



Universiteit  
Leiden  
The Netherlands

## **Peilingsuitslagen als verkiezingsprognoses: Mogelijkheden en onmogelijkheden ter verbetering van de kwaliteit van uit opiniepeilingen afgeleide voorspellingen van verkiezingsuitslagen**

Anker, H.

### **Citation**

Anker, H. (1995). Peilingsuitslagen als verkiezingsprognoses: Mogelijkheden en onmogelijkheden ter verbetering van de kwaliteit van uit opiniepeilingen afgeleide voorspellingen van verkiezingsuitslagen. *Acta Politica*, 30: 1995(4), 429-455. Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/3450289>

Version: Publisher's Version

License: [Leiden University Non-exclusive license](#)

Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/3450289>

**Note:** To cite this publication please use the final published version (if applicable).

## Onderzoek

### Peilingsuitslagen als verkiezingsprognoses: Mogelijkheden en onmogelijkheden ter verbetering van de kwaliteit van uit opiniepeilingen afgeleide voorspellingen van verkiezingsuitslagen<sup>1</sup>

Hans Anker

#### 1. Inleiding

Verkiezingsvoorspellingen op basis van kort voor de verkiezingen verrichte opiniepeilingen komen niet altijd overeen met het uiteindelijk gerealiseerde verkiezingsresultaat. Voor Nederland gelden de Kamerverkiezingen van 1986 nog steeds als het meest spraakmakende voorbeeld van een verkiezing waarbij de peilingen het *en masse* lieten afweten. Niet de PvdA werd bij deze verkiezingen de grootste partij, maar het CDA, en CDA-lijsttrekker Lubbers mocht alsnog samen met de VVD 'zijn karwei gaan afmaken'. Ook buiten Nederland is met een zekere regelmaat sprake van verkiezingsuitslagen die fors afwijken van kort voor de verkiezingen vrijgegeven peilings-resultaten. De reacties op dergelijke discrepanties zijn wél goed voorspelbaar: deskundigen worden bijeen geroepen en in schriftelijke rapporten wordt getracht om vast te stellen welke factoren de missers hebben veroorzaakt (zie Andeweg (1988a) voor een dergelijk rapport naar aanleiding van de verkiezingen van 1986). Na het 'Waterloo van de peilingen' (Butler en Kavanagh 1992) worden de gebruikte procedures meestal op enkele ondergeschikte punten bijgesteld en is vervolgens het wachten op een nieuw débâcle. Om nieuwe débâcles te voorkomen, is het echter beter om, zoals Van der Eijk (1988) terecht heeft opgemerkt, een peiling – zeker als deze kort voor een verkiezing wordt gehouden – expliciet als verkiezingsprognose op te vatten en niet als enigerlei ongespecificeerde momentopname.<sup>2</sup> Door peilingen op te vatten als prognoses (hetgeen in zekere zin neerkomt op het expliciteren van het doel waartoe een peiling dient) wordt het mogelijk de voorspellingsmogelijkheden van peilingen verder te preciseren en wellicht ook verder te verbeteren.

Bij het gebruik van opiniepeilingen als verkiezingsprognose kan globaal genomen sprake zijn van vier typen fouten: (1) fouten van algemeen technische aard die in principe bij elk enquête-onderzoek kunnen worden gemaakt; (2) afwijkingen die niet het gevolg zijn van fouten maar van 'statistische pech'; (3) verschillen in de mate waarin respondenten opkomen bij ver-

Hans Overtoot, Richard de Leeuw, O. H. Overtoot door computer  
1995/4

Konink, G. (1994). *De Nederlandse verkiezingen van 1986*. Amsterdam: De Persgroep.  
Konink, G. (1995). *De Nederlandse verkiezingen van 1994*. Amsterdam: De Persgroep.  
Konink, G. (1996). *De Nederlandse verkiezingen van 1998*. Amsterdam: De Persgroep.  
Konink, G. (1999). *De Nederlandse verkiezingen van 2002*. Amsterdam: De Persgroep.  
Konink, G. (2003). *De Nederlandse verkiezingen van 2006*. Amsterdam: De Persgroep.  
Konink, G. (2007). *De Nederlandse verkiezingen van 2010*. Amsterdam: De Persgroep.  
Konink, G. (2011). *De Nederlandse verkiezingen van 2012*. Amsterdam: De Persgroep.  
Konink, G. (2015). *De Nederlandse verkiezingen van 2017*. Amsterdam: De Persgroep.  
Konink, G. (2019). *De Nederlandse verkiezingen van 2021*. Amsterdam: De Persgroep.

Overtoot, H. (1995). *De Nederlandse verkiezingen van 1986*. Amsterdam: De Persgroep.  
Overtoot, H. (1996). *De Nederlandse verkiezingen van 1994*. Amsterdam: De Persgroep.  
Overtoot, H. (1997). *De Nederlandse verkiezingen van 1998*. Amsterdam: De Persgroep.  
Overtoot, H. (1998). *De Nederlandse verkiezingen van 2002*. Amsterdam: De Persgroep.  
Overtoot, H. (1999). *De Nederlandse verkiezingen van 2006*. Amsterdam: De Persgroep.  
Overtoot, H. (2000). *De Nederlandse verkiezingen van 2010*. Amsterdam: De Persgroep.  
Overtoot, H. (2001). *De Nederlandse verkiezingen van 2012*. Amsterdam: De Persgroep.  
Overtoot, H. (2002). *De Nederlandse verkiezingen van 2017*. Amsterdam: De Persgroep.  
Overtoot, H. (2003). *De Nederlandse verkiezingen van 2021*. Amsterdam: De Persgroep.

Richard de Leeuw, O. H. Overtoot door computer  
1995/4

kiezingen (selectieve opkomst); en (4) de gevolgen van electorale onzekerheid. Elk van deze vier foutenbronnen zal nu kort worden besproken.

De eerste foutenbron omvat alle fouten die in beginsel bij elk enquête-onderzoek kunnen worden gemaakt, en die als zodanig niet kenmerkend zijn voor verkiezings-projecties op basis van opiniepeilingen naar politieke voorkeur. Daarbij gaat het om zaken als de beschikbaarheid van een deugdelijke omschrijving van de populatie, het op verantwoorde wijze trekken van een steekproef uit diezelfde populatie, het zorgen voor een steekproef van voldoende omvang, de wijze waarop het onderzoek bij de potentiële respondenten wordt aangekondigd, het aantal contact-pogingen dat wordt ondernomen om nonrespons zo veel mogelijk terug te dringen, de vraag hoe met nonrespons wordt omgegaan, de formulering van de te stellen vragen, etc.<sup>3</sup> Een klassiek voorbeeld van 'fout' onderzoek is de Amerikaanse *Literary Digest* poll uit 1936. Voor deze peiling werden de bewoners benaderd van miljoenen adressen die waren geselecteerd met behulp van telefoonboeken en autoregisters, hetgeen uiteindelijk tot een aanzienlijke oververtegenwoordiging leidde van welgestelden in de peiling. Door de samenhang tussen welstand en partijkeuze werd op basis van deze peiling een klinkende overwinning voor de Republikein Alf Landon voorspeld. Nadat op verkiezingsdag de electorale balans werd opgemaakt bleek echter – spijtig genoeg voor de *Digest* en voor Landon – de Democraat Roosevelt met grote overmacht gewonnen te hebben. Fouten als deze doen zich tegenwoordig niet of nauwelijks meer voor door de vergaande professionalisering van het enquête-onderzoek, een ontwikkeling die mede in gang werd gezet door het debâcle rondom de *Digest*. In het restant van dit paper zal deze foutenbron dan ook niet meer verder worden besproken.

De tweede bron van fouten is 'statistische pech'. Zij omvat al die factoren die er voor zorgen dat, hoewel aan alle technische vereisten is voldaan, de enquête-gegevens toch afwijken van bekende populatieverdelingen. Meestal wordt in dit verband niet gesproken van fouten, maar van 'steekproefafwijkingen'. Het betreft hier een zeer algemeen probleem waar elk enquête-onderzoek in meer of mindere mate mee te maken heeft. Een karakteristiek voorbeeld doet zich voor wanneer de steekproef voor 53% uit vrouwen bestaat, terwijl in werkelijkheid de populatie voor slechts 51% uit vrouwen bestaat. Over het algemeen worden dit soort afwijkingen nauwelijks als een probleem ervaren omdat de steekproeftheorie ons in staat stelt om op betrekkelijk eenvoudige wijze een betrouwbaarheidsinterval aan te leggen rondom de gevonden 53%. Wanneer het cijfer van 51% binnen het betrouwbaarheidsinterval ligt concluderen we dat het gevonden steekproefresultaat niet significant afwijkt van de populatie: met andere woorden, we concluderen dat de kans om het percentage van 53 te vinden, gegeven een populatiecijfer van 51%, dusdanig groot is (bijvoorbeeld groter dan .05) dat

we de aangetroffen discrepantie als toevalsafwijking kunnen karakteriseren. Het is dan beter om aan de discrepantie geen inhoudelijke betekenis toe te kennen.

De derde bron van fouten betreft de gevolgen van selectieve opkomst onder de respondenten. Niet iedere respondent blijkt een even grote kans te hebben om daadwerkelijk een stem uit te brengen bij verkiezingen. Als die kans om wel of niet te gaan stemmen samenhangt met de partijvoorkeuren van de respondenten, dan loopt men het risico om foutieve voorspellingen te maken over wie of welke partij de verkiezingen zal gaan winnen. Een bekend voorbeeld in dit verband wordt gevormd door de Amerikaanse presidentsverkiezingen van 1980. Tot ver op de verkiezingsdag werd de uitslag als 'too-close-to-call' beschouwd, terwijl achteraf werd vastgesteld dat met behulp van goede correctieprocedures voor opkomst reeds lang van tevoren had kunnen worden voorspeld dat Reagan de verkiezingen zou gaan winnen (zie o.a. Traugott and Tucker 1984 en Petrocik 1991).

De vierde en laatste bron van fouten wordt gevormd door de gevolgen van electorale onzekerheid ('zweven') aan de zijde van de kiezers (zie ook Anker en Oppenhuis 1994). Grote bekendheid genieten in dit verband de zogenaamde 'niet-weters' (in het Engels meestal aangeduid als 'undecideds'), de mensen die kort voor de verkiezingen nog geen keuze gemaakt hebben. Als zij op de verkiezingsdag besluiten massaal op één bepaalde partij te stemmen, dan lopen opiniepeilers een groot risico om een verkeerde uitslag te voorspellen. Een tweede wijze waarop electorale onzekerheid opiniepeilers parten kan spelen is als respondenten op het moment van ondervraging weliswaar een voorkeur opgeven, maar op de verkiezingsdag uiteindelijk op een andere partij stemmen ('switchen'). In een dergelijk geval kan de opiniepeiler alleen maar hopen dat de electorale bewegingen in de laatste dagen voor de verkiezingen elkaar zo veel mogelijk uitdoven (bijvoorbeeld doordat een x-aantal kiezers partij A verwisselt voor partij B, maar dat een even groot aantal kiezers de omgekeerde weg bewandelt en partij B verwisselt voor partij A). Is zulks niet het geval (m.a.w., wanneer het verkeer zich niet als 'Brownse bewegingen' laat beschrijven, waardoor er sprake is van 'late swing'), dan zal het peilingsresultaat wezenlijk afwijken van de verkiezingsuitslag.

