

Cohorten zonder collineariteit?

Een methodologisch commentaar op
'Cohorten zonder generaties: cohortvervanging
en generatievorming in Nederland'
van Andries van den Broek

Manfred te Grotenhuis, Jan Lammers en
Maarten Wolbers

1. Inleiding

In 1973 verscheen in het tijdschrift *American Sociological Review* het artikel 'Some methodological issues in cohort analysis of archival data' van Mason *et al.* In dit artikel wordt gepleit voor de zogenaamde APC-analyse om leeftijds-, periode- en cohorteffecten te schatten. Ook Van den Broek (1994) maakt gebruik van deze analysetechniek. Bij eerste lezing zagen zijn uitkomsten er overtuigend uit: het was blijkbaar mogelijk de drie effecten op verantwoorde wijze te schatten. Er was slechts één 'maar': hoe zit het met de collineariteit in de analyse van Van den Broek? Omdat we beschikken over de gebruikte data (Felling *et al.* 1987 en Eisinga *et al.* 1993) was het in feite niet veel moeite de analyse van Van den Broek te repliceren en de mate van collineariteit vast te stellen. In de volgende paragraaf gaan we eerst kort in op methodische problemen van de APC-analyse. Daarna bespreken we de collineariteit in de data van Van den Broek en de consequenties daarvan voor de resultaten.

2. APC-analyse

Iedereen die geïnteresseerd is in de vraag in hoeverre leeftijd, periode en (geboorte)cohort van invloed zijn op een bepaalde variabele, komt vroeg of laat de formule $A = P - C$ tegen. Hierin staat dat A(ge) of leeftijd te berekenen valt uit het jaar van onderzoek P(eriode) en het geboortjaar C(ohort). Uit twee gegevens volgt vanzelf het derde gegeven: er is sprake van perfecte collineariteit. Vanwege de perfecte lineaire afhankelijkheid tussen predictoren is het niet mogelijk in een regressie-analyse het leeftijds-, periode- en cohorteffect simultaan te schatten. De oplossing ligt voor de hand: verbreek de lineaire afhankelijkheid om schatting mogelijk te maken. Nu zijn er diverse mogelijkheden om dit te bereiken. Eén daarvan is de APC-analyse. In deze analyse wordt de afhankelijkheid verbroken door restricties op te leggen aan parameters in het regressiemodel. Gewoonlijk wordt geëist dat de

effecten van sommige categorieën gelijk zijn, zodat deze categorieën kunnen worden samengevoegd tot één nieuwe categorie. Van den Broek onderscheidt 10 leeftijdscategorieën, 11 cohortcategorieën en 2 periodes. Na deze gedummyficeerd te hebben (zie tabel 1) lost hij de perfecte lineaire afhankelijkheid, die volgt uit de formule $A = P - C$, op door twee dummies van leeftijd of cohort samen te voegen.

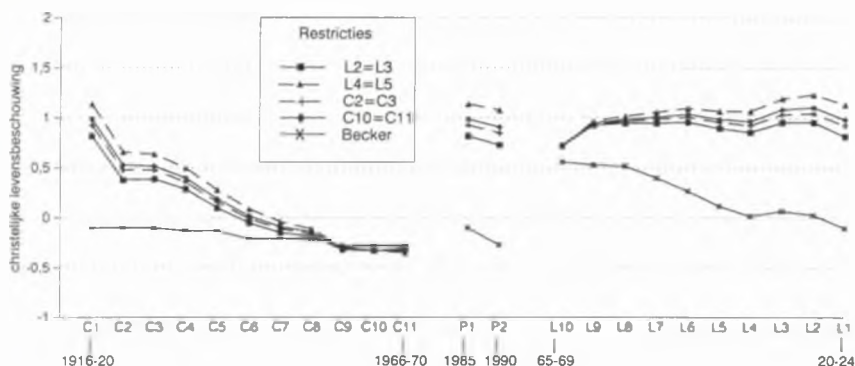
Tabel 1: Cohorttabel met twee periodes conform Van den Broek (1994)

