.r}$$

en bijgevolg dat $\hat{l}_{ir} \cdot 1 \leq U_{ir}$

d.w.z. dat de afwijkingsgraad van de berekende t.a.v. de werkelijke coëfficiënt kleiner is dan (of gelijk aan) de fout van de individuele waarneming L_{ir} (22).

Een klein rekenvoorbeeld kan dit verduidelijken. Stel dat de initiële afwijkingsgraad 40% bedraagt, dus dat $U_{ir} = 0,4$.

$$\begin{aligned} \text{Indien } U_{i.} &= 0,2 \\ U_{.r} &= 0,1 \\ U_{..} &= 0,05 \end{aligned}$$

$$\text{dan is } \hat{l}_{ir} = l_{ir} \frac{1,4}{1,1} \Big/ \frac{1,2}{1,05} = 1,114$$

De initiële afwijkingsgraad is bijgevolg afgenomen van 40% tot minder dan 12%.

Soortgelijke afwijkingsgraden kunnen natuurlijk berekend worden voor de hoger gerapporteerde cijfers over de drie tellingsjaren. Daartoe volstaat het de gegevens van tabellen 1, 2 en 3 te combineren met deze van respectievelijk 4, 5 en 6. De resultaten zijn, voor

(22) Overigens is de kans op de gelijkheid zeer klein, gezien daarvoor zou moeten gelden dat $\frac{U_{ir}}{U_{i.}} = \frac{U_{.r}}{U_{..}}$

Een dergelijke gelijkheid tussen de verhoudingen van partiële en totale afwijkingsgraden is wel zeer onwaarschijnlijk.

wat de primaire sector betreft, samengebracht in tabel 7. Uit deze berekeningen blijkt dat voor alle provincies op elk van de census-data de afwijkingsgraad is afgenomen.

TABEL 7

AFWIJKINGEN IN % TUSSEN DE COEFFICIENTEN VAN DE
PRIMAIRE SECTOR BIJ ALTERNATIEVE HYPOTHESEN

Provincie	1846	1896	1910
Antwerpen	15,6	19,4	2,6
Brabant	2,4	5,4	1,4
West-Vlaanderen	1,9	5,3	1,6
Oost-Vlaanderen	9,8	13,7	0,6
Henegouwen	18,9	27,3	1,0
Luik	26,1	45,8	0,3
Limburg	8,8	10,1	1,4
Luxemburg	30,0	17,8	1,1
Namen	4,7	12,7	0,2

TABEL 8

AFWIJKINGEN IN % TUSSEN DE COEFFICIENTEN VOOR NIET PRI-
MAIRE BRANCHES BIJ ALTERNATIEVE HYPOTHESEN OVER DE
LANDBOUW

Provincie	1846	1896	1910
Antwerpen	18,6	8,4	0,3
Brabant	3,6	2,1	0,0
West-Vlaanderen	2,3	4,2	0,3
Oost-Vlaanderen	13,3	8,7	0,4
Henegouwen	16,9	6,6	0,7
Luik	16,8	9,8	0,7
Limburg	21,7	13,0	1,6
Luxemburg	79,0	24,0	1,5
Namen	8,7	7,0	0,1

Deze vermindering bedraagt minimaal een derde, maar neemt in verschillende gevallen toe tot meer dan de helft of zelfs drie kwart van de oorspronkelijke deviatie. Enigszins globaliserend kunnen we ook de rekenkundige gemiddelden van de procentuele verschillen naast elkaar plaatsen. Voor 1846 stellen we dan vast dat op basis van de absolute waarden dit gemiddelde ongeveer 28% bedroeg, terwijl dit volgens de coëfficiënten nog maar 13% is. Voor 1895/96 beliepen de gemiddelde afwijkingen resp. 26 en ruim 17%. De alternatieve hypothesen gaven voor 1910 aanleiding tot een verschil van 5,7% op basis van de absolute cijfers, terwijl op basis van tabel 7 een gemiddelde van slechts 1% wordt gescoord. Er kan dus in alle duidelijkheid gesteld worden dat een benadering via relatieve coëfficiënten de afwijkingsgraden in belangrijke mate reduceert zonder dat van een reëel informatieverlies sprake is.

