

Politieke Ontevredenheid of Politieke Sofisticatie

Een studie naar individuele electorale volatiliteit

Door: Hans Dortant

Studentnummer: 0804932

Datum: 25-07-2012

Begeleidster: Dr. K. M. Anderson

Aantal woorden: 28.879



Radboud Universiteit Nijmegen



Politieke Ontevredenheid of Politieke Sofisticatie

Een studie naar electorale volatiliteit in Nederland

Hans Dortant

Radboud Universiteit Nijmegen

Faculteit der Managementwetenschappen

Afdeling Vergelijkende Politicologie

Masterthesis

Abstract

The subject of this study is individual electoral volatility. The goal is to explain why some voters change their party preference from one election to the other, while some do not. Two theoretical perspectives are at the center of this study. One perspective focuses on political sophistication, which is a function of political knowledge, interest in politics and education. The second perspective focuses on institutional disaffection. Several control variables will be used as well. The central question will be answered by carrying out a logistic regression analysis, using data from the Dutch Parliamentary Election Studies. The most important finding is that political sophistication is not related to the dependent variable. Institutional disaffection has a positive influence on the dependent variable.

Keywords: *electoral volatility, vote switching, voting behavior, political sophistication, institutional disaffection, logistic regression analysis*

1. Inleiding	1
2. Theoretisch Kader.....	10
2.1. Inleiding	10
2.2. Politieke sofisticatie.....	10
2.3. Institutionele ontevredenheid	15
2.4. Controlevariabelen	17
2.5. Conclusie	21
3. Operationalisering	22
3.1. Inleiding	22
3.2. Afhankelijke variabele: individuele volatiliteit	22
3.3. Onafhankelijke variabele I: politieke sofisticatie.....	27
3.3.1. <i>Opleidingsniveau</i>	28
3.3.2. <i>Interesse in politiek</i>	29
3.3.3. <i>Politieke kennis</i>	31
3.3.4. <i>Politieke sofisticatie</i>	33
3.3.5. <i>Factor analyse</i>	35
3.4. Onafhankelijke variabele II: institutionele ontevredenheid	36
3.4.1. <i>Wantrouwen politieke instituties</i>	37
3.4.2. <i>Ontevredenheid functioneren democratie</i>	39
3.4.3. <i>Institutionele ontevredenheid</i>	40

3.4.4. Factor analyse	41
3.5. Controlevariabelen	42
3.5.1. Geslacht	42
3.5.2. Leeftijd	43
3.5.3. Ideologische extremiteit	44
3.5.4. Inkomen	46
3.5.5. Regeringsdeelname en tevredenheid regering.....	48
3.5.6. Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's.....	52
3.5.7. Tevredenheid specifieke partij.....	53
4. Analyse en Resultaten	54
4.1. Inleiding	54
4.2. Methode	54
4.2. Originele analyse	54
4.2.1. Verkiezingsjaar 1998	55
4.2.2 Verkiezingsjaar 2002	60
4.2.3. Verkiezingsjaar 2006	64
4.2.4. Verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006	70
4.3. Tweede analyse	73
4.3.1. Verkiezingsjaar 1998	75
4.3.2. Verkiezingsjaar 2002	77
4.3.3. Verkiezingsjaar 2006	78
4.3.4. Verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006	80
4.4. Derde analyse	82
4.4.1. Verkiezingsjaar 1998	83

4.4.2 Verkiezingsjaar 2002	85
4.4.3. Verkiezingsjaar 2006	87
4.4.4. Verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006	88
4.5. Vierde analyse	90
4.5.1. Verkiezingsjaar 1998	92
4.5.2. Verkiezingsjaar 2002	94
4.5.3. Verkiezingsjaar 2006	96
4.5.4. Verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006	98
4.5. Samenvatting resultaten	100
5. Conclusie.....	104
Literatuurlijst	114
Bijlage.....	120

1. Inleiding

“Het enige voorspelbare aan het Nederlandse electoraat is zijn onvoorspelbaarheid.