De politicologische literatuur bevat verschillende bijdragen waarin instrumenten worden aangereikt met behulp waarvan de zojuist besproken fouten tot op zekere hoogte gecorrigeerd kunnen worden en de prognostische waarde van peilingen naar politieke voorkeur kan worden vergroot. In dit paper zullen deze instrumenten geïnventariseerd worden en zal vervolgens voor de Nederlandse situatie worden nagegaan in welke mate het wel of niet mogelijk is om te corrigeren voor elk van de drie te bespreken foutenbronnen (statistische pech, opkomst, en electorale onzekerheid). Een en ander vindt plaats aan de hand van datamateriaal dat verzameld is rondom de ver-

kiezingen voor de Provinciale Staten van 8 maart 1995. Paragraafsgewijs zal steeds elk van de drie foutenbronnen worden besproken, zal een overzicht worden gegeven van de stand van zaken met betrekking tot al of niet ontwikkelde correctieprocedures, en zullen bestaande, c.q. nieuwe methodieken op de data worden toegepast en vervolgens worden geëvalueerd in termen van de mate waarin zij de peilingsuitslag beter op de werkelijke verkiezingsuitslag doen gelijken.

Met deze opzet, waarbij de verschillende correctieprocedures in hun onderlinge samenhang worden geëvalueerd, onderscheidt dit paper zich van de meeste andere bijdragen op dit terrein die zich meestal concentreren op de waarde van één enkele correctietechniek (bijvoorbeeld alleen voor opkomst (zie bijv. Petrocik 1991) of alleen electorale onzekerheid (zie bijv. Fenwick et al. 1982)). Een tweede onderscheidend aspect van dit paper is dat het hier primair gaat om een 'haalbaarheidsonderzoek' naar de mate waarin het überhaupt mogelijk is om peilingsuitslagen achteraf (d.w.z., nadat de data zijn verzameld) te corrigeren in de richting van de te voorspellen verkiezingsuitslag. Dit karakter blijkt vooral uit het feit dat een aantal van de nog te bespreken correctieprocedures gedeeltelijk gebaseerd is op hetzelfde datamateriaal als waarop zij worden toegepast.<sup>4</sup> In 'werkelijkheid', d.w.z. bij toepassing op verse data, zal het effect van deze procedures geringer zijn doordat de optimale parameterwaarden van de correctieprocedures op voorhand niet bekend zijn; zij kunnen hooguit worden benaderd.

## 2. Beschrijving van de data

De data voor dit paper zijn verzameld door het NIPO kort vóór en kort na de verkiezingen voor de Provinciale Staten van 8 maart 1995. De data werden verzameld via het zogenaamde 'telepanel' van het NIPO. Dit panel bestaat uit een kleine 2.000 huishoudens, verspreid over geheel Nederland, die elk door het NIPO van een personal computer en een modem zijn voorzien. Ieder weekeinde worden één of meer leden van het desbetreffende huishouden verzocht een vragenlijst in te vullen.

Het politieke deel van de vragenlijst in het weekend van 25 en 26 februari bestond uit vragen naar de kans om te gaan stemmen op 8 maart, de partij waarop men van plan was te gaan stemmen op 8 maart, de hoeveelheid interesse in de campagne, het toegekende belang aan de Provinciale Staten en de Tweede Kamer, alsmede de kansen om ooit op elk der politieke partijen te stemmen. Aan deze eerste golf werd door 1.252 respondenten meegedaan.<sup>5</sup> De formulering van de gebruikte vragen komt vrijwel volledig overeen met de vraagstellingen zoals deze gehanteerd worden in de Nationale Kiezeronderzoeken.<sup>6</sup>

In het weekend onmiddellijk na de verkiezingen van 8 maart werd de respondenten gevraagd om aan te geven of zij hadden gestemd en zo ja, op welke partij zij dat hadden gedaan. Daarnaast werden nog enkele stellingen voorgelegd met betrekking tot politiek zelfvertrouwen, en werden voorts nog enkele vragen gesteld over de mate van partijbinding. Voorts werd bij degenen die niet hadden gestemd geïnformeerd naar de redenen waarom. Van de 1.252 respondenten die aan de eerste golf hebben deelgenomen deden er 50 niet mee aan de tweede golf.

Tabel 1 bevat een overzicht van de ruwe gegevens in het telepanel met betrekking tot de stemintenties en het stemgedrag van de respondenten in het telepanel (resp. kolom A en kolom B), alsmede de 'officiële' verkiezingsuitslag, die voor dit doel naar landelijk niveau is omgerekend (kolom C). Deze gegevens maken duidelijk dat in de peiling de PvdA en D66 enkele procent-punten zijn overgewaardeerd en dat de VVD enkele procent-punten is ondergewaardeerd. Voor de overige partijen bestaat een wat onduidelijker beeld, dat mede veroorzaakt wordt door de vraag waartegen de ruwe verdeling moet worden afgezet. Enerzijds kan hierbij gedacht worden aan het daadwerkelijke stemgedrag van de ondervraagde respondenten, anderzijds kan gedacht worden aan de 'officiële' uitslag van de Provinciale Statenverkiezingen. Gelet op het uitgangspunt dat de peilingen worden opgevat

Tabel 1: Stemintentie, stemgedrag, en verkiezingsuitslag

Partijen	A	E	F
CDA	25.3	24.9	22.9
PvdA	20.7	18.4	17.1
VVD	20.0	23.4	27.2
D66	14.6	11.4	9.2
GroenLinks	4.8	5.1	5.4
Orthodox prot. partijen	4.7	4.5	6.7
CD	1.3	0.9	1.0
SP	2.9	2.8	2.1
AOV/Unie 55+	4.6	6.4	5.2
Overig	1.1	2.2	3.2
weet niet/geen antwoord	20.7	0.9	-
niet stemmen	6.1	26.0	50.0

Betekenis van de kolommen:

A = Stemgedrag wel-weters golf 1;

E = Feitelijke stemgedrag golf 1 (NB: voor 50 respondenten die aan de eerste golf hebben meegedaan kon het daadwerkelijke stemgedrag niet worden vastgesteld);

F = Uitslag PS-verkiezingen 8 maart 1995.

$X^2_{AF}=26.5$  ( $p=.002$ );  $X^2_{EF}=9.1$  ( $p=.425$ )

als verkiezingsprognoses van, in dit geval, de Provinciale-Statenvorkezingen van 8 maart, zal in dit paper steeds de 'officiële' uitslag als maatstaf worden gebruikt.<sup>7</sup>

Ten slotte blijkt uit tabel 1 dat, net als in vele andere verkiezingsenquêtes, ook in het telepanel het percentage niet-stemmers met 26.0% beduidend geringer is dan het werkelijke percentage wegblijvers van 50.0%. Een ondervertegenwoordiging van een dergelijke omvang is echter niet ongewoon in het kiezersonderzoek. Zo blijkt dat ook in recente Nationale Kiezersonderzoeken het percentage niet-stemmers moet worden verdubbeld om uit te komen op het werkelijke – bij de verkiezingen gerealiseerde – opkomstpercentage. De oorzaken van deze ondervertegenwoordiging zijn velerlei (geringere participatie aan verkiezingsenquêtes, moeilijke bereikbaarheid in verband met verblijf elders, geen vaste woon- of verblijfplaats, etc.), maar zijn over het algemeen niet het gevolg van jokgedrag (zie o.a. Van der Eijk en Irwin 1988; Anker 1995b; Smeets 1995).

De ondervertegenwoordiging van niet-stemmers vormt in de praktijk nauwelijks een probleem voor opiniepeilers omdat het hen niet te doen is om de voorspelling van de hoogte van de opkomst (inderdaad een hachelijke onderneming, zie ook Anker en Van Dijk 1994), maar om de voorspelling van de stemmenverdeling. Immers, de hoogte van de opkomst heeft, behoudens enkele referenda met ingebouwde opkomst-drempel, geen (directe) politieke consequenties. De stemmenverdeling heeft dat daarentegen wel. In deze bijdrage zal daarom, net als in de overige literatuur op dit terrein, uitsluitend worden gelet op de stemmenverdeling. Opkomst komt alleen aan de orde daar waar zij mogelijkerwijs van invloed kan zijn op de stemmenverdeling.

### 3. Correcties voor de gevolgen van 'statistische pech'

Inherent aan enquête-onderzoek is de kans dat de getrokken steekproef in een aantal opzichten afwijkt van de populatie die de steekproef geacht wordt te representeren. Om er nu voor te zorgen dat de steekproef in termen van de binnen de populatie bekende karakteristieken niet afwijkt van de populatie, kan betrekkelijk eenvoudig gecorrigeerd worden. Een en ander gebeurt door middel van 'wegen', waarbij sommige respondenten iets minder zwaar worden meegeteld bij de bepaling van de te verwachten verkiezingsuitslag en andere respondenten iets zwaarder (zie ook Van der Eijk en Irwin 1988).

In de praktijk worden dikwijls wegen toegepast op basis van sexe, leeftijd, urbanisatie, en gezinsomvang. Tabel 2 laat de resultaten van een dergelijke weging zien voor de gegevens uit het telepanel. Uit de onder de tabel

vermelde  $X^2$ -statistics blijkt zelfs dat de gewogen stemintentie-verdeling minder goed op de uiteindelijke uitslag lijkt dan de ongewogen verdeling. Vergeleken met de uitslag (kolom F) is de berekende  $X^2$ -statistic licht gestegen van 26.5 ( $p=.002$ ;  $df=9$ ) naar 30.2 ( $p<.001$ ;  $df=9$ ), hetgeen betekent dat de na weging verkregen verdeling van partijvoorkeuren minder goed overeenkomt met de verkiezingsuitslag.<sup>8</sup> De verslechtering doet zich het sterkst voelen bij de VVD, die na weging 1.2% verder is af komen te staan van haar uiteindelijke verkiezingsresultaat.