Anderzijds blijkt uit de bepaling van deze coëfficiënten dat deze ook kunnen toegepast worden op de industriële en tertiaire bedrijfstakken, m.a.w. dat ook de vectoren van de data-matrix die niet direct bij de alternatieve assumpties betrokken zijn voor een toepassing van dergelijke coëfficiënten in aanmerking komen. Daar sommige deeltotalen steeds bij de coëfficiënten betrokken worden én beïnvloed zijn door de hypothesen, ligt het voor de hand dat ook voor de niet betrokken vectoren twee reeksen van coëfficiënten kunnen berekend worden. In de termen van ons voorbeeld betekent dit dat door de wijzigingen in de provinciale en/of nationale totalen van de produktieve werkgelegenheid ook de scores voor de industriële en tertiaire branches zullen veranderen. De afwijkingen die hierdoor ontstaan zijn voor alle branches gelijk, daar de typisch sectoriële cijfers niet veranderen. Deze variaties, samengebracht in tabel 8, bedragen gemiddeld 20% in 1846, maar dalen tot 9% in 1896 en zelfs minder dan 1% in 1910. De vraag die men zich hierbij moet stellen is of deze "prijs" voor de foutreductie bij de landbouwsector niet te hoog is, vooral in 1846. Daarbij kan natuurlijk gewezen worden op het zeer hoge percentage dat voorkomt bij Luxemburg. Deze ene afwijking zorgt immers voor een extreme toeneming van het gemiddelde. Zonder Luxemburg zou dat cijfer niet hoger liggen dan 13% in 1846 en zelfs maar 7,5% in 1896. Het lijkt nochtans interessanter in plaats van ons op de afzonderlijke coëfficiëntwaarden te baseren, een meer globale, statistische benadering toe te passen om tot een globaal oordeel te komen.

3.2.2. De statistische benadering

Voor een dergelijke benadering worden de alternatieve coëfficiëntenmatrices beschouwd als twee steekproeven. Elke steekproef is $n \times m$ groot. Dit betekent dat alle regionaal-sectoriële elementen L_{ir} uit de data-matrix met een coëfficiëntwaarde overeenstemmen en dat i varieert van 1 tot n , en r van 1 tot m . De verschillen tussen twee gelijkstandige coëfficiënten (23) noemen we V_{ir} . De te toetsen nulhypothese is dan dat de gemiddelde afwijking tussen de overeenkomstige waarden uit beide steekproeven gelijk is aan nul. Om dit te toetsen maken we gebruik van de t-test waarbij

$$t = \frac{\bar{V} \sqrt{n.m}}{\sigma \bar{V}}$$

met
$$\sigma \bar{V} = \frac{\sum_i \sum_r (V_{ir} - \bar{V})^2}{n.m - 1}$$

De berekende t-waarden (24) verlopen als volgt :

1846	1,635
1896	0,224
1910	0,052

Hieruit kan afgeleid worden dat

- (i) de nulhypothese voor geen van de drie tellingsjaren kan verworpen worden op het 5%-niveau (dus $\alpha > 0,05$);
- (ii) dat de kans op een onterechte acceptatie van de nulhypothese in een later gebruikt tellingsjaar steeds (nog) kleiner is dan voor een voorgaande gebruikte telling;
- (iii) zowel in 1896 als in 1910 de waarde van α toeneemt tot meer dan 0,4 zodat de nulhypothese voor deze jaren met quasi-zekerheid mag worden aangenomen (25).

(23) De gelijkstandigheid betekent dat de coëfficiënt dezelfde provincie en bedrijfstak betreft, maar volgens de alternatieve hypothesen berkend.

(24) Voor de volledigheid zij er op gewezen dat $m = 9$ en $n = 14$.

(25) De waarde van α duidt de kans aan dat de nulhypothese verworpen wordt, terwijl ze toch waar is. Hoe hoger α is, des te kleiner wordt de kans dat de nulhypothese aanvaard wordt terwijl ze onjuist is.

Globaal kan men dit herformuleren als : de kans op betekenisvolle afwijkingen is vrij klein en wordt geringer naarmate de tijd vordert, althans voor zover het de drie behandelde tellingsjaren betreft.