Zijn enige stabiele kenmerk is zijn instabiliteit” (Mair, 2008)¹

Bovenstaande uitspraak is zeer opmerkelijk te noemen, aangezien het Nederlandse electoraat geruime tijd bekend stond als stabiel en voorspelbaar (Van der Meer *et al.*, 2012, p. 8; Andeweg & Irwin, 2004, p. 100). Het correct voorspellen van een verkiezingsuitslag was tot diep in de jaren '50 van de vorige eeuw goed mogelijk door de vorige te bekijken. Individueel stemgedrag was goed te voorspellen aan de hand van religie en sociale klasse (ibid.: 98). Politici konden grotendeels rekenen op de loyaliteit van een vaste groep kiezers, het grootste gedeelte van het aantal zetels werd bekleed door een drietal partijen en de politieke verhoudingen waren, ondanks een groot aantal partijen in de Tweede Kamer, overzichtelijk.

Op dit moment is de situatie echter totaal anders. Nieuwe partijen kunnen direct een groot aantal zetels behalen. De LPF kreeg in 2002 uit het niets zesentwintig zetels en de PVV in 2006 negen. Dit was tot niet heel lang geleden vrijwel ondenkbaar in de Nederlandse politiek. Ook wanneer opiniepeilingen worden bekeken, is te zien dat de overzichtelijkheid en stabiliteit, die vroeger zo vanzelfsprekend waren, ver te zoeken zijn op dit moment. Twee voorbeelden ter illustratie. De PvdA zou volgens de opiniepeilingen in maart 2006 uitkomen op zestig zetels. In maart 2007 waren hier slechts zevenentwintig zetels van over. Trots op Nederland werd direct na de oprichting in november 2007 gepeild op maar liefst vijfentwintig zetels. Tijdens de verkiezingen van 2010 behaalde de partij van Rita Verdonk geen enkele zetel (Van der Meer *et al.*, 2012, p. 8).

¹ Het citaat is ontleend aan Van der Meer *et al.* (2012)

Echter, Mair (2008) verdedigt zijn prikkelende stelling voornamelijk door te kijken naar het concept *electorale volatiliteit*. Electorale volatiliteit toont de mate waarin kiezers in twee achtereenvolgende verkiezingen op dezelfde partij hebben gestemd (Bartolini & Mair, 1990, p. 19; Gallagher *et al.*, 2006, p. 293). Electorale volatiliteit kan op twee niveaus worden onderzocht. Op het eerste niveau wordt de volatiliteit van verkiezingen bekeken en dit heeft, logischerwijs, betrekking op de electorale stabiliteit van het politieke systeem. Volatiliteit op het systeemniveau kan op twee manieren berekend worden (ibid.: 293). Allereerst kunnen de resultaten van verkiezingen gebruikt worden. Op basis van deze gegevens kan de *net of aggregate volatility* berekend worden. Per politieke partij wordt bekeken welk percentage van de kiezers tijdens de vorige verkiezingen en tijdens de laatste verkiezingen op de betreffende partij heeft gestemd. Het absolute verschil tussen deze twee percentages wordt berekend en deze verschillen van alle partijen worden vervolgens bij elkaar opgeteld. Dit getal wordt gedeeld door twee en het resultaat is een maat voor netto-volatiliteit (Pederson, 1979, p. 4). De netto-volatiliteit heeft een waarde van minimaal 0% en maximaal 100%. Ten tweede kan gebruikt worden gemaakt van surveys om te bepalen welk percentage van de kiezers op een andere partij heeft gestemd dan tijdens de vorige verkiezing. Dit noemt men *gross volatility* (bruto-volatiliteit). Er bestaat een redelijk sterke correlatie tussen beide metingen van volatiliteit op het systeemniveau, maar theoretisch gezien kunnen er (grote) verschillen bestaan (Bartolini & Mair, 1990, p. 34). Het tweede niveau waarop volatiliteit kan worden onderzocht, is het individuele niveau (zie bijvoorbeeld Berelson, 1952; Zelle, 1995; Dassonneville, 2012). In het onderzoek naar individuele volatiliteit staan surveys centraal, aangezien alleen via vragenlijsten bepaald kan worden welke kiezers op een andere partij hebben gestemd dan tijdens de voorgaande verkiezing.