Achteraf is het de vraag of het überhaupt wel zo zinvol is om te wegen op demografische kenmerken, omdat algemeen bekend is dat deze nauwelijks samenhangen met partijkeuze. Het lijkt op voorhand aanmerkelijk zinvoller om niet zo zeer te wegen op demografische kenmerken, als wel op politieke kenmerken. De bekendste procedure in dit verband is bedacht door De Hond (1977a, 1977b, 1986).<sup>9</sup> In het kort komt het er bij de door hem ontwikkelde procedure op neer dat de steekproef wordt geijkt op basis van het herinnerde stemgedrag bij de vorige verkiezing.<sup>10</sup> Idealiter zou men aan moeten treffen dat de verdeling van het herinnerd stemgedrag van de respondenten perfect overeenkomt met de uitslag van de vorige verkiezing. Indien dit niet het geval is (bijvoorbeeld: men treft een te groot percentage aan van mensen die zeggen dat zij bij de vorige verkiezingen op D66 hebben ge-

Tabel 2: Effect van toepassing van wegen naar bekende populatiekenmerken

Partijen	A	B	F
CDA	25.3	25.6	22.9
PvdA	20.7	20.4	17.1
VVD	20.0	18.8	27.2
D66	14.6	14.3	9.2
GroenLinks	4.8	4.6	5.4
Orthodox prot. partijen	4.7	4.7	6.7
CD	1.3	1.8	1.0
SP	2.9	3.3	2.1
AOV/Unie 55+	4.6	5.4	5.2
Overig	1.1	1.1	3.2

Betekenis van de kolommen:

A = Stemgedrag wel-weters golf 1;

B = Stemgedrag wel-weters na toepassing weging naar populatiekenmerken (sexe, leeftijd, urbanisatie, welstand, en gezinsomvang);

F = Uitslag PS-verkiezingen 8 maart 1995.

$X^2_{AF}=26.5$  ( $p=.002$ );  $X^2_{BF}=30.2$  ( $p<.001$ )

stemd), dan moet de steekproef zodanig worden teruggewogen dat het herinnerd stemgedrag alsnog overeenkomt met de uitslag van de vorige verkiezingen (mensen die zeggen de vorige keer op D66 te hebben gestemd moeten minder zwaar worden meegeteld – zij krijgen een kleiner gewicht). Dergelijke correcties hebben uiteraard ook hun consequenties voor de overige variabelen, waaronder stemintentie. Gebleken is dat door middel van deze correcties, ook bekend als de *methode-De Hond*, de verdeling van de stemintenties dichterbij de buurt komt van de feitelijke verkiezingsuitslag en dat de fluctuaties in de peilingen door de tijd aanzienlijk worden verminderd.<sup>11</sup>

In de praktijk verloopt de zojuist beschreven correctieprocedure overigens iets ingewikkelder. Het is een algemeen bekend gegeven dat mensen niet altijd even goed in staat zijn om hun vorig stemgedrag op adequate wijze te herinneren (zie o.a. Van der Eijk en Niemöller 1979). In de praktijk zien we dat het herinnerd stemgedrag door de tijd langzaam maar zeker begint af te wijken van de uitslag van de vorige verkiezingen en gedeeltelijk vertekend raakt door de huidige partijvoorkeuren van burgers. Ijking op de vorige uitslag levert daardoor problemen op. De Hond heeft daarom voorgesteld om niet te kijken op basis van de vorige uitslag, maar op basis van de verdeling van alle uitgesproken herinneringen in het kwartaal (13 weken) voorafgaande aan het moment waarop het veldwerk is verricht voor de peiling waaruit een peilingsuitslag wordt afgeleid.

Beide perspectieven (ijking op basis van de vorige uitslag en ijking op basis van het 13-weeks gemiddelde) zijn toegepast op de telepanel-gegevens. Voor het 13-weeks gemiddelde is gebruik gemaakt van de herinneringen zoals uitgesproken door de respondenten in de bekende NIPO-weekpeilingen. De resultaten staan vermeld in tabel 3.

Deze resultaten maken duidelijk dat toepassing van de methode-De Hond de peilingsuitslag daadwerkelijk dichterbij de werkelijke uitslag brengt.<sup>12</sup> Voor beide varianten van de methode valt de  $X^2$ -statistic lager uit dan de  $X^2$ -statistic op basis van alleen de weging op populatiekenmerken. Opvallend genoeg blijkt de procedure duidelijk beter te functioneren wanneer deze is geïjkt op de vorige uitslag en niet op het 13-weeks gemiddelde.<sup>13</sup> Een belangrijke reden hiervoor is ongetwijfeld dat de gebruikte dataverzamelingsprocedures (weekpeilingen en telepanel) in een aantal opzichten wezenlijk van elkaar verschillen. Ten eerste wordt bij de weekpeilingen gewerkt met *face to face* interviews en is dit bij het telepanel niet het geval. Ten tweede bestaan er tevens niet onbelangrijke verschillen voor wat betreft de steekproeffrekking. Door deze beide verschillen is het zeer de vraag of de vertekeningen in het herinnerd stemgedrag (de 'bias') zich tussen de beide instrumenten onderling wel goed laten vergelijken. Het is om deze redenen dat in het restant van dit paper verder gewerkt zal worden met de procedure die geïjkt is op de daadwerkelijke uitslag.<sup>14</sup>

Tabel 3: Effect van toepassing van de methode-De Hond

Partijen	A	B	B'	F
CDA	25.6	23.1	23.7	22.9
PvdA	20.4	23.9	22.6	17.1
VVD	18.8	19.3	21.2	27.2
D66	14.3	13.5	11.4	9.2
GroenLinks	4.6	5.1	3.9	5.4
Orthodox prot. partijen	4.7	4.9	5.6	6.7
CD	1.8	1.0	1.6	1.0
SP	3.3	2.6	2.2	2.1
AOV/Unie 55	5.4	5.2	6.3	5.2
Overig	1.1	1.3	1.5	3.2

Betekenis van de kolommen:

A = stemgedrag wel-weters golf 1 na weging naar populatiekenmerken.

B = als A, na toepassing methode-De Hond, ijking op 13-weeks gemiddelde.

B' = als A, na toepassing methode-De Hond, ijking op TK94.

F = uitslag PS-verkiezingen 8 maart 1995.

$X^2_{AF} = 30.2$  ( $p < .001$ );  $X^2_{BF} = 26.6$  ( $p = .002$ );  $X^2_{B'F} = 17.8$  ( $p = .038$ ).

Ten slotte is het van belang om op te merken dat toepassing van de methode-De Hond niet voor alle afzonderlijke partijen tot een voorspelling leidt die dichterbij de daadwerkelijke uitslag ligt. Met name voor de PvdA komt de uitslag verder weg te liggen (2.2% wanneer geïjkt wordt op de vorige uitslag). Hetzelfde is het geval voor GroenLinks (0.7%) en de ouderenpartijen (0.9%). Voor CDA (1.9%), VVD (2.4%), D66 (2.9%), en de overige partijen is de bijstelling daarentegen wel in de goede richting.<sup>15</sup>

#### 4. Correcties voor de gevolgen van selectieve opkomst

Een in potentie niet onbelangrijk probleem voor opiniepeilingen is dat niet iedereen die aan een opiniepeiling meedoet ook daadwerkelijk een stem uitbrengt. Een extra complicerende factor daarbij is dat respondenten over het algemeen maar beperkt in staat zijn om in dit opzicht hun eigen gedrag goed te voorspellen. Een en ander betekent dat de opiniepeiler de antwoorden van respondenten niet zo maar *face value* kan accepteren. Wat betreft het niet-stemmen blijkt het antwoord van de respondent over het algemeen sterk te corresponderen met het feitelijk (niet)stemgedrag; voor degenen die aangeven misschien of waarschijnlijk te gaan stemmen blijkt dit minder het geval. Dit laatste wordt deels veroorzaakt door allerlei idiosyncratische factoren zoals ziekte, afwezigheid, en geen tijd, maar ook door sociale wenselijk-

heid bij het beantwoorden van de vraag. Wanneer men dus rekening wil houden met de gevolgen van verschillen in opkomst, zal men in de praktijk vooral bezig zijn met het voorspellen van de 'no shows': diegenen die aankondigen te zullen gaan stemmen, maar het desalniettemin toch niet doen.<sup>16</sup>

De bekendste correctieprocedure voor selectieve opkomst is ontwikkeld door Traugott en Tucker (1984). Voor een beperkt aantal variabelen (wel of niet geregistreerd, wel of niet gestemd bij de vorige presidentsverkiezingen, en interesse in politieke campagnes) zijn zij nagegaan op welke specifieke wijze deze samenhangen met het opkomstgedrag van de respondenten in de *American National Election Studies* van 1980. Zo vonden zij bijvoorbeeld dat van de respondenten die niet geregistreerd waren, de vorige keer niet hadden gestemd en weinig interesse in campagnes tonen, slechts 3,6% in de presidentsverkiezingen van 1980 een stem uitbracht. Op basis van deze patronen werden bijbehorende kansen afgeleid. Iemand die voldoet aan het zojuist beschreven profiel wordt derhalve geacht een kans van 3,6% te hebben om daadwerkelijk op te komen. Een variant op deze procedure bestaat er uit om niet langer gebruik te maken van deze actuariële methode, maar om opkomstkansen te bepalen op basis van een logistisch regressie-model. De onafhankelijke variabelen in dat model waren voornoemde drie variabelen en de afhankelijke variabele was – uiteraard – het wel of niet uitbrengen van een stem. Deze laatste variant is in de afgelopen jaren min of meer standaard geworden in het Amerikaanse peilingsonderzoek. De daarbij gehanteerde modellen zijn tegenwoordig niet meer gebaseerd op een drietal variabelen, maar omvatten een hele reeks van variabelen die van belang zijn voor de verklaring van opkomst (zie Petrocik (1991), Anker (1992, 1995a) en Voss, Gelman, en King (1995)).

Doordat voor de respondenten in het telepanel bekend is hoe zij op 8 maart hebben gestemd is het vrij eenvoudig om na te gaan of, en in welke zin, het stemgedrag van diegenen die wel gestemd hebben afwijkt van de partijvoorkeuren van diegenen die niet gestemd hebben. Een vergelijking van de partijvoorkeuren van wel-stemmers en niet-stemmers maakt duidelijk dat beide groepen in dit opzicht significant van elkaar verschillen ( $X^2=126.42$ ;  $df=9$ ;  $p<.001$ ; zie bijlage 1 voor details). Vergeleken met de wel-stemmers hebben de niet-stemmers een geringere voorkeur voor rechtse partijen (CDA, VVD, ouderenpartijen, en de orthodox-protestantse partijen) en een duidelijk sterkere voorkeur voor de linkse partijen (Groen-Links, SP, PvdA, en D66) en de CD. Een en ander betekent dat zonder opkomst-correcties de linkse partijen en de CD overgewaardeerd zullen worden in de peilingsuitslag en rechtse partijen ondergewaardeerd zullen worden.