Ook visueel ligt deze conclusie voor de hand. In de figuren 1, 2 en 3 zijn de cumulatieve frequentieverdelingen van de coëfficiënt-scores voorgesteld volgens een logaritmische indeling in dertien frequentieklassen, symmetrisch t.o.v. één. De maximale afwijking tussen beide steekproefverdelingen (D) is relatief klein en daalt met de jaren : in 1846 is D nog 0,058 maar in 1896 slechts 0,032 om in 1910 nog af te nemen tot 0,008.

Gezien D gebruikt wordt in de Kolmogorov-Smirnov toets (26) kunnen we deze, ter bevestiging, bij de analyse betrekken. Het blijkt dan dat de verwerpingswaarde bij $\alpha = 0,1$ nergens bereikt wordt. Er kan dus geenszins geconcludeerd worden dat de beide coëfficiëntenmatrices een verschillende verdeling en/of een afwijkende populatie zouden aanduiden. Anders gesteld wordt de (reële) reductie van de afwijkingsgraden niet gehypothekeerd door statistisch significante verschuivingen in het coëfficiëntenpatroon.

4. DE PROBLEMATIEK VAN DE DYNAMICA

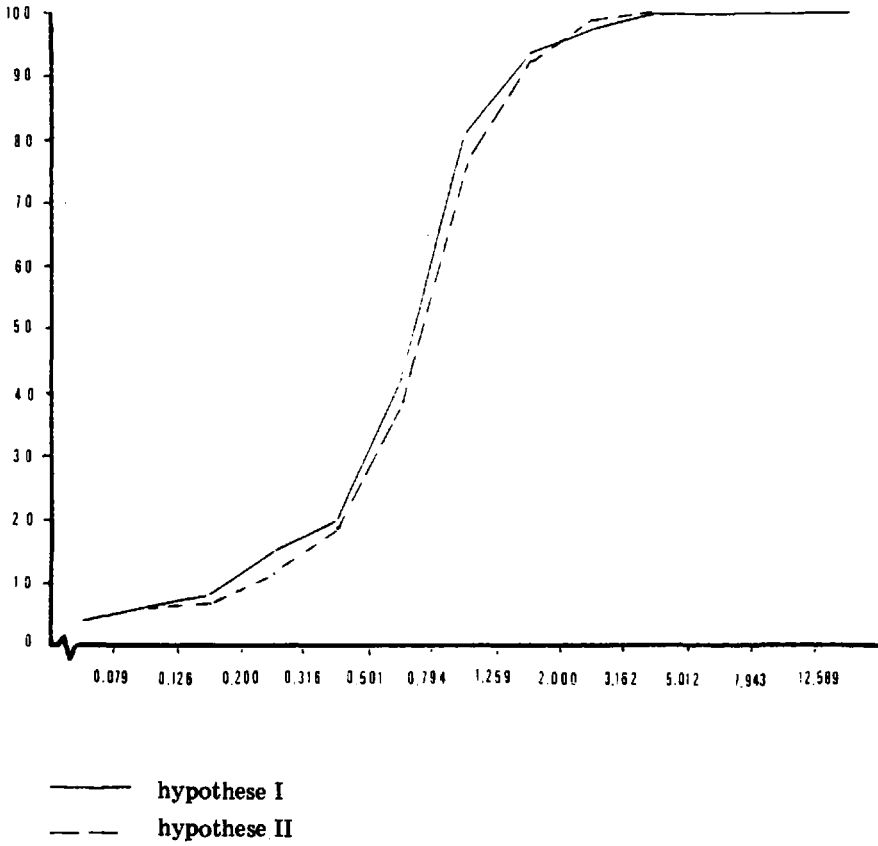
De vorige sectie belichtte de problemen en mogelijke oplossingswijzen voor wat op zijn best een comparatief-statische benadering kan genoemd worden. Hoewel deze wijze van onderzoek, niet in het minst omwille van de aard en de kwaliteit van het bronnenmateriaal, nog voor een geruime tijd de hoeksteen van het kwantitatief georiënteerd historisch onderzoek zal blijven, willen we dit artikel toch niet besluiten zonder enkele woorden te besteden aan de dynamische analyse.