	1985	1990
L1 (20-24)	C10 (1961-1965)	C11 (1966-1970)
L2 (25-29)	C9 (1956-1960)	C10 (1961-1965)
L3 (30-34)	C8 (1951-1955)	C9 (1956-1960)
L4 (35-39)	C7 (1946-1950)	C8 (1951-1955)
L5 (40-44)	C6 (1941-1945)	C7 (1946-1950)
L6 (45-49)	C5 (1936-1940)	C6 (1941-1945)
L7 (50-54)	C4 (1931-1935)	C5 (1936-1940)
L8 (55-59)	C3 (1926-1930)	C4 (1931-1935)
L9 (60-64)	C2 (1921-1925)	C3 (1926-1930)
L10 (65-69)	C1 (1916-1920)	C2 (1921-1925)

Om te laten zien dat collineariteit roet in het eten kan gooien, hebben we de analyse van Van den Broek met betrekking tot de afhankelijke variabele 'christelijke levensbeschouwing' gerepliceerd.¹ Uit de vergelijking van het cohortdeel van onze figuur 1 met figuur 7 in het artikel van Van den Broek blijkt dat onze resultaten overeenkomen met die uit het artikel.

3. Collineariteit

In elke regressieanalyse moet men bedacht zijn op het gevaar van collineariteit dat dreigt wanneer onafhankelijke variabelen hoog correleren (Hagenaars & Cobben 1978). In de door ons uitgevoerde APC-analyse is zo'n situatie aanwezig. Ter illustratie: de Pearson-correlatie van de variabelen cohort en leeftijd vóór dummyficeren is maar liefst .98. Het gevaar bestaat in de schade die berokkend wordt aan de schattingen van de effecten, met name de *efficiëntie* van de schattingen (Belsley *et al.* 1980; Fisher & Mason 1981). In concreto, de standaardfout van de geschatte b-coëfficiënten kan zo groot worden dat men moet betwijfelen of de schattingen enigszins de werkelijke waarde in de populatie benaderen (Gujarati 1988). De mate waarin de variantie wordt vergroot ten opzichte van de variantie die verkregen zou zijn in het geval de predictoren onafhankelijk zouden zijn, wordt aangege-



Figuur 1: Het verband van christelijke levensbeschouwing met respectievelijk cohort, periode en leeftijd (N = 3684)

ven door de variantie inflatie factor (VIF). Het is moeilijk te zeggen wanneer de VIF-waarde te groot is. In de literatuur wordt soms een kritieke waarde genoemd waarboven collineariteit ernstige gevolgen kan hebben voor effectschatting en standaardfout. Zo noemen Fisher & Mason (1981: 109) de kritieke waarde 4 en Chatterjee & Price (1977: 182) de kritieke waarde 10.

Om de ernst van de collineariteit te bepalen en te achterhalen welke predictoren collineair zijn, wordt meestal gebruik gemaakt van een principale componenten analyse uitgevoerd op alle predictoren (Belsley *et al.* 1980). Belangrijke maat hierbij is de *condition index*, die per component de verhouding aangeeft van de eigenwaarde ten opzichte van de grootste eigenwaarde. Als de index de waarde 30 overschrijdt, zo zeggen Belsley *et al.* (p. 157), dient men op te passen. Om erachter te komen welke predictoren verantwoordelijk zijn voor de collineariteit, moet de opsplitsing bekeken worden van de varianties van alle geschatte b-coëfficiënten naar de verschillende componenten. In het algemeen vormen predictoren een collineaire set wanneer de variantie van hun effect proportioneel in belangrijke mate toegeschreven wordt aan dezelfde principale component. Dit is doorgaans de component met de laagste eigenwaarde. Collineariteit kan ernstige gevolgen hebben voor de interpretatie van de resultaten. Soms kan men zelfs geen inhoudelijke conclusies trekken, omdat de resultaten volstrekt tegenstrijdig zijn.

4. Resultaten

In figuur 1 zijn de voorspelde scores van christelijke levensbeschouwing weergegeven voor de verschillende cohorten, periodes en leeftijden. Een gevolg van collineariteit kan zijn dat de tekens van de effecten van twee variabelen tegengesteld zijn, terwijl ze onderling zeer hoog positief correleren. In figuur 1 is af te lezen dat

voor de eerste vier restricties de tekens voor cohort en leeftijd, ondanks de hoge positieve samenhang ($r = .98$ vóór dummyficering), tegengesteld zijn. Het cohort-effect is positief: oudere cohorten onderschrijven de christelijke levensbeschouwing meer dan jongere cohorten. Het leeftijdseffect daarentegen is zwak negatief: oudere respondenten onderschrijven de christelijke levensbeschouwing minder dan jongere respondenten.