Wat betreft netto-volatiliteit neemt Nederland op dit moment een uitzonderlijke positie in (Mair, 2008, p. 239). Drie van de tien meest volatiele verkiezingen in West-Europa in de periode van 1950 tot 2006, vonden plaats in Nederland (zie Tabel 1.2). Dit waren de verkiezingen van 1994, 2002 en 2006. Bovendien was de gemiddelde netto-volatiliteit in de jaren '50 5,1% en Nederland zat hiermee

onder het Europese gemiddelde van 8,0% (ibid.: 238). In de jaren '90 was de gemiddelde netto-volatiliteit gestegen tot 19,1%, ruim boven het Europese gemiddelde van 12,0% (zie Tabel 1.2). Het lijkt er sterk op dat steeds minder kiezers een stabiele band met één partij hebben: er is sprake van *partisan dealignment* (Dalton & Wattenberg, 2002; Allbright, 2009).

Land	Jaar	Netto-volatiliteit
Italië	1994	36,7
Nederland	2002	30,7
Frankrijk	1958	26,7
Italië	2001	22,0
Nederland	1994	21,5
Denemarken	1973	21,2
Duitsland	1953	21,2
Oostenrijk	2002	20,9
Nederland	2006	20,3
Frankrijk	1956	20,2
Frankrijk	1951	20,0

Tabel 1.1 Meest volatiele verkiezingen 1950-2006
Bron: Mair 2008

Echter, netto-volatiliteit vertelt niet het hele verhaal, aangezien mensen met een tegengestelde partijwissel tegen elkaar wegvallen in verkiezingsuitslagen. Het is daarom essentieel om ook bruto-volatiliteit te bekijken om een goed beeld te krijgen van de Nederlandse situatie. Ook de bruto-volatiliteit in Nederland is de afgelopen jaren (sterk) gestegen (Van der Kolk, 2000; Smits & Spierings, aanstaande). Vooral het jaar 2002 is uitzonderlijk: bijna de helft van alle kiezers stemde op een andere partij dan tijdens de voorgaande verkiezing van 1998. Geconcludeerd kan dus worden dat

Nederland sinds enkele decennia zowel in vergelijkend als historisch perspectief een uitzonderlijke positie inneemt wat betreft electorale volatiliteit (Mair, 2008, p. 250; Van der Meer *et al.*, 2012, p. 8).

	1950s	1960s	1970s	1980s	1990s	2000-2004
Oostenrijk	4,1	3,3	2,7	5,5	9,4	21,1
België	7,6	10,2	5,3	10,0	10,8	12,8
Denemarken	5,5	8,7	15,5	9,7	12,4	13,3
Finland	4,4	7,0	7,9	8,7	11,0	4,8
Frankrijk	22,3	11,5	8,8	13,4	15,4	12,6
Duitsland	15,2	8,4	5,0	6,3	9,0	7,8
IJsland	9,2	4,3	12,2	11,6	13,7	8,0
Ierland	10,3	7,0	5,7	8,1	11,7	8,5
Italië	9,7	8,2	9,9	8,6	22,9	22,0
Luxemburg	10,8	8,8	12,5	14,8	6,2	9,7
Malta	9,2	14,4	4,6	1,4	3,6	0,5
Nederland	5,1	7,0	12,3	8,3	19,1	23,4
Noorwegen	3,4	5,3	15,3	10,7	15,9	16,1
Zweden	4,8	4,0	6,3	7,6	13,8	13,9
Zwitserland	2,5	3,5	6,0	6,4	8,0	18,7
Verenigd Koninkrijk	4,3	5,2	8,3	3,3	9,3	5,6
Gemiddelde (N=16)	8,0	7,4	8,6	8,4	12,0	11,8
Cyprus	-	-	-	12,8	8,4	6,2
Griekenland	-	-	-	11,3	5,5	6,2
Portugal	-	-	-	15,0	11,9	8,3
Spanje	-	-	-	14,2	8,8	9,6