Omdat ons voorbeeld gebaseerd is op doorsneden is het natuurlijk nauwelijks van nut bij de illustratie van de problematiek van de dynamica, die immers vooral van tijdreeksen uitgaat. Anderzijds ligt het voor de hand dat de problemen van afwijkingsgraden, foutreductie en aggregatie bij de dynamica bepaald niet geringer zijn. Inte-

(26) Een standaardtekst in dit verband is van S. SIEGEL, *Non-parametric statistics for the behavioral sciences*, Tokio-Londen, 1956, pp. 127-136.

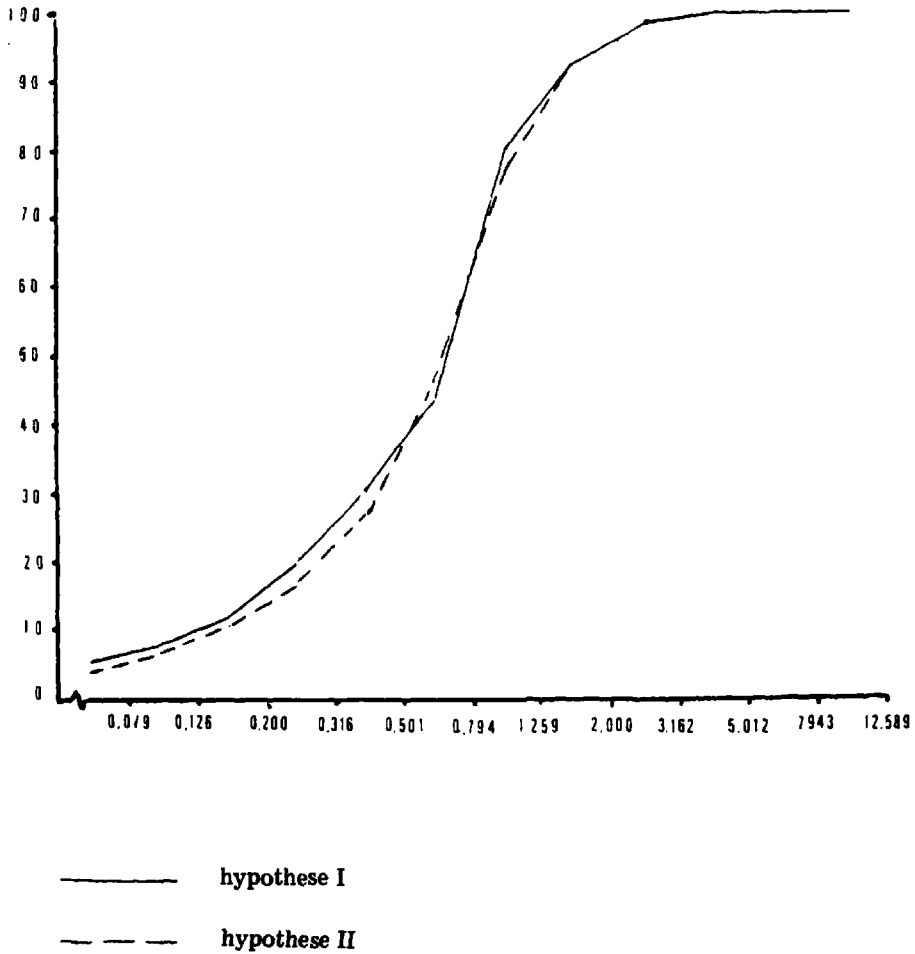
FIGUUR 1 :

CUMULATIEVE FREQUENTIEAANDELEN (IN %) VAN DE
COEFFICIENTEN VOLGENS ALTERNATIEVE HYPOTHESES : 1846



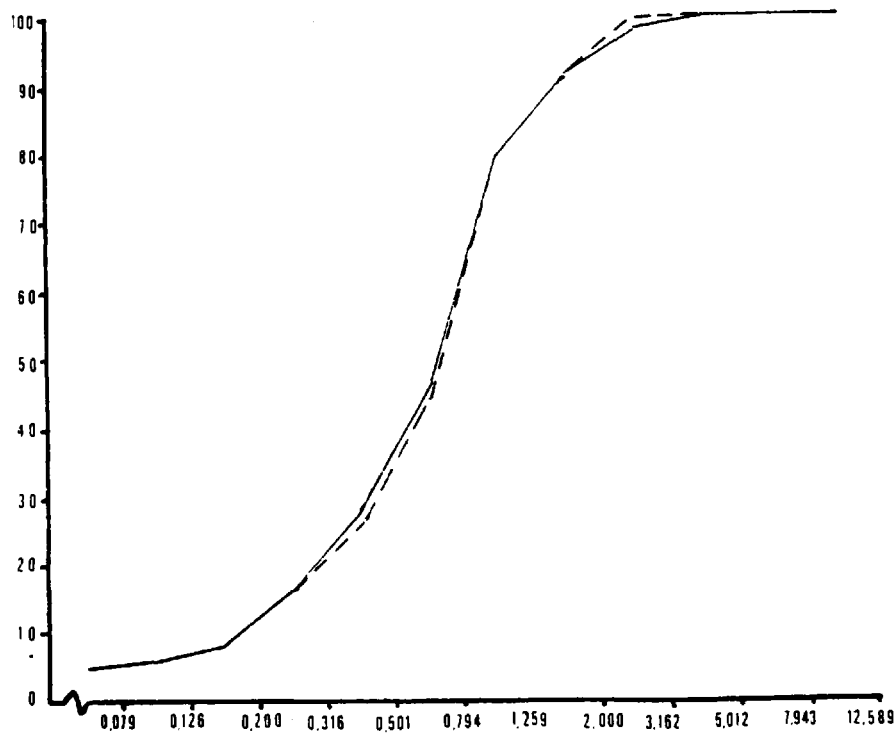
FIGUUR 2 :

**CUMULATIEVE FREQUENTIEAANDELEN (IN %) VAN DE
COEFFICIENTEN VOLGENS ALTERNATIEVE HYPOTHESES :
1896**



FIGUUR 3 :

CUMULATIEVE FREQUENTIEAANDELEN (IN %) VAN DE
COEFFICIENTEN VOLGENS ALTERNATIEVE HYPOTHESES :
1910



— hypothese I
- - - hypothese II

gendeel, alternatieve assumpties zullen hier juist extra-problemen stellen. Dynamica impliceert immers modelmatig onderzoek. Dit betekent dat kwantitatieve modellen, hoe beperkt soms ook, een essentiële plaats gaan bekleden. En dus krijgt de modelspecificatie een hoofdrol toebedeeld. Precies de zeer uiteenlopende specificatiemogelijkheden verhinderen grotendeels te komen tot algemene uitspraken. Wel algemeen is dat multiplicatieve specificaties en schattingsmethodes veeleer de regel dan de uitzondering vormen. Dit houdt meteen in dat het gevaar voor multiplicatieve fouten en afwijkingen zeer grote proporties gaat aannemen. Onderzoek naar de sensitiviteit van het dynamisch model op dit vlak hoort bijgevolg een eerste rangplaats te bekleden. Minimaal is in elk geval dat alternatieve assumpties i.v.m. het bronnenmateriaal ook telkens worden doorgetrokken voor het gehele model (27). Hoe dan ook, het probleem bij de dynamica zal veel minder zijn het maximaleren van de foutenreductie, dan wel het minimaliseren van de foutenamplificatie !

5. BESLUIT

Uit het voorgaande kan in elk geval besloten worden dat de kwantitatieve historische kritiek en met name alternatieve veronderstellingen in verband met het statistisch materiaal een essentiële functie hebben in de moderne geschiedenis. Niet alleen de data op zich maar vooral ook de resultaten en conclusies worden in niet geringe mate beïnvloed door dergelijke assumpties. Het voorbeeld van de produktieve werkgelegenheid in de Belgische landbouw volgens de tellingen van 1846, 1895 en 1910 toont dit duidelijk aan. Maar even duidelijk is geworden dat de afwijkingen die uit de alternatieven resulteren niet hoeven te leiden tot tegenstrijdige conclusies. Niet alleen via aggregatie (sectie 3.1), maar vooral dank zij het gebruik van relatieve cijfers kunnen de afwijkingen immers grotendeels beheerst worden (sectie 3.2.1). Bovendien hebben we kunnen aantonen (in sectie 3.2.2) dat de reductie zo kan geschieden dat de afwijkingen be-

(27) Een voorbeeld hiervan is opgenomen in mijn proefschrift, *op.cit.*, deel I, pp. 78-80 en deel III, pp. 31-32.

neden statistisch significante niveaus blijven. Hieruit moet men o.i. concluderen dat niet alleen de bronnen(kritiek) maar evenzeer de gekozen kwantificeringsmethodologie van cruciale betekenis is voor de moderne geschiedenisbeoefening.