In tabel 2 zijn de uitkomsten van de analyse vermeld die nodig zijn om in figuur 1 de cohortgrafiek met restrictie $L2 = L3$ samen te stellen. De b-coëfficiënten van de cohortdummies C2 tot en met C11 geven de verschillen aan tussen de voorspelde scores van deze cohorten en de voorspelde score van het eerste cohort (C1). Verder zijn in deze tabel de b-coëfficiënten van de dummies voor leeftijd en periode opgenomen. Daarnaast zijn vermeld de condition index, de eigenwaarde en voor elke predictor de VIF-waarden en de proportie variantie die aan de component met de laagste eigenwaarde kan worden toegeschreven.

Uit tabel 2 blijkt dat wat betreft de collineariteit de seinen bekoorlijk op rood staan. De meeste VIF-waarden zijn hoog tot zeer hoog te noemen. Daarnaast overschrijdt de condition index ruimschoots de waarde 30. Een andere aanwijzing voor collineariteit is het gegeven dat er veel predictoren zijn met effecten waarvan de variantie in hoge mate aan de principale component met de laagste eigenwaarde is toe te schrijven. Het is verder opvallend dat slechts één dummy (C2) significant (bij $\alpha = 0,05$) afwijkt van de referentiecategorie. Deze uitkomst komt sterk in de buurt van een typisch gevolg van collineariteit, namelijk dat de verklaarde variantie van alle predictoren samen wel significant is (zie de F-toets), terwijl geen predictor afzonderlijk significant is.

We willen in dit verband overigens wijzen op het problematische karakter van de berekening van de leeftijd- en cohorteffecten in deze analyse. Dit heeft niet te maken met collineariteit, maar met het gebruik van slechts twee cross-sectionele databestanden om de effecten te schatten. Dat is natuurlijk beter dan uit te gaan van de cross-sectie van slechts één periode. In dat geval zou de cohortvariabele in het geheel niet variëren binnen leeftijdscategorieën en omgekeerd de leeftijdvariabele niet binnen cohorten, zodat leeftijds- en cohorteffecten niet onafhankelijk geschat kunnen worden. Worden twee cross-secties gebruikt, zoals in de studie van Van den Broek, dan is schatting van leeftijds- en cohorteffecten technisch mogelijk, omdat binnen leeftijdscategorieën cohorten variëren en omgekeerd. Maar zoals in tabel 1 is te zien, variëren zij slechts in zeer beperkte mate. Zo variëren de cohorten C1 en C2 alleen in de leeftijdscategorie 65-69 jaar (L10). In andere leeftijdscategorieën is geen variatie naar C1 en C2 waargenomen. Wanneer men dus het significante effect C2 (-.442) in de gebruikelijke zin interpreteert als het verschil tussen de voorspelde scores van C2 en C1 (het referentiecohort) gecontroleerd voor leeftijd (en periode), dan moet men bedenken dat de statistische controle op smalle marges in de data berust.

Tabel 2: Regressieanalyse met christelijke levensbeschouwing als afhankelijke variabele (restrictie: L2 = L3)

variabele	b-coëff.	SE (b)	VIF	t	sig. t	prop.*
intercept	.818	.800		1.02	.31	.999
L2 = L3	.136	.132	12.79	1.02	.31	.450
L4	.040	.225	22.57	.18	.86	.693
L5	.076	.316	40.45	.24	.81	.788
L6	.143	.412	52.92	.35	.72	.846
L7	.132	.508	71.43	.26	.79	.891
L8	.130	.602	100.80	.22	.83	.927
L9	.111	.697	119.22	.16	.87	.957
L10	-.097	.794	118.78	-.12	.90	.987
P2	-.094	.092	7.92	-1.03	.30	.845
C2	-.442	.170	6.03	-2.60	.01	.410
C3	-.429	.263	18.12	-1.63	.10	.648
C4	-.531	.353	35.88	-1.51	.13	.786
C5	-.721	.443	55.26	-1.63	.10	.872
C6	-.875	.533	97.50	-1.64	.10	.928
C7	-.966	.620	171.10	-1.56	.12	.962
C8	-.997	.708	224.84	-1.41	.16	.982
C9	-1.143	.756	238.64	-1.51	.13	.986
C10	-1.149	.797	246.71	-1.44	.15	.995
C11	-1.130	.887	153.47	-1.27	.20	.993

R^2 (adjusted) = .081; $F = 18.00$ ($p = .00$); $N = 3684$

laagste eigenwaarde = .000

condition index van component met laagste eigenwaarde 122.61

* prop. = proportie variantie van de schatting van intercept en regressie-effecten die aan de component met laagste eigenwaarde is toe te schrijven.