Ten behoeve van de aanmaak van een correctie-procedure voor selectieve opkomst is een groot aantal verkennende logistische regressie-analyses

uitgevoerd. Als afhankelijke variabele werd daarbij uitgegaan van de opkomst bij de verkiezingen van 8 maart. Als onafhankelijke variabelen werd gebruik gemaakt van een aantal variabelen die de intentie aangaven voor voorgenomen en herinnerd opkomstgedrag, een aantal sociaal-demografische factoren zoals leeftijd, geslacht, urbanisatie, etc, alsmede een aantal politieke houdingen zoals partijbinding, interesse in de campagne, etc. De keuze om juist deze variabelen op te nemen in het onderzoek is gebaseerd op de opkomst-literatuur in brede zin, in het bijzonder de bijdragen van Caldeira, Clausen, en Patterson (1990), Anker (1992) en Oppenhuis (1995). De resultaten gaven uiteindelijk aanleiding om gebruik te maken van een drietal onafhankelijke variabelen: de intentie om wel of niet te gaan stemmen, het wel of niet gestemd hebben bij de vorige verkiezingen, en de leeftijd van de respondent (hoe ouder, hoe groter de kans om te gaan stemmen).<sup>17</sup> Bij dit model dient men zich te realiseren dat we in principe niet geïnteresseerd zijn in de inhoudelijke verklaring van opkomst, maar dat het hier vooral te doen is om het maken van een zo krachtig mogelijke – doch inhoudelijk verantwoorde – voorspelling van het opkomstgedrag.<sup>18</sup>

Op basis van het aldus verkregen model kan voor elke respondent de kans worden bepaald dat hij of zij een stem zal uitbrengen bij de verkiezingen van 1995. De aldus berekende kansen worden vervolgens gebruikt om de steekproef (verder) te wegen. Iemand wiens kans gelijk is aan 0.75 zal derhalve voor drie-kwart worden meegerekend bij de bepaling van de peilingsuitslag, iemand met een opkomstkans van 0.25 voor één-kwart, etc.<sup>19</sup> De aldus gewogen steekproef representeert het zogenaamde 'likely electorate'. De resultaten van de toepassing van de opkomst-correctie staan vermeld in tabel 4.

De in tabel 4 vermelde resultaten maken duidelijk dat na de toepassing van de opkomst-correctie de  $X^2$ -statistic vrijwel identiek is gebleven. Dit betekent dat de correctie voor selectieve opkomst niet tot de beoogde verbetering heeft geleid<sup>20</sup>. Deze conclusie is ook van toepassing op de afzonderlijke partijen: het grootste verschil tussen de voor opkomst gecorrigeerde en de niet-gecorrigeerde uitslag doet zich voor bij het CDA en bedraagt 0.9%. D66 is de partij die het meeste last ondervindt van de correctie voor opkomst: haar electorale steun neemt met 0.8% af. De geringe omvang van deze effecten wint nog eens aan reliëf wanneer men zich realiseert dat de gehanteerde correctieprocedure is geënt op dezelfde data als waarop zij is toegepast. De aangetroffen verschillen dienen daarom nadrukkelijk te worden beschouwd als bovengrenzen van wat een correctieprocedure voor selectieve opkomst in de praktijk vermag.

Tabel 4: Effect van toepassing van correctie voor selectieve opkomst

Partijen	A	B	F
CDA	23.7	24.6	22.9
PvdA	22.6	22.3	17.1
VVD	21.2	21.3	27.2
D66	11.4	10.6	9.2
GroenLinks	3.9	3.6	5.4
Orthodox prot. partijen	5.6	6.0	6.7
CD	1.6	1.4	1.0
SP	2.2	1.9	2.1
AOV/Unie 55+	6.3	6.9	5.2
Overig	1.5	1.5	3.2

Betekenis van de kolommen:

A = Stemgedrag wel-weters golf 1 na weging op populatiekenmerken en toepassing methode-De Hond;

B = Als A, na opkomst-correctie, resulterend in het 'likely electorate' (kansen op basis van logistisch regressie-model).  $P(\text{stemmen})=a / (1+a)$ , waarin  $a=\exp[.21*(\text{leeftijd}) + 1.25*(\text{wel/niet gestemd}) + .42*(\text{subjectieve kans om te gaan stemmen}) - 4.09]$ . De aldus berekende kansen om te gaan stemmen variëren tussen .020 en .977. Het model leidt in 85.1% van de gevallen tot een correcte voorspelling; Maddala's (1983) pseudo- $R^2$  bedraagt 38.0%.

F = Uitslag PS-verkiezingen 8 maart 1995.

$X^2_{AF}=17.8$  ( $p=.038$ );  $X^2_{BF}=17.9$  ( $p=.036$ )

## 5. Correcties voor de gevolgen van electorale onzekerheid

Naast correcties voor de gevolgen van statistische pech en selectieve opkomst kan ook nog gecorrigeerd worden voor vertekeningen die het gevolg zijn van electorale onzekerheid ('zweven') aan de kant van de kiezers. Het meest pregnant komt dergelijk zweefgedrag tot uiting in het percentage kiezers dat zegt nog geen keuze gemaakt te hebben.<sup>21</sup> Bij de bepaling van een peilingsuitslag worden dergelijke 'undecideds' meestal weggelaten, hetgeen impliciet neerkomt op de assumptie dat zij zich pondsgewijs over de partijen zullen verdelen.<sup>22</sup> Meestal is er echter toch wel het een en ander bekend over een aantal politieke kenmerken van de niet-weters, zoals de partijen waar zij zich eventueel mee verbonden voelen, hun ideologische voorkeuren, enzovoort. Op basis van dergelijke informatie zijn in de literatuur verschillende suggesties gedaan om niet-weters alsnog aan de partijen toe te delen.

Tucker en Traugott (1984) en Anker (1992) hebben gesuggereerd dat het

wellicht zinnig zou kunnen zijn om ter correctie van de gevolgen van electorale onzekerheid de niet-weters mee te rekenen overeenkomstig hun 'normal vote', d.w.z. het stemgedrag dat deze groep zou vertonen in de hypothetische situatie waarin korte-termijn factoren zoals de (on)aantrekkelijkheid van kandidaten of specifieke issues geen invloed hebben op de verkiezingsuitslag. Exploratieve analyses op de NIPO-weekpeilingen hebben echter aangetoond dat een dergelijke procedure, voor Nederland althans, weinig effect sorteert. Dit lijkt in niet onbelangrijke mate het gevolg te zijn van het feit dat voor de groep van undecideds juist korte-termijn factoren van groot belang zijn bij de bepaling van de uiteindelijke stemkeuze en niet zo zeer de lange termijn-factoren waarvan de normal vote als samenballing kan worden gezien.

Andere correctieprocedures gaan uit van enigerlei voorspellingsmodel voor de partijkeuze dat is vastgesteld op basis van de aangetroffen relaties tussen de wel-weters en een aantal kenmerken (deze modellen zijn meestal gebaseerd op een discriminant-analyse). Dit model wordt dan vervolgens gebruikt om voor elk van de niet-weters een voorspelling af te leiden omtrent hun meest waarschijnlijke stemkeuze (Fenwick et al 1982; Kim 1994). Dergelijke voorspellingsmodellen zijn gebaseerd op uiteenlopende variabelen. Hierbij kan onder meer worden gedacht aan algemene achtergrondkenmerken (ethniciteit, geslacht, etc.), issue-voorkeuren, preferenties voor kandidaten, en de wijze waarop men zich als kiezer heeft laten registreren (als Democraat, Republikein, of Independent).

Een derde klasse van correctieprocedures voor de gevolgen van electorale onzekerheid is gebaseerd op het gebruik van zogenaamde 'stemkansen' (Van der Eijk, Niemöller, en Tillie 1986; Van der Eijk en Niemöller 1984). Dergelijke stemkansen worden verkregen door aan respondenten te vragen hoe groot de kans is dat zij 'ooit' op elk van de partijen zullen stemmen, waarbij zij antwoord kunnen geven door middel van een tienpuntsschaal waarvan de uiteinden getooid zijn met de labels 'zeker nooit' en 'zeker wel eens'. In verschillende publikaties is aangetoond dat respondenten in overgrote meerderheid plegen te stemmen op de partij waaraan zij de hoogste stemkans hebben toegekend (Tillie 1995; Van der Eijk en Franklin 1995; Oppenhuis 1995). Een eenvoudig correctiemodel zou er derhalve uit kunnen bestaan om voor de niet-weters te veronderstellen dat zij op de partij zullen stemmen waaraan zij de hoogste stemkans hebben toegekend. Ten opzichte van de correctie-procedures van Fenwick et al. (1982) en Kim (1994) heeft een dergelijke procedure als onmiskenbaar voordeel dat zij zuiniger is (het enige wat nodig is, is een verzameling stemkansen) en bovendien gebaseerd is op informatie die in causaal opzicht dichter tegen het te voorspellen gedrag aanligt. Om deze redenen zijn er geen data verzameld waarmee een analoge procedure als die van de zojuist genoemde auteurs kan worden ontwikkeld,



maar is de voorkeur gegeven aan het verzamelen van stemkansen.

Net als bij de correctie voor selectieve opkomst, is het zinvol om eerst aan de hand van de gegevens uit het telepanel empirisch na te gaan of, en in welke zin, het stemgedrag van degenen die in de eerste golf een stemvoorkeur uitspraken afwijkt van het stemgedrag van degenen die dat niet deden. Analyse van de gegevens maakt duidelijk dat de  $X^2$ -statistic voor de stemverdelingen van de wel-weters en de niet-weters precies samenvalt met het significantieniveau van .001 ( $X^2=28.2$ ;  $df=9$ ;  $p=.001$ ; zie bijlage 1 voor details). In het bijzonder de PvdA, en in mindere mate het CDA en de orthodox-protestantse partijen doen het slecht onder de niet-weters, terwijl alle overige partijen beter scoren onder de niet-weters. Vooral D66 en de kleinere (protest-)partijen doen het in dit opzicht goed. Een en ander betekent dat zonder correctie voor electorale onzekerheid laatstgenoemde partijen zullen worden ondergewaardeerd in de peilingsuitslag en dat de overige kleine partijen zullen worden overgewaardeerd.

Bij de te hanteren correctieprocedure voor electorale onzekerheid worden alle niet-weters toegedeeld aan de partij waaraan zij de hoogste stemkans hebben toegekend. In het geval twee partijen de hoogste stemkans krijgen toebedeeld (m.a.w., als er sprake is van een 'tie') wordt de respondent voor de helft toegedeeld aan de ene partij en voor de andere helft aan de andere partij. Wanneer drie partijen de hoogste stemkans krijgen toebedeeld, wordt de respondent voor één-derde aan elk van de drie partijen toegewezen, enzovoort.<sup>23</sup> De resultaten van de toepassing van de correctie voor electorale onzekerheid staan vermeld in tabel 5 (kolom B).

Deze resultaten maken duidelijk dat toepassing van deze procedure niet tot een verbetering van de peilingsuitslag leidt.<sup>24</sup> De  $X^2$ -en laten zien dat de gecorrigeerde peiling meer van de uitslag afwijkt dan de niet voor electorale onzekerheid gecorrigeerde peiling. Wat de voorspellingen voor de verschillende partijen betreft, is sprake van een enigszins verwarrend beeld: na toepassing van de correctieprocedure blijkt de voorspelling voor het CDA (1.3%), de PvdA (0.8%) en GroenLinks (0.6%) te zijn verbeterd, terwijl voor de VVD (0.8%), D66 (1.4%), de CD (0.4%), en de ouderenpartijen (0.8%) de voorspelling juist blijkt te zijn verslechterd.<sup>25</sup>

Een mogelijke verklaring waarom de correctieprocedure niet het beoogde effect oplevert zou kunnen zijn dat zij maar een deel van de electorale onzekerheid corrigeert. Het zijn niet alleen de niet-weters die onzeker zijn; ook respondenten die voorafgaande aan de verkiezingen wel een partijvoorkeur opgeven hoeven zich daar niet noodzakelijkerwijze aan te houden. Anker en Oppenhuis (1994) hebben bijvoorbeeld laten zien dat in het voorjaar van 1994 de totale electorale onzekerheid binnen het Nederlandse electoraat gelijkelijk verdeeld was onder de groepen niet-weters en wel-weters. Onder de leden van het telepanel blijkt dat een kleine 10% van degenen die

Tabel 5: Effect van correctie voor electorale onzekerheid

Partijen	A	B	C	F
CDA	24.6	23.3	21.9	22.9
PvdA	22.3	21.5	19.8	17.1
VVD	21.3	20.5	20.2	27.2
D66	10.6	12.0	12.5	9.2
GroenLinks	3.6	4.2	4.9	5.4
Orthodox prot. partijen	6.0	6.0	6.2	6.7
CD	1.4	1.8	1.7	1.0
SP	1.9	1.9	1.9	2.1
AOV/Unie 55+	6.9	7.7	9.7	5.2
Overig	1.5	1.2	1.2	3.2

Betekenis van de kolommen:

A = Stemgedrag wel-weters golf 1, na weging naar populatiekenmerken, toepassing methode-De Hond, en toepassing opkomst-correctie;

B = Als A, 'weet niet' bij partijkeuze toegekend op basis van hoogste stemkans (bij ties zijn de respondenten gelijkmatig verdeeld over de getie-de partijen);

C = Als A, alle respondenten toegekend op kenmerkend stempatroon behorend bij 'partijconcurrentie-segmenten';

F = Uitslag PS-verkiezingen 8 maart 1995.

$X^2_{AF}=17.8$  ( $p=.038$ );  $X^2_{BF}=21.8$  ( $p=.010$ );  $X^2_{CF}=23.0$  ( $p=.006$ );  $X^2_{DF}=25.6$  ( $p=.002$ ).

in de eerste golf een partijvoorkeur hebben opgegeven uiteindelijk op een andere partij heeft gestemd. Een vergelijking van de gegevens in de eerste en de tweede golf maakt bovendien duidelijk dat voor een groot deel van deze 'switchers' ook de partij aan wie zij de hoogste stemkans toekenden is (mee)veranderd.<sup>26</sup> De vraag is in hoeverre het vantevoren mogelijk is om een beeld te krijgen van welke partij enige tijd later de hoogste stemkans toegedeeld zal krijgen (en waarop de respondent in principe zal gaan stemmen).

Een poging om deze vraag te beantwoorden bestaat er uit om op basis van stemkansen een indicatie van de electorale onzekerheid te verkrijgen, vervolgens met behulp van een simulatiemodel een uitspraak te doen over op welke partijen de onzekere respondenten uiteindelijk zullen stemmen, en ten slotte deze informatie te verdisconteren in het uiteindelijke peilingsresultaat. Min of meer vergelijkbare simulatiemodellen zijn eerder voorgesteld door Pool, Abelson, en Popkin (1965) en Cherryholmes en Shapiro (1969). Deze correctieprocedure neemt wederom de stemkansen als uitgangspunt.

Daarbij is gelet op de onderlinge verschillen tussen de stemkansen, waarbij uitsluitend de partijen in beschouwing zijn genomen waarvoor de toegekende stemkans niet meer dan twee punten lager is dan de partij met de hoogste stemkans. De overige stemkansen zijn niet in beschouwing genomen, omdat de ervaring heeft geleerd dat burgers slechts bij hoge uitzondering hun stem uitbrengen op partijen waarvan de kans drie of meer punten afwijkt van de hoogste stemkans. Daarna is een negental combinaties van stemkansen onderscheiden. Daarbij kan men bijvoorbeeld denken aan een combinatie waarin één partij als enige de hoogste stemkans toegekend heeft gekregen, en één of meer van de overige partijen een stemkans van twee punten minder. Elk van de negen combinaties kan worden beschouwd als een segment van het electoraat met een voor dat segment specifieke structuur van partijconcurrentie (zie ook Tillie 1989, 1995). Deze 'partijconcurrentie-segmenten' zijn zowel uitsluitend als uitputtend, hetgeen betekent dat elke respondent tot precies één partijconcurrentie-segment behoort. Voor elk partijconcurrentie-segment is vervolgens aan de hand van de telepanel-gegevens het karakteristieke stempatroon bepaald. Voor het zojuist beschreven segment bleek dat 97.5% van de respondenten op de partij met de hoogste stemkans stemt en dat 2.5% stemt op de partij(en) waarvoor de stemkans twee punten lager ligt. Op eenzelfde wijze zijn de parameterwaarden voor elk van de overige acht partijconcurrentie-segmenten bepaald (zie bijlage 2 voor details).

De resultaten in kolom C van tabel 5 maken echter duidelijk dat toepassing van deze alternatieve correctieprocedure niet het beoogde resultaat heeft opgeleverd. Ten opzichte van de procedure waarbij de respondenten conform hun hoogste stemkans aan de partijen worden toebedeeld is zelfs een lichte verslechtering opgetreden. Net als bij de vorige correctieprocedure (kolom B) zien we ook hier dat D66 (1.9%), VVD (0.8%), en vooral de ouderenpartijen (3.2%) in de verkeerde richting worden bijgesteld. De correctie voor de PvdA (2.5%) is aanzienlijk beter; voor het CDA (2.7%) geldt daarentegen dat er sprake is van over-correctie, waardoor het voorspelde resultaat niet langer anderhalf procent te hoog ligt, maar één procent te laag. Voor de overige kleine partijen blijkt de correctieprocedure het net iets beter te doen dan de procedure waarbij respondenten conform de hoogste stemkans aan de partijen worden toegedeeld.

Bij deze resultaten dient men zich te realiseren dat de gebruikte parameters zijn afgeleid van dezelfde telepanel-gegevens als waarop de correctie is toegepast. In 'werkelijkheid', d.w.z. bij toepassing op verse gegevens, mag daarom worden verwacht dat de correctieprocedure nog minder goed zal functioneren. Dit slechte functioneren wordt niet zo zeer veroorzaakt doordat niet goed zou kunnen worden aangegeven wie zeker of onzeker is over zijn of haar partijvoorkeur, maar is vooral het gevolg van de moeilijkheid

van de vraag ten gunste van welke partij(en) de bestaande electorale onzekerheid zal uitvallen. Die vraag is moeilijk te beantwoorden doordat op voorhand niet eenvoudig valt te zeggen welke politieke gebeurtenissen zich nog voor zullen doen in de periode tussen de peiling en de verkiezingen. Daardoor is het evenmin goed mogelijk om een adequaat beeld (scenario) te krijgen van de aard en richting van de politieke stimuli die in die periode nog op de kiezer af zullen komen, terwijl het juist deze stimuli zijn die bepalen aan welke partij(en) onzekere kiezers uiteindelijk hun stem zullen geven. Zo ziet men in de praktijk geregeld dat kort voor de verkiezing één bepaalde partij nog grote electorale vooruitgang weet te boeken (in 1995 was dit de VVD). Het simulatiemodel houdt geen rekening met zo'n mogelijkheid doordat de bijbehorende parameter-waarden over alle partijen heen zijn afgeleid, en pas daarna met specifieke partijen worden verbonden. De mogelijkheid dat één specifieke partij de kiezers als het ware uit alle hoeken en gaten weet aan te trekken (en er sprake is van een 'surge') is in het model daarvoor vrijwel uitgesloten.

## 6. Samenvatting, conclusies en discussie

In dit paper zijn peilingen naar politieke voorkeur opgevat als verkiezingsprognoses. Bij het afleiden van een voorspelling uit een politieke opiniepeiling is een viertal typen fouten onderscheiden: (1) fouten van algemeen technische aard die in principe bij elk enquête-onderzoek kunnen worden gemaakt; (2) 'statistische pech'; (3) verschillen in de mate waarin respondenten opkomen bij verkiezingen (selectieve opkomst); en (4) de gevolgen van electorale onzekerheid. Uitgaande van de veronderstelling dat fouten van het eerste type in professioneel onderzoek in beginsel tot het verleden behoren is telkens voor elk van de overige drie foutenbronnen een korte inventarisatie gemaakt van de instrumenten die in de politicologische literatuur zijn voorgesteld om voor deze fouten te corrigeren. Een aantal van deze correctieprocedures werd toegepast op data verzameld rondom de verkiezingen voor de Provinciale Staten van 8 maart 1995, en is vervolgens geëvalueerd in termen van de mate waarin zij de peilingsuitslag beter doen gelijken op het uiteindelijke verkiezingsresultaat.

Tabel 6 bevat een overzicht van de effecten van de gebruikte correctieprocedures voor elk van de drie in het onderzoek betrokken foutenbronnen (statistische pech, selectieve opkomst, en electorale onzekerheid). Deze verdelingen en de bijbehorende statistische toetsen maken duidelijk dat toepassing van de methode-De Hond de peilingsuitslag het meest op de verkiezingsuitslag doet gelijken. Na de toepassing van deze methode leveren zowel de correctie voor selectieve opkomst als de correctie voor de gevolgen van

electorale onzekerheid geen verbetering meer op van de prognostische waarde van de peilingsuitslag. Hoewel toepassing van deze correctieprocedures de peilingsuitslag sterker doet gelijken op de uiteindelijke verkiezingsuitslag, ontkomt men niet aan de conclusie dat het netto effect van deze correcties beperkt is. Correctie achteraf, nadat de data verzameld zijn, kent duidelijk haar beperkingen. Bovendien is duidelijk geworden dat de toepassing van tamelijk geavanceerde simulatiemodellen niet tot een wezenlijke verbetering van het peilingsresultaat leidt.

Bij dit alles geldt dat de resultaten strikt genomen uitsluitend betrekking hebben op de data die in dit paper zijn gebruikt. Zo kan niet worden uitgesloten dat een onderzoek met een identieke opzet met betrekking tot een andere verkiezing en/of een andere peiling aanleiding zal geven tot net iets andere conclusies, bijvoorbeeld dat de opkomst-correctie er toch wél toe doet. Voorzichtigheid is derhalve op zijn plaats bij de generalisatie van de bevindingen naar andere verkiezingen en andere peilingen.<sup>27</sup> Niettemin lijkt

Tabel 6: Overzicht van effecten van correcties voor de drie foutenbronnen

Partijen	A	B	C	D	F
CDA	25.3	23.7	24.6	23.3	22.9
PvdA	20.7	22.6	22.3	21.5	17.1
VVD	20.0	21.2	21.3	20.5	27.2
D66	14.6	11.4	10.6	12.0	9.2
GroenLinks	4.8	3.9	3.6	4.2	5.4
Orthodox prot. partijen	4.7	5.6	6.0	6.0	6.7
CD	1.3	1.6	1.4	1.8	1.0
SP	2.9	2.2	1.9	1.9	2.1
AOV/Unie 55+	4.6	6.3	6.9	7.7	5.2
Overig	1.1	1.5	1.5	1.2	3.2

Betekenis van de kolommen:

A = Stemgedrag wel-weters golf 1 (ruwe gegevens);

B = Stemgedrag wel-weters golf 1, na weging op populatiekenmerken en toepassing methode-De Hond;

C = Stemgedrag wel-weters golf 1, na weging naar populatiekenmerken, toepassing methode-De Hond, en toepassing opkomst-correctie;

D = Stemgedrag wel-weters golf 1, na weging naar populatiekenmerken, toepassing methode-De Hond, toepassing opkomst-correctie, en 'weet niet' bij partijkeuze toegekend op basis van hoogste stemkans;

F = Uitslag PS-verkiezingen 8 maart 1995.

$X^2_{AF}=26.5$  ( $p=.002$ );  $X^2_{BF}=17.8$  ( $p=.038$ );  $X^2_{CF}=17.9$  ( $p=.036$ );  $X^2_{DF}=21.8$  ( $p=.010$ ).

het wél verantwoord om de algemene bevinding van dit onderzoek te generaliseren, namelijk dat het gebruik van correctieprocedures achteraf, d.w.z. nadat de data verzameld zijn, slechts in beperkte mate tot een verbetering van de voorspellende waarde van opiniepeilingen leidt.

Voor toekomstig onderzoek lijkt het op basis van de hier gerapporteerde resultaten dan ook beter om de aandacht te verleggen van verdere investeringen in correcties achteraf naar het inzichtelijk maken van de omvang en richting van de bestaande electorale onzekerheid op het moment van de peiling. De pretentie dat opiniepeilingen in staat zouden zijn om op langere, maar zelfs ook op kortere termijn, een adequate projectie van de verkiezingsuitslag geven wordt in de toekomst wellicht steeds minder houdbaar als de tendens dat steeds meer kiezers kort voor de verkiezingen hun partijkeuze bepalen zal doorzetten.<sup>28</sup> Voor opiniepeilers is het beter dit feit te onderkennen en zich te concentreren op de vraag hoe de electorale onzekerheidsmarges, c.q. korte-termijn concurrentieverhoudingen op een adequate en begrijpelijke manier zowel cijfermatig als grafisch kunnen worden afgebeeld. Zolang dergelijke vernieuwingen niet worden aangebracht, is het slechts een kwestie van wachten op het volgende peilings-debâcle.

## Noten

1. Dit paper is een bewerking van een eerdere versie die gepresenteerd werd op de workshop 'Verkiezingen en Politieke Communicatie' van het Politicologenetmaal, dat op 1 en 2 juni 1995 plaats vond te Soesterberg. Ik bedank de deelnemers aan deze workshop voor hun constructieve opmerkingen. Eveneens bedank ik de collega's van de vakgroep Politicologie van de Universiteit van Nijmegen voor hun commentaar. Speciale dank gaat daarbij uit naar Milja Bos. Ten slotte dank ik het NIPO, in het bijzonder René Bos, voor haar belangeloze medewerking aan dit project. Adres van de auteur: h.anker@bw.kun.nl.

2. Zie Andeweg (1988b en 1988c) voor een verdediging van de laatste opvatting.

3. In de literatuur bestaan verschillende overzichten van dergelijke foutenbronnen. Zie onder anderen Perry (1979), Mitofsky (1981), Asher (1988), Crespi (1989), and Brady en Orren (1992). Speciaal op Nederland toegespitste overzichten zijn aangereikt door Andeweg (1988a) en Van der Eijk en Irwin (1988).

4. Dit is overigens niets bijzonders. De meeste correctieprocedures die in de literatuur worden voorgesteld worden in eerste instantie toegepast op de data waaruit zij zijn afgeleid. Meestal volgt daarna nog een, vaak tamelijk speculatieve, toepassing op andere data.

5. Niet alle 2.000 huishoudens zijn benaderd. Een deel van het panel kon niet worden benut omdat de potentiële respondenten (nog) niet kiesgerechtigd waren, en een ander deel van het panel is niet benaderd vanwege kostenoverwegingen. Deze laatste procedure draagt een routinematig karakter en wordt door het NIPO veelvuldig toegepast.

6. Kopieën van de vragenlijsten zijn verkrijgbaar bij de auteur.

7. In dit paper is er voor gekozen om bij de vergelijking van een peilingsvoorspelling

en de verkiezingsuitslag steeds gebruik te maken van een recht-toe recht-aan goodness-of-fit  $X^2$ -statistic. Een alternatief zou er uit kunnen bestaan om gebruik te maken van de gemiddelde absolute afwijking tussen uitslag een voorspelling (zie bijv. De Hond 1977a). Een tweede alternatief bestaat uit het gebruik van een goodness-of-fit  $X^2$ -statistic waarbij de werkelijke uitslag als verwachte frekwenties worden ingevoerd. Voor alle hier te presenteren resultaten blijken deze drie evaluatiematen tot exact dezelfde conclusies te leiden. Vandaar dat alleen de resultaten van de 'gewone'  $X^2$ -toetsen gepresenteerd zullen worden. Bij de berekening van de  $X^2$ -statistics is omwille van de vergelijkbaarheid steeds uitgegaan van een totaal aantal respondenten van 1.202.

8. Deze resultaten zijn overigens niet heel erg bijzonder en passen volledig in het algemene beeld van geringe effecten van (standaard)wegingen op peilingsuitslagen (zie o.a. Van der Eijk en Irwin (1988) en Andeweg (1988b)).

9. De door De Hond ontwikkelde procedure heeft tot een fel debat aanleiding gegeven in het tijdschrift *Acta Politica*. De geuite kritiek (Foppen 1977) heeft echter veel meer betrekking op foutenbronnen van algemene aard, en raakt niet of nauwelijks de door De Hond voorgestelde correctieprocedure.

10. Feitelijk bestaat de methode-De Hond uit een tweetal correcties: een correctie voor de systematische fout (over-, respectievelijk oververtegenwoordiging van kiezers op bepaalde partijen die zich in principe bij elke peiling op gelijke wijze voordoet ten gevolge van zogenaamde 'bureau-effecten') en een correctie voor de incidentele fout (onder-, respectievelijk oververtegenwoordiging van kiezers op bepaalde partijen die uniek zijn voor een peiling, en derhalve van peiling op peiling van elkaar verschillen). In deze bijdrage vindt alleen een directe correctie plaats voor de incidentele fout; zoals later in deze bijdrage zal blijken wordt de systematische fout op indirecte wijze gecorrigeerd door toepassing van de *methode-De Hond* met ijking op de verkiezingsuitslag van 3 mei 1994 (zie noot 14 voor details).

11. Zoals De Hond (1977a) terecht opmerkt kan men vraagtekens plaatsen bij de mogelijkheid of het functioneren van dergelijke procedures überhaupt getest kan worden. Tussen het moment van toetsing en het sluiten van de stembussen kunnen zich nog allerlei veranderingen afspelen die er, in ieder geval in theorie, voor kunnen zorgen dat een peilingsresultaat zodanig gecorrigeerd moet worden dat het gecorrigeerde resultaat minder sterke gelijkenis vertoont met de verkiezingsuitslag dan het ongecorrigeerde resultaat. Zie echter noot 13 voor een manier waarop het functioneren van de methode-De Hond op directere wijze geëvalueerd kan worden.

12. De methode-De Hond is toegepast na de weging op populatiekenmerken. Dit heeft tot gevolg dat een aantal populatiekenmerken, zoals de verdeling van mannen en vrouwen, na toepassing van de methode-De Hond opnieuw kunnen afwijken van de bekende populatieverdeling. In theorie zouden we deze wegingsprocedures dan ook het liefst gelijktijdig toepassen. De winst van een dergelijke procedure staat echter niet in verhouding tot de gecompliceerdheid daarvan. Daarom wordt hier, net als overigens bij het NIPO en Interview, gewerkt met een sequentiële wegingsprocedure. De gebruikte wegingscoëfficiënten bij ijking op de vorige (op populatiekenmerken gewogen) uitslag zijn als volgt: CDA: .936; PvdA: 1.148; VVD: 1.179; D66: .742; GroenLinks: .753; RPF: .857; SGP: 2.067; GPV: 1.092; CD: .884; SP: .546; AOV: 1.717; Unie 55+: 4.925, en overige partijen: 1.000.

13. Toepassing van de methode-De Hond blijkt bovendien nauwelijks tot een verbetering te leiden als niet de 'officiële' verkiezingsuitslag van 8 maart 1995 (kolom F in de tabellen), maar de *verdeling van partijkeuzen van de respondenten* (kolom E in tabel 1) als vergelijkingsbasis wordt genomen. Deze uitkomst is geheel in lijn met wat men zou mogen

verwachten op grond van de redenering die ten grondslag ligt aan de methode en die stelt dat de correctie vooral het wegnemen van steekproeffluctuaties tot gevolg heeft. De bijbehorende  $X^2$ -statistics voor de vergelijking met het stemgedrag van de respondenten zijn als volgt: geen toepassing van methode-De Hond ( $X^2=10.6$ ;  $df=9$ ;  $p=.304$ ); toepassing methode-De Hond, ijking op 13-weeks gemiddelde ( $X^2=10.5$ ;  $df=9$ ;  $p=.312$ ), en toepassing methode-De Hond, ijking op vorige uitslag ( $X^2=7.5$ ;  $df=9$ ;  $p=.584$ ).

Een verdere validatie van de methode-De Hond blijkt te kunnen worden verkregen door de methode niet toe te passen in de eerste golf en te letten op de verdeling van de stemintenties, maar om in plaats daarvan de methode toe te passen op de gegevens van de tweede golf en de aandacht te richten op het stemgedrag van 8 maart. Zonder toepassing van de methode-De Hond is de  $X^2$ -statistic van het stemgedrag van 8 maart met de 'officiële' uitslag gelijk aan 11.6 ( $df=9$ ;  $p=.237$ ); na toepassing van de methode-De Hond bedraagt de  $X^2$ -statistic 6.7 ( $df=9$ ;  $p=.668$ ). Na toepassing van de methode-De Hond is de voorspellende kracht van de peiling derhalve duidelijk toegenomen.

14. De redenering van De Hond volgend, wijst een en ander er op dat als we de beschikking zouden hebben over enigerlei ijkingsbasis binnen het telepanel, het in principe mogelijk zou moeten zijn om tot een correctieprocedure te komen die nog effectiever is dan de op basis van de uitslag van 1994 geijkte procedure. Voorts is het relevant om hier op te merken dat de correctie voor de incidentele fout zoals vorm gegeven in dit paper naar alle waarschijnlijkheid tegelijkertijd ook een deel van de systematische fout corrigeert (zie De Hond (1977a) voor een verdere bespreking van het onderscheid tussen incidentele en systematische fout).

15. Een andere denkbare correctieprocedure waarbij gewogen wordt op politieke kenmerken is een variant van de procedure die het NIPO toepast op haar weekpeilingen en waarbij onder meer gewogen wordt op de links-rechts verdeling (zie Andeweg 1988b voor een illustratie). Binnen het telepanel zijn er echter geen goede ideaal-cijfers beschikbaar. Bovendien leert de ervaring dat toepassing van deze procedure na toepassing van de methode-De Hond over het algemeen tot zeer kleine correcties leidt.

16. Een en ander wordt ook bevestigd door de NIPO-data: van de 76 respondenten die in de eerste golf aankondigden zeker niet te gaan stemmen op 8 maart, verschenen er uiteindelijk twee bij de stembus.

17. De overige variabelen droegen na opname van de zojuist beschreven variabelen nog maar in zeer beperkte mate bij aan de verklaring van opkomst. Bovendien corresponderden de geschatte effect-parameters in lang niet alle gevallen met de bijbehorende theoretische verwachtingen. Vandaar dat deze variabelen verder niet in het model zijn opgenomen.

18. In deze context is het tevens vermeldenswaard dat explorerende analyses waarin stemintentie als onafhankelijke variabele werd opgenomen duidelijk minder goed met het feitelijke opkomstgedrag samenhangen dan de in het uiteindelijke model opgenomen variabelen. Een en ander betekent dat er weinig reden is om te veronderstellen dat kiezers op bepaalde partijen een inherent grotere of kleinere neiging hebben om op te komen.

19. Een tweede, inmiddels als enigszins verouderd beschouwde procedure gaat uit van de voorspelling van het feitelijke gedrag (wel stemmen versus niet stemmen). Dit gebeurt vrijwel altijd door te veronderstellen dat respondenten met een opkomstkans kleiner dan 0.5 niet zullen gaan stemmen en dat respondenten met een stemkans groter dan 0.5 wel hun stem uit zullen brengen (zie o.a. Tucker en Traugott (1984) voor een illustratie). Toepassing van een dergelijke procedure op de gegevens van het telepanel maken duidelijk dat het effect van een op deze leest geschoeide correctieprocedure duidelijk geringer is dan correctie op basis van de kansen berekend op basis van het logit-model.

20. Bij dit alles dient men zich te realiseren dat de correctie-procedure voor selectieve opkomst is toegepast *nadat* de weging naar bekende populatiekenmerken en toepassing van de methode-De Hond reeds hebben plaatsgevonden. Hoewel deze correctieprocedures in principe los zouden moeten staan van de correctie-procedure voor selectieve opkomst, is dit toch niet helemaal het geval, gegeven het feit dat toepassing van laatstgenoemde procedure op de ruwe data tot een licht verbeterde verkiezingsprognose leidt ( $X^2=24.7$ ;  $df=9$ ;  $p=.003$  tegenover  $X^2=26.5$ ;  $df=9$ ;  $p=.002$  voor de ruwe data).

21. Voor een deel omvat deze groep ook de mensen die weigeren een antwoord te geven. Perry (1979) heeft laten zien dat het percentage niet-weters met bijna een derde afnam wanneer gebruik werd gemaakt van de 'secret ballot box' waarbij de respondenten met behulp van een quasi-stembus ongezien hun stemintentie kenbaar kunnen maken. Van een dergelijke procedure wordt ook in het Verenigd Koninkrijk veel verwacht (Butler en Kavanagh 1992). Voor Nederland bestaat er weinig aanleiding om op dit vlak enige verbetering te verwachten, getuige het bijzonder geringe percentage respondenten dat in de Nationale Kiezersonderzoeken na de verkiezingen weigert antwoord te geven op de vraag op welke partij zij bij de verkiezingen hebben gestemd.

22. Een afwijkende positie is ingenomen door Andeweg (1988b) die de suggestie aan de hand doet om de niet-weters als een soort van partij op zichzelf te beschouwen.

23. Analyse van het telepanel-materiaal wijst uit dat 74.1% van degenen die in de eerste golf geen stemintentie opgaven blijkt te hebben gestemd op de partij waaraan de hoogste stemkans werd toegekend.

24. Analoog aan de toepassing van de correctieprocedure voor selectieve opkomst dient men zich te realiseren dat deze resultaten verkregen zijn nadat de voorgaande correctieprocedures (populatiekenmerken, methode-de Hond, en correctie voor selectieve opkomst) reeds waren toegepast. Ook bij de afwezigheid van dergelijke correcties blijkt de bijbehorende  $X^2$ -statistic steeds iets hoger uit te vallen dan wanneer de correctie voor electorale onzekerheid achterwege wordt gelaten. Dit betekent dat ook zonder of slechts met gedeeltelijke tussenkomst van de overige correctieprocedures de 'correctie' voor electorale onzekerheid systematisch tot een (lichte) verslechtering van de prognostische waarde van de peiling leidt.

25. Vanuit de gedachte dat 'past behavior' over het algemeen een goede predictor is voor 'current behavior' is het tamelijk opvallend dat tot dusver – voor zover mij bekend – niemand gesuggereerd heeft om niet-weters toe te delen conform hun herinnerd stemgedrag. Toepassing van een dergelijke procedure op de telepanel-data blijkt eenzelfde voorspellende kracht te hebben als toedeling op basis van de hoogste stemkans ( $X^2 = 21.8$ ;  $df=9$ ;  $p = 0.10$ ).

26. Het gaat hier overigens om zeer kleine veranderingen. Partijen met een hoge stemkans in de eerste golf hebben ook een hoge stemkans in de tweede golf, en hetzelfde geldt voor partijen met lage stemkans. Wat wél verandert zijn de relatieve kansen in de zin dat in de eerste golf partij A een net iets hogere stemkans heeft dan partij B, en dat in de tweede golf die rollen precies zijn omgedraaid.

27. Er bestaat overigens geen reden om hier al te dramatisch over te doen. Alle in dit artikel aangehaalde artikelen waarin correctieprocedures uiteen zijn gezet en/of worden getoetst zijn gebaseerd op één, soms twee, peilingen bij één verkiezing. Bovendien is in noot 13 reeds gebleken dat toepassing van de methode-De Hond achteraf, waarbij niet langer gekeken wordt naar de verdeling van stemintenties maar naar de verdeling van het heeft gestemd op 8 maart 1995, tot een verdeling van het heeft gestemd leidt die zeer sterk lijkt op de uiteindelijke verkiezingsuitslag. Deze bevinding geeft aan dat de telepanel-gegevens na correctie een redelijk getrouwe afspiegeling vormen van de populatie die zij geacht

wordt te representeren.

28. Bij de Tweede-Kamerverkiezingen van 1994 besloot 43% van de kiezers in de laatste weken op welke partij zij zou gaan stemmen, in 1989 bedroeg dit percentage 39%, en in 1986 22% (zie ook Anker 1994).

## Literatuurverwijzingen

- Andeweg, R.B. (red.), (1988a), *Tussen Steekproef en Stembus. Beschouwingen over Verkiezingspeilingen naar Aanleiding van de Discrepancie tussen de Peilingen en de Verkiezingsuitslag van 21 Mei 1986*, Leiden: DSWO Press.
- Andeweg, R.B. (1988b), 'Pech, Slecht Onderzoek, of Wispelturige Kiezers?'. In: R.B. Andeweg (red.), *Tussen Steekproef en Stembus. Beschouwingen over Verkiezingspeilingen naar Aanleiding van de Discrepancie tussen de Peilingen en de Verkiezingsuitslag van 21 Mei 1986*, Leiden: DSWO Press.
- Andeweg, R.B. (1988c), 'Samenvatting en Conclusie'. In: R.B. Andeweg (red.), *Tussen Steekproef en Stembus. Beschouwingen over Verkiezingspeilingen naar Aanleiding van de Discrepancie tussen de Peilingen en de Verkiezingsuitslag van 21 Mei 1986*, Leiden: DSWO Press.
- Anker, H., (1992), *Normal Vote Analysis*. Amsterdam: Het Spinhuis.
- Anker, H., (1994), 'Is de Nederlandse Kiezer op Drift Geraakt?'. In: G. Voerman (red.), *Jaarboek Documentatiecentrum Nederlandse Politieke Partijen 1993*. Groningen: DNPP.
- Anker, H., (1995a), 'Party Leader Effects in the 1994 Dutch Parliamentary Elections'. Forthcoming.
- Anker, H., (1995b), 'Enkele Technische Achtergronden van het NKO 1994'. In: J. van Holsteyn en B. Niemöller (red.), *De Nederlandse Kiezer 1994*. Leiden: DSWO Press.
- Anker, H. en P. Depla (1994), 'Nijmegen in Opkomst', *Socialisme en Democratie*, 51:25-35.
- Anker, H. en T. van Dijk (1994), 'De Gemeenteraadsverkiezingen van 1994', *Socialisme en Democratie*, 51:197-203.
- Anker, H. en E.V. Oppenhuis (1994), *A Coefficient for Measuring Electoral Uncertainty*. Paper presented for Politicologenetmaal, Soesterberg, 1994.
- Asher, H. (1992), *Polling and the Public. What Every Citizen Should Know. Second Edition*. Washington D.C.: CQ Press.
- Brady, H.E., en G.R. Orren, 'Polling Pitfalls: Sources of Error in Public Opinion Surveys'. In: Mann, Th.E., en G.R. Orren (red.), *Media Polls in American Politics*. Washington D.C.: The Brookings Institution.
- Butler, D. en D. Kavanagh (1992), 'The Waterloo of the Polls'. In: D. Butler en D. Kavanagh (eds.), *The British General Election of 1992*. New York: St. Martin's Press.
- Caldeira, G.A., A.R. Clausen, and S.C. Patterson, 1990. 'Partisan Mobilization and Electoral Participation'. *Electoral Studies* 9:191-204.
- Cherryholmes, C.H., en M.J. Shapiro. (1969), *Representatives and Roll Calls. A Computer Simulation of Voting in the Eighty-eighth Congress*. Indianapolis: Bobbs-Merrill.
- Crespi, I. (1989), *Public Opinion, Polls, and Democracy*. Boulder.
- Eijk, C. van der, (1988), 'Peilingen als Voorspelling van een Verkiezingsuitslag'. In: R.B. Andeweg (red.) *Tussen Steekproef en Stembus. Beschouwingen over Verkiezingspeilingen naar Aanleiding van de Discrepancie tussen de Peilingen en de Verkiezingsuitslag van 21 Mei 1986*, Leiden: DSWO Press.
- Eijk, C. van der, en M. Franklin (1995), *Choosing Europe? The European Electorate and National Politics in the Face of Union*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Eijk, C. van der, en G.A. Irwin (1988), 'Het Nationaal Kiezersonderzoek'. In: *De Praktijk*

- van Onderzoek. *Problemen bij Onderzoek van Politiek, Bestuur en Beleid*, W. Derksen, A.F.A. Korsten, en A.F.M. Bertrand (red.). Groningen: Wolters Noordhoff.
- Eijk, C. van der, en B. Niemöller (1979), 'Recall Accuracy and its Determinants'. *Acta Politica* 14:289-342.
- Eijk, C. van der, en B. Niemöller (1984), 'Het Potentiële Electoraat van de Nederlandse Partijen'. *Beleid en Maatschappij* 7-8:192-204.
- Eijk, C. van der, B. Niemöller, en J.N. Tillie (1986), *The Two Faces of 'Future Vote': Voter Utility and Party Potential*. Presented at Joint Sessions of Workshops of the European Consortium of Political Research, Gothenburg.
- Fenwick, I., F. Wiseman, J.F. Becker, en J.R. Heiman (1982), 'Classifying Undecided Voters in Pre-election Polls'. *Public Opinion Quarterly* 46:383-391.
- Foppen, J.W. (1977), 'De Manipulatie van "Politieke Voorkeur": Kwade Opzet en/of Knullige Onkunde?' *Acta Politica* 12: 111-138.
- Hond, M. de, (1977a), 'De Meting van Politieke Voorkeur; een Methode tot Vermindering van Fouten'. *Acta Politica* 12:90-110.
- Hond, M. de, (1977b), 'Antwoord op de Kritiek van Foppen'. *Acta Politica* 12:139-148.
- Hond, M. de, (1986), *Hoe Wij Kiezen. Maurice de Hond over de 2de Kamerverkiezingen vanaf 1918*. Amsterdam: Sijthoff.
- Kim, T. (1994), *Floating Voters are not on the Median. Discriminant Analysis as a Prediction Tool for Floating Voters*. Paper presented for World Association of Public Opinion Research, May 12-15. Danvers, Massachusetts.
- Maddala, G.S., (1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Mitofsky, W., (1981), 'The 1980 Preelection Polls: A Review of Disparate Methods and Results'. *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 47-52.
- Oppenhuis, E.V. (1995), *Voting Behavior in the European Community. A Comparative Analysis of Electoral Participation and Party Choice*. Amsterdam: het Spinhuis.
- Perry, P. (1979), 'Problems in Election Survey Methodology'. *Public Opinion Quarterly* 43:312-25.
- Petrocik, J.R., (1991), 'An Algorithm for Estimating Turnout as a Guide to Predicting Elections'. *Public Opinion Quarterly* 55:643-647.
- Pool, I. de Sola, R.P. Abelson, en S.L. Popkin (1965), *Candidates, Issues & Strategies: A Computer Simulation of the 1960 and 1964 Presidential Elections (Revised Edition)*. Cambridge, Massachusetts: The M.I.T. Press.
- Smeets, I. (1995), 'Facing Another Gap: An Exploration of the Discrepancies Between Voting Turnout in Survey Research and Official Statistics', *Acta Politica* 30:307-334.
- Squire, P. (1988), 'Why the *Literary Digest* Poll Failed'. *Public Opinion Quarterly* 52:125-133.
- Tillie, J.N. (1989), 'Partij Concurrentie en Maximaal Potentieel Electoraat'. *Sociale Wetenschappen* 32:120-134.
- Tillie, J.N. (1995), *Party Utility and Voting Behavior*. Amsterdam: het Spinhuis.
- Traugott, M.W., en C. Tucker (1984), 'Strategies for Predicting Whether a Citizen Will Vote and Estimation of Electoral Outcomes'. *Public Opinion Quarterly* 48:330-343.
- Voss, D. Stephen, A. Gelman, en G. King (1995), 'Review: Preelection Survey Methodology: Details from Eight Polling Organizations, 1988 and 1992'. *Public Opinion Quarterly* 59:98-112.

### Bijlage 1

Deze bijlage bestaat uit een tweetal tabellen die inzicht geven in de noodzaak voor een correctieprocedure voor selectieve opkomst (tabel B1), resp. electorale onzekerheid (tabel B2). Voor beide tabellen is gebruik gemaakt van informatie die op het moment van de eerste golf niet bekend was. Voor tabel B1 is dit de informatie over het wel of niet stemmen (vastgesteld aan de hand van informatie uit de tweede golf); voor tabel B2 is gebruik gemaakt van informatie over partijkeuze uit de tweede golf. Voor de bijbehorende X<sup>2</sup>-statistics en hun probability levels wordt verwezen naar de hoofdtekst. De data zijn ongewogen.

Tabel B1: Stemintentie in golf 1 van wel-stemmers en niet-stemmers

Partijen	A	B
CDA	24.9	17.5
PvdA	21.3	28.7
VVD	22.8	12.3
D66	9.4	22.9
GroenLinks	3.4	6.9
Orthodox prot. partijen	6.0	1.4
CD	1.0	4.7
SP	2.0	4.3
AOV/Unie 55+	7.6	1.3
Overig	1.7	0.0
weet niet/geen antwoord	0.2	21.6
niet stemmen	14.6	37.2

#### Betekenis van de kolommen:

A = stemintentie in golf 1 van degenen die wel gestemd hebben

B = stemintentie in golf 1 van degenen die niet gestemd hebben

#### Opmerking:

Percenteerbasis voor de cellen *boven* de horizontale lijn is respectievelijk het aantal stemmers dat in golf 1 een stemintentie heeft opgegeven en het aantal niets-stemmers dat in golf 1 een stemintentie heeft opgegeven. Percenteerbasis voor de cellen *onder* de horizontale lijn is het aantal stemmers dat in golf 1 een stemintentie heeft opgegeven, heeft geantwoord met 'weet niet', of heeft aangegeven niet te gaan stemmen (linker kolom). Percenteerbasis voor de cellen *onder* de horizontale lijn in de rechter kolom is het aantal niet-stemmers dat in golf 1 een stemintentie heeft opgegeven, heeft geantwoord met 'weet niet', of heeft aangegeven niet te gaan stemmen.

Tabel B2: Partijkeuze van wel-weters en niet-weters m.b.t. stemintentie

Partijen	A	B
CDA	24.1	23.0
PvdA	21.9	12.1
VVD	24.0	25.5
D66	7.9	12.6
GroenLinks	3.7	4.8
Orthodox prot. partijen	6.1	1.4
CD	0.8	2.3
SP	1.7	4.1
AOV/Unie 55+	7.5	11.1
Overig	2.3	3.1
niet stemmen	18.9	53.8

Betekenis van de kolommen:

- A = stemgedrag (golf 3) van wel-weters partijvoorkeur golf 1  
 B = stemgedrag (golf 3) van niet-weters partijvoorkeur golf 1

Opmerking:

Percenteerbasis voor de cellen *boven* de horizontale lijn is respectievelijk het aantal wel-weters in golf 1 die uiteindelijk op een partij hebben gekozen en het aantal niet-weters in golf 1 die op een partij hebben gekozen. Percenteerbasis voor de cel *onder* de horizontale lijn is het aantal wel-weters in golf 1 waarvoor in golf 3 het stemgedrag is vastgelegd (linker kolom) en het aantal niet-weters in golf 1 waarvoor in golf 3 het stemgedrag is vastgelegd (rechter kolom).

## Bijlage 2

Bij de correctie voor de gevolgen van electorale onzekerheid zijn de gebruikte 'partijconcurrentie-segmenten' als volgt gedefinieerd:

segmentnummer	omschrijving
1.	3 of meer partijen met hoogste stemkans;
2.	2 partijen met hoogste stemkans, 1 of meer partijen met stemkans één punt lager dan hoogste stemkans;
3.	1 partij met hoogste stemkans, 1 of meer partijen met stemkans één punt lager dan hoogste stemkans;
4.	2 partijen met hoogste stemkans, 2 of meer partijen met stemkans twee punten lager dan hoogste stemkans;
5.	2 partijen met hoogste stemkans, 2 of meer partijen met stemkans drie of meer punten lager dan hoogste stemkans;
6.	1 partij met hoogste stemkans, 1 partij met stemkans één punt lager dan hoogste stemkans, 1 of meer partij(en) met stemkans twee punten lager dan hoogste stemkans;
7.	1 partij met hoogste stemkans, 1 partij met stemkans één punt lager dan hoogste stemkans, 1 of meer partij(en) met stemkans drie of meer punten lager dan hoogste stemkans;
8.	1 partij met hoogste stemkans, 2 of meer partijen met stemkans twee punten lager dan hoogste stemkans;
9.	1 partij met hoogste stemkans, 1 of meer partij(en) met stemkans twee punten lager dan hoogste stemkans, 1 partij met stemkans drie of meer punten lager dan hoogste stemkans;

De op basis van het telepanel afgeleide stempatronen zien er als volgt uit:

segmentnummer	stempatroon
1.	Partijen met hoogste stemkans: $1/[\text{aantal partijen met hoogste stemkans}]$ ;
2.	Partijen met hoogste stemkans: .443; partijen op afstand 1: $.115/[\text{aantal partijen met stemkans één punt lager dan hoogste stemkans}]$ ;
3.	Partij met hoogste stemkans: .785; partijen op afstand 1: $.115/[\text{aantal partijen met stemkans één punt lager dan hoogste stemkans}]$ ;
4.	Partijen met hoogste stemkans: .447; partijen op afstand 2: $.113/[\text{aantal partijen met stemkans twee punten lager dan hoogste stemkans}]$ ;
5.	Partijen met hoogste stemkans: .500; overige partijen .000;
6.	Partij met hoogste stemkans: .767; partij op afstand 1: .173; partijen op afstand 2: $.060/[\text{aantal partijen met stemkans twee punten lager dan hoogste stemkans}]$ ;
7.	Partij met hoogste stemkans: .827; partij op afstand 1: .173; overige: .000;
8.	Partij met hoogste stemkans: .975; partijen op afstand 2: $.025/[\text{aantal partijen met stemkans twee punten lager dan hoogste stemkans}]$ ;
9.	Partij met hoogste stemkans: 1.00; overige partijen: .000.

NB: alle respondenten die aangeven op enigerlei andere partij te stemmen zijn in hun geheel aan de categorie 'andere partij' toegedeeld.