**SUR L'IMPACT DES HYPOTHESES ALTERNATIVES DANS
LA CRITIQUE DE DONNEES QUANTITATIVES ET LA
REDUCTION DES ECARTS. UN EXEMPLE**

par

G.L. DE BRABANDER

RESUME

La critique historique quantitative peut être utilisée dans une série d'hypothèses relatives aux sources statistiques. En ce cas, il y a souvent des possibilités alternatives menant à des données fort différentes et affectant, dès lors, de manière considérable, les résultats et les conclusions de l'analyse. La deuxième section de cet article illustre ce fait à l'aide de données chiffrées relatives à l'emploi productif dans l'agriculture belge pour les années de recensement du XIXème et du début du XXème siècle (1846, 1895 et 1910).

Pour les deux premiers cas, le total national est réparti par régions selon 1^o leur part dans les résultats bruts du recensement, et 2^o la superficie de terres exploitées, tenant compte de la correction des différences de productivité. En ce qui concerne le recensement de 1910, le problème est représenté par les diverses possibilités de calcul de l'emploi productif à temps complet des aides et des fermiers à temps partiel.

La troisième section de l'article montre que les écarts résultant des diverses hypothèses peuvent être réduits soit par un agrégat, soit par l'utilisation de coefficients. Le défaut d'un agrégat est que l'information donnée se perd, et c'est pourquoi les coefficients fournissent une bien meilleure approche du problème. Il est démontré que, tant au niveau des résultats individuels que pour l'ensemble de la population, les différences sont réduites de manière telle qu'il n'y a pas d'écart par rapport à un niveau habituel de signification statistique.

La quatrième section est consacrée à quelques considérations relatives à l'impact des hypothèses sur les modèles dynamiques.

En somme, les conclusions de cet article peuvent être résumées en deux points. Tout d'abord, le maniement des hypothèses alternatives en matière de critique historique influence considérablement les données. Ensuite, ces hypothèses doivent être utilisées de manière comparative, de sorte que des résultats alternatifs ainsi obtenus puissent être comparés entre eux. A cet égard, il est important et possible de trouver ou de construire une méthodologie quantitative

qui ne soit sensible aux alternatives que dans une faible mesure. Dans cette voie, une conclusion digne de foi peut être esquissée à partir de données imparfaites.

ON THE IMPACT OF ALTERNATIVE ASSUMPTIONS
IN THE CRITICISM OF QUANTITATIVE DATA AND
THE REDUCTION OF DEVIATIONS : AN EXAMPLE

by

G.L. DE BRABANDER

SUMMARY

Although not optimal, quantitative historical criticism has to use in a lot of cases assumptions about the statistical sources. Then there are frequently alternative possibilities, resulting in quite different data and thus affecting seriously the results and conclusions of an analysis.

Section 2 of this article illustrates this with figures about productive employment in Belgian agriculture for the census-years 1846, 1895 and 1910. For the first two of them, the national total is distributed over the regions according to (i) the shares in the uncorrected census-results and to (ii) the volume of land exploited, corrected for differences in productivity. The 1910-problem consists in alternative possibilities to calculate the full time productive employment of part-time aids and farmers.

In section 3, it is shown that the deviations resulting from the alternative hypotheses can be reduced either by aggregation or by the use of coefficients based on relative figures. The price of an aggregation is that information gets lost. For this reason coefficients are a much better approach. It is demonstrated that not only on the level of individual scores but also for the whole population the differences are reduced in such a way that there are no deviations on a habitual level of statistical significance.

Section 4 is devoted to some considerations about the impact of the assumptions on dynamic models. On the whole, the conclusions of this article can be summarised in two points. First of all, the non-optimal solution of alternative assumptions in historical criticism influences importantly the data. Secondly, they have to be used comparatively, such that alternative results can be compared. In the same connection it is important and possible to find or construct a quantitative methodology which is only up to a low degree sensitive to the alternatives. In this way trustworthy conclusions can be drawn from imperfect data.

G.L. De Brabander, U.F.S.I.A., Prinsstraat 13, 2000 Antwerpen