Om Beckers (1992) generatietheorie te toetsen legt Van den Broek meerdere restricties tegelijk op aan het model. Uit de betreffende grafieken in figuur 1 blijkt dat zowel het cohort- als het leeftijdseffect nu beide positief zijn. Ook de maten voor collineariteit (VIF-waarden, condition index en uitkomsten van de principale componenten analyse) zijn minder problematisch (weergegeven in tabel 3). Dit laatste is logisch: naarmate men meer restricties oplegt, neemt de lineaire afhankelijkheid tussen leeftijd en cohort af. De mate van collineariteit is echter nog steeds redelijk hoog (zie condition index en VIF-waarden), zodat het de vraag is of de toets op significantie van verschillen tussen Beckers generaties wel zin heeft.

Een andere mogelijkheid die Van den Broek gebruikt om Beckers theorie te evalueren is het vergelijken van de uitkomsten op basis van de Becker-restricties met de uitkomsten van de eerdere analyses. Zo is in figuur 1 weliswaar te zien dat

Tabel 3: Regressieanalyse met christelijke levensbeschouwing als afhankelijke variabele (restrictie: Becker)

variabele	b-coëff.	SE (b)	VIF	t	sig. t	prop.*
intercept	-.104	.211		-.49	.62	.994
L2	.130	.068	1.88	1.91	.06	.018
L3	.169	.083	3.06	2.04	.04	.193
L4	.125	.116	6.06	1.07	.28	.284
L5	.222	.118	5.63	1.88	.06	.285
L6	.372	.140	6.10	2.66	.01	.523
L7	.501	.176	8.48	2.85	.00	.611
L8	.623	.195	10.60	3.19	.00	.856
L9	.633	.230	12.87	2.76	.01	.929
L10	.663	.231	10.00	2.87	.00	.907
P2	-.168	.040	1.45	-4.28	.00	.249
C4 = C5	-.028	.121	7.68	-.23	.82	.458
C6 = C7 = C8	-.109	.176	27.52	-.62	.54	.806
C9 = C10 = C11	-.181	.216	36.68	-.84	.42	.964

R^2 (adjusted) = .080; $F = 25.53$ ($p = .00$); $N = 3684$

laagste eigenwaarde = .003

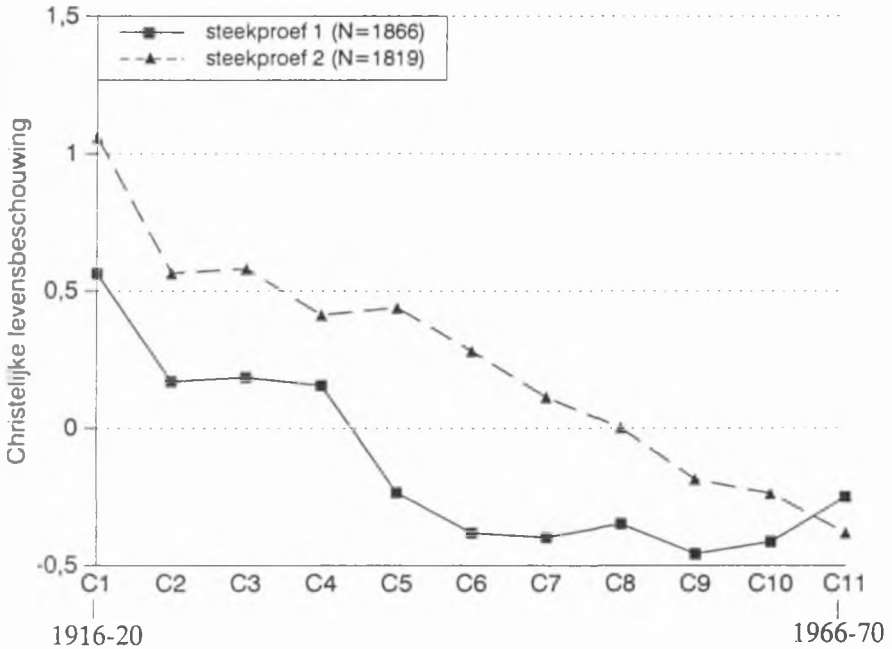
condition index van component met laagste eigenwaarde 32.17