Gemiddelde (N=20)	-	-	-	9,4	11,3	11,0
-------------------	---	---	---	-----	------	------

Tabel 1.2 Gemiddelde netto-volatiliteit 1950-2004**Bron: Gallagher, Laver & Mair 2006**

Hoewel de electorale volatiliteit in Nederland 'extreem' is in vergelijkend perspectief, zijn ook de verkiezingen in andere West-Europese steeds volatieler geworden (Pederson, 1979; Dalton and Wattenberg, 2002; Gallagher *et al.*, 2006; Drummond, 2006). Deze redelijk uniforme trend (zie Tabel 1.2) in gevestigde democratieën heeft geleid tot een grote hoeveelheid wetenschappelijk onderzoek (zie bijvoorbeeld Crewe and Denver, 1985; Bartolini and Mair, 1990; Tavits, 2005; Mainwaring and Zocco, 2007). Volatiliteit kan in onderzoek gebruikt worden als onafhankelijke variabele, maar meestal is volatiliteit een afhankelijke variabele. Met andere woorden: het grootste deel van het onderzoek richt zich op het verklaren van electorale volatiliteit.

Veel wetenschappers proberen de volatiliteit van het systeem te verklaren. Dit soort onderzoek richt zich op de vraag waarom het ene land volatieler is dan het andere land of waarom de ene verkiezing een hogere volatiliteit kent dan een andere verkiezing. Belangrijke variabelen hierbij zijn de structuur van politieke en maatschappelijke scheidslijnen, de ideologisch afstand tussen partijen, het aantal deelnemende partijen, de verandering in opkomst, het electorale systeem en de economische prestatie van een land (zie bijvoorbeeld Bartolini and Mair, 1990; Tavits, 2005; Robberts and Wibbels, 1999). De variabelen zijn dus gemeten op systeemniveau.

In deze scriptie daarentegen zal volatiliteit als een individueel kenmerk onderzocht worden. Het is namelijk interessant om te kijken welke kiezers 'verantwoordelijk' zijn voor electorale volatiliteit. Twee dominante theorieën uit het onderzoeksveld zullen centraal staan. Onderzocht wordt welke theorie het beste in staat is om individuele volatiliteit te verklaren.

De eerste theorie is afkomstig uit het onderzoek naar partisan dealignment (Dalton, 2007; Marthaler, 2008; Allbirght, 2009). Deze link tussen onderzoek naar partisan dealignment en volatiliteit is niet verwonderlijk, aangezien beide concepten nauw met elkaar verbonden zijn. De eerste theorie stelt *politieke sofisticatie* centraal (Berelson, 1952; Boyd, 1986; Zelle, 1995, Dassonneville, 2012). Dit concept heeft betrekking op de politieke kennis, interesse en betrokkenheid van een individu. Bovendien hangt political sophistication volgens veel wetenschappers samen met opleidingsniveau. Politicologen zijn het er niet over eens of political sophistication positief of negatief samenhangt met volatiliteit. Eén stroming stelt dat mensen met weinig politieke sofisticatie volatiele stemmers zijn. Deze hypothese wordt in de literatuur aangeduid als de *floating voter hypothesis*. Een andere stroming voorspelt daarentegen dat een hoge mate van politieke sofisticatie samenhangt met volatiliteit. Deze verwachting staat bekend als de *modern floating voter hypothesis*. Er lijkt meer bewijs te zijn voor de eerste stroming, maar van zekerheid is nog geen sprake.

De tweede theorie kijkt naar *institutionele ontevredenheid* (Zelle, 1995; Söderlund, 2008; Dassonneville, 2012). Institutionele ontevredenheid heeft betrekking op wantrouwen ten opzichte van politieke instituties (het parlement, politieke partijen en politici) en ontevredenheid met het functioneren van de democratie. De theorie voorspelt dat de ontevreden kiezer volatieler is dan de tevreden kiezer. Deze hypothese wordt de *frustrated floating voter hypothesis* genoemd.

De doelstelling van dit onderzoek in algemene zin is het verklaren van individuele volatiliteit. Meer specifiek wordt een poging gedaan de tegenstelling tussen de twee hierboven kort beschreven theorieën op te lossen. De centrale onderzoeksvraag die uit deze doelstelling afgeleid wordt, luidt als volgt.

In hoeverre kunnen politieke ontevredenheid en politieke sofisticatie een verklaring bieden voor individuele volatiliteit?

Het beantwoorden van de centrale vraag is zowel wetenschappelijk als maatschappelijk relevant. In de literatuur betreffende individuele volatiliteit zijn twee theorieën dominant. Het is daarom vanuit puur wetenschappelijk perspectief interessant om te onderzoeken welke theorie het beste in staat is de werkelijkheid te verklaren. Daarnaast is een hoge mate van volatiliteit een fenomeen waar gevestigde democratieën in toenemende mate mee geconfronteerd worden. Individuele wispelturigheid leidt (vrijwel altijd) tot instabiliteit op het macro-niveau, hetgeen de bestuurlijke slagvaardigheid en de consistentie van het beleid negatief kan beïnvloeden. Maatschappelijk gezien is het daarom relevant om te bekijken welke kiezers hier ‘verantwoordelijk’ voor zijn.

Opgemerkt dient te worden dat de resultaten van dit onderzoek ook normatieve implicaties hebben. Idealiter zijn kiezers in een democratie geïnteresseerd in en betrokken bij politiek. Deze burgers maken bij verkiezingen een goed doordachte keuze voor een bepaalde politieke partij. Wordt volatiliteit veroorzaakt door dit soort burgers, dus burgers met een hoge mate van politieke sofisticatie, dan is dit vanuit normatief perspectief weinig problematisch. Zijn het echter ongeïnteresseerde of ontevreden kiezers die inhoudelijk ongefundeerd van partij wisselen, dan is dit wel degelijk een probleem. Volatiliteit is dan immers niet zozeer een gevolg van een weloverwogen keuze, maar eerder een teken van ontevredenheid of desinteresse.

In deze scriptie zal de Nederlandse kiezer onderzocht worden. Het Nationaal Kiezersonderzoek (NKO) is de belangrijkste databron voor dit onderzoek.² Na elke Tweede Kamerverkiezing wordt een survey uitgezet onder een groep kiezers die representatief is voor het Nederlandse electoraat. Belangrijk voor dit onderzoek is dat de respondenten moeten aangeven op welke partij zij hebben gestemd tijdens de laatste verkiezing en op welke partij zij tijdens de vorige verkiezing hebben gestemd. Op basis hiervan kan een onderscheid worden gemaakt tussen *volatiele stemmers* (zij die op een andere

² Het NKO wordt sinds 1971 uitgevoerd. Alle resultaten zijn te vinden via de website van het NKO

(www.dpes.nl).

partij hebben gestemd dan tijdens de vorige verkiezingen) en *stabiele stemmers* (zij die op dezelfde partij hebben gestemd als tijdens de vorige verkiezingen). In technische termen heeft dit onderzoek dus te maken met een dichotome afhankelijke variabele. *Binaire logistische regressie analyse* is daarom de meest voor de hand liggende statistische methode (Menard, 2001, p. 12; Pollock, 2009, p. 199; Field, 2009, p. 264).

De vraag is waarom het interessant is om Nederland te bekijken. Hiervoor is een aantal redenen te geven. Allereerst neemt Nederland wat betreft volatiliteit een uitzonderlijke positie in, zoals reeds aan het begin van dit hoofdstuk is betoogd. Op systeemniveau is Nederland in vergelijking met andere West-Europese landen exceptioneel volatiel. Het is daarom interessant om te kijken welke kiezers deze volatiliteit op systeemniveau veroorzaken. Hier is nog weinig onderzoek naar gedaan. Dit gebrek aan onderzoek naar individuele volatiliteit in Nederland is de tweede reden waarom Nederland interessant is om te bestuderen. De derde reden is de beschikbaarheid van betrouwbare data. Deze data is, gezien de nationaliteit van de onderzoeker, ook gemakkelijk en snel te gebruiken. De laatste reden is dat de onderzoeker een persoonlijke interesse heeft in Nederland.

De onderzoeker kiest er expliciet voor om slechts één land te bestuderen. Binnen dit land zullen wel meerdere verkiezingen geanalyseerd worden, namelijk de verkiezingen van 1998, 2002 en 2006. Hiervoor zijn twee redenen. De eerste reden is dat beperkte tijd en middelen een grens stellen aan wat redelijkerwijs haalbaar is. Het verzamelen van data over meer landen kost niet alleen veel tijd, maar is ook lastig door taalbarrières. Daarom is het logisch om het onderzoek te richten op slechts één land. Een tweede reden is dat er al enig onderzoek is gedaan in een aantal andere landen. De onderzoeker zal daarom expliciet bekijken in hoeverre de resultaten in Nederland overeenkomen met onderzoeksresultaten in andere landen, zoals Duitsland (Zelle, 1995), België (Dassonneville, 2012), de Verenigde Staten (Boyd, 1986) en de Scandinavische landen (Söderlund, 2008). Dit zal de generaliseerbaarheid van het onderzoek vergroten.

Deze scriptie kent de volgende opbouw. In het volgende hoofdstuk zullen de twee centrale theorieën uitgebreid worden besproken. Deze bespreking resulteert in hypothesen die door middel van logistische regressie analyse te toetsen zijn. Bovendien zal in dit tweede hoofdstuk getoond worden welke controlevariabelen gebruikt worden. Ook bij deze controlevariabelen zullen hypothesen opgesteld worden. In hoofdstuk 3 wordt uitgelegd hoe de gebruikte variabelen gemeten en geoperationaliseerd worden. In hoofdstuk 4 zullen de resultaten van de daadwerkelijke analyse worden gepresenteerd. Bovendien zullen deze resultaten worden geïnterpreteerd. Hoofdstuk 5 bespreekt de belangrijkste conclusies die volgen uit de analyse. Ook zal worden ingegaan op de gevolgen hiervan voor de getoetste theorieën en toekomstig onderzoek.

2. Theoretisch Kader

2.1. Inleiding

In dit hoofdstuk worden de theorieën besproken die in dit onderzoek getoetst zullen worden.

Allereerst wordt de theorie met betrekking tot politieke sofisticatie besproken (paragraaf 2.1.). Dit zal resulteren in twee tegengestelde hypothesen, aangezien er twee verschillende visies bestaan op de relatie tussen politieke sofisticatie en individuele volatiliteit. Vervolgens wordt de theorie met betrekking tot institutionele ontevredenheid uitgelegd (paragraaf 2.3.). Tot slot wordt aangegeven welke controlevariabelen in de analyse zullen worden toegevoegd (paragraaf 2.4.). Hier zal tevens worden uitgelegd hoe deze variabelen, naar verwachting, individuele volatiliteit beïnvloeden.

2.2. Politieke sofisticatie

De eerste theorie die centraal zal staan in dit onderzoek draait, om het begrip *politieke sofisticatie*. Interessant is dat er twee theoretische visies bestaan op de relatie tussen politieke sofisticatie en electorale volatiliteit. Kort samengevat is er geen overeenstemming over de vraag of mensen met een hoge of juist met een lage mate van politieke sofisticatie volatiel zijn. Beide visies zullen hieronder worden beschreven. Dit resulteert in twee hypothesen.

De eerste visie op de relatie tussen politieke sofisticatie en electorale volatiliteit is afkomstig uit het onderzoek naar *partisan dealignment* (zie bijvoorbeeld Dalton & Wattenberg, 2002). De basisgedachte is dat de rol die partijen traditioneel vervulden in westerse democratieën voor een deel van het electoraat is veranderd de afgelopen decennia (Dalton, 1984, p. 265; Dalton, 2007, p. 276). Een parlementaire democratie vraagt van burgers een zekere mate van betrokkenheid bij de politiek en de besluitvorming. Van burgers wordt immers verwacht dat ze eens in de paar jaar een stem uitbrengen tijdens de verkiezingen voor een nieuw parlement. Idealiter tonen burgers in een democratie interesse voor en betrokkenheid bij de politiek. Bovendien beschikt de ideale burger in

een democratie over de kennis, informatie en vaardigheden om tijdens de verkiezingen een wel afgewogen keuze te maken voor een bepaalde partij (Schumpeter, 1950, p. 53).

Echter, het is evident dat een dergelijke ideale burger in de praktijk lange tijd weinig voorkwam in westerse democratieën. Het verkrijgen van informatie over politiek, de standpunten van politieke partijen en besluitvorming was namelijk een kostbare activiteit voor veel mensen, gezien beperkte tijd en middelen (Allbright, 2009, p. 250). Bovendien beschikten veel burgers niet over de intellectuele vaardigheden en politieke kennis om de beschikbare informatie op een zinvolle wijze te interpreteren, aangezien een groot deel van de bevolking weinig educatie genoot (ibid.: 251).

Samengevat beschikte een aanzienlijk deel van het electoraat in het verleden niet over de vaardigheden, kennis en middelen om onafhankelijk op een zinvolle wijze om te gaan met de complexe politieke werkelijkheid (Dalton, 1984, p. 265; Dalton, 2007, p. 275). Burgers die desondanks wilden stemmen, waren daarom grotendeels afhankelijk van politieke partijen, die fungeerden als een ‘politiek kompas’. Als gevolg daarvan ontwikkelden burgers, bewust dan wel onbewust, een functionele band met een politieke partij (Marthaler, 2008, p. 938; Dalton, 1984, p. 265; Dalton, 2007, p. 280). Deze band tussen kiezer en partij zorgt ervoor dat de kiezer niet voortdurend alle benodigde politieke informatie zelf moet verzamelen en verwerken. In plaats daarvan kan de burger vertrouwen op “partisan cues to guide voting behavior, evaluate political issues and mobilize political involvement” (Dalton, 1984, p. 265). Zonder veel inspanning is politieke participatie, zoals stemmen tijdens verkiezingen, mogelijk voor de burger die niet over de capaciteiten en middelen beschikt om informatie onafhankelijk te verzamelen en te evalueren (Allbright, 2009, p. 248).

De afgelopen decennia, met name vanaf de jaren '60 van de vorige eeuw, is er echter veel veranderd in westerse democratieën. Er hebben twee ontwikkelingen plaatsgevonden die in het kader van dit onderzoek belangrijk zijn (Dalton, 2007, p. 273).

De eerste ontwikkeling wordt door Dassonneville (2012, p. 19) bestempeld als de *educational revolution*. Tegenwoordig zijn er in westerse democratieën nog maar weinig ongeschoolde mensen. Bovendien is het aantal mensen dat een hoge opleiding heeft genoten (hbo of universiteit in Nederland) explosief gestegen de afgelopen decennia (CBS, 2012). Mensen met een hoger opleidingsniveau beschikken over de vaardigheden en kennis die nodig zijn om grip te krijgen op de politieke werkelijkheid en informatie te verwerken en evalueren (ibid.: 21; Dalton, 1984, p. 267; Dalton, 2007, p. 276; Marthaler, 2008, p. 938).

De tweede ontwikkeling wordt door Dassonneville (2012, p. 19) beschreven als de *media revolution*. Technologische ontwikkelingen, zoals de opkomst van de radio, de televisie, het internet en de opkomst van nieuwe media, in combinatie met een sterk toegenomen welvaart, hebben ertoe geleid dat het verkrijgen van informatie over de politiek veel gemakkelijker en goedkoper is geworden voor een groot deel van de bevolking in vergelijking met vroeger (ibid.: 21; Albright, 2009, p. 250; Dalton, 2007, p. 276). Kiezers zijn daarom niet meer afhankelijk van de informatie die politieke partijen aan het electoraat verschaffen. Het vormen van een eigen, onafhankelijke mening is daarom beter mogelijk geworden.

Gezamenlijk hebben de twee hierboven beschreven ontwikkelingen geleid tot de *cognitieve mobilisering* van een deel van het electoraat (Dalton, 2007, p. 276; Inglehart, 1970, p. 47). In de woorden van Dalton (2007): "Cognitive mobilization means that more citizens now possess the political resources and skills that better prepare them to deal with the complexities of politics and reach their own political decisions without reliance of affective, habitual party cues or other external

cues” (p. 277). Met andere woorden, cognitief gemobiliseerde burgers zijn in staat om zelf politieke beslissingen te nemen, onafhankelijk van politieke partijen (Marthaler, 2008, p. 939).

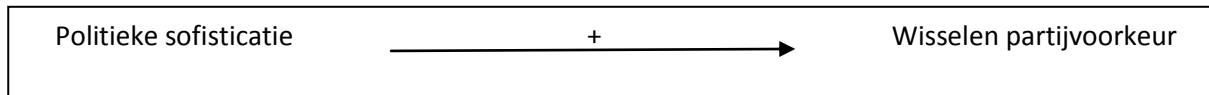
Logischerwijs is de functionele behoefte van burgers aan een stabiele band met een politieke partij afgenomen als gevolg van cognitieve mobilisering (Dalton, 1984, p. 265; Allbright, 2009, p. 250; Dassonneville, 2012, p. 19). Een deel van de bevolking is tegenwoordig in staat om onafhankelijk een mening te vormen over politieke onderwerpen en om te bepalen op welke partij gestemd gaat worden tijdens de verkiezingen. Deze kiezers kunnen gezien worden als consumenten, die de verschillende partijen analyseren, de voor- en nadelen van de alternatieven op een rijtje zetten en op basis daarvan hun partijvoorkeur bepalen (Dassonneville, 2012, p. 21). Zij stemmen dus niet meer uit gewoonte voor een bepaalde partij. De ongebondenheid van deze kiezers zorgt voor een grotere kans op volatiel stemgedrag (ibid.: 24; Zelle, 1995, p. 321; Dalton, 2007, p. 280; Marthaler, 2008, p. 939; Dassonneville, 2012, p. 21).

In het kader van dit onderzoek is het essentieel om te bekijken wat de individuele kenmerken zijn van de kiezers die ‘betrokken’ zijn bij het proces van cognitieve mobilisering. In gedachte moet worden gehouden dat het draait om individuen die zowel de middelen als de vaardigheden hebben om onafhankelijk van politieke partijen te opereren. Dit zijn burgers met een hoge mate van *politieke sofisticatie* (Dalton, 1984, p. 281; Dalton, 2007, p. 277; Marthaler, 2008, p. 944). Politieke sofisticatie is een functie van interesse voor en betrokkenheid bij de politiek, gecombineerd met kennis van de politiek en een hoog opleidingsniveau. Kortom, volgens deze theorie zijn volatiele burgers individuen die het ideaalbeeld van de democratische burger benaderen.

Op basis van het bovenstaande kan de volgende hypothese worden geformuleerd (H1). Deze hypothese staat in de literatuur bekend als de *modern floating voter