* prop. = proportie variantie van de schatting van intercept en regressie-effecten die aan de component met laagste eigenwaarde is toe te schrijven

de cohort- en leeftijdsgrafiek met de Becker-restricties afwijken van de overige, maar dit mag niet beschouwd worden als een invalidatie van Beckers theorie. De uitkomsten van de eerste analyses zijn immers vanwege de aanwezigheid van zeer ernstige collineariteit nogal onbetrouwbaar.² Bij wijze van voorbeeld hebben we de analyse voor de restrictie $L2 = L3$ herhaald op twee random split-half steekproeven. In figuur 2 zijn de grafieken van de cohorteffecten in beide steekproeven gegeven. Het patroon van de ene grafiek verschilt van die van de andere grafiek. De gebroken lijn komt vrijwel overeen met de overeenkomstige lijn in figuur 1. De gesloten lijn wijkt daarvan af en volgt vanaf cohort 5 ongeveer het patroon van de 'Becker-lijn' in figuur 1.

Samenvattend: hoewel in het artikel van Van den Broek met geen woord gerept wordt over collineariteit, zijn wij van mening dat daar sterke aanwijzingen voor zijn. Daardoor is het onzeker of de gepresenteerde schattingen van cohorteffecten werkelijkheidswaarde hebben.

Het argument dat verschillende analyses onder wisselend ingevoerde restricties vrij stabiele oplossingen laten zien, neemt dan ook niet weg dat wanneer andere



Figuur 2: Split-half test voor stabiliteit voor cohortheffecten (restrictie L2 = L3)

steekproeven uit dezelfde perioden (1985 en 1990) worden gebruikt, oplossingen een sterk afwijkend beeld kunnen laten zien.

Noten

1. Van den Broek geeft in het artikel niet precies aan hoe hij de variabele 'christelijke levensbeschouwing' met factoranalyse heeft geconstrueerd. Wij hebben gekozen voor een 'listwise deletion' van ontbrekende gegevens. Daardoor vermindert het aantal respondenten tot 3684. De factorladingen uit onze analyse komen sterk overeen met die uit de analyse van Van den Broek (het grootste respectievelijk kleinste verschil in factorladingen bedraagt .06 en .01 en het gemiddelde verschil is .03).

2. De analyses van christelijke levensbeschouwing met de restricties L4 = L5, C2 = C3 en C10 = C11 vertonen hetzelfde beeld van collineariteit als in tabel 2.

Literatuur

- Becker, H. (1992), *Generaties en hun kansen*. Amsterdam: Meulenhoff.
 Belsley, D., Kuh, E., & Welsch, R. (1980), *Regression diagnostics. Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: John Wiley & Sons.
 Broek, A. van den (1994), *Cohorten zonder generaties. Cohortvervanging en generatievoor-*

- ming in Nederland. *Sociologische Gids*, 41, 346-371.
- Chatterjee, S., & Price, B. (1977), *Regression analysis by example*. New York: John Wiley & Sons.
- Eisinga, R., Felling, A., Peters, J., Scheepers, P., & Schreuder, O. (1993), *Religion in Dutch society 90. Documentation of a national survey on religious and secular attitudes in 1990*. Amsterdam: Steinmetz Archive.
- Felling, A., Peters, J., Schreuder, O., Eisinga, R., & Scheepers, P. (1987), *Religion in Dutch society 85. Documentation of a national survey on religious and secular attitudes in 1985*. Amsterdam: Steinmetz Archive.
- Fisher, J.C., & Mason, R.L. (1981), The analysis of multicollinear data in criminology. In: Fox, J. (ed.), *Methods in quantitative criminology*. New York: Academic Press.
- Gujarati, D. (1988), *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Hagenaars, J., & Cobben, N. (1978), Age, cohort and period. A general model for the analysis of social change. *Netherlands' Journal of Sociology*, 14, 59-91.
- Mason, K., Mason, W., Winsborough, H., & Poole, W. (1973), Some methodological issues in cohort analysis of archival data. *American Sociological Review*, 47, 774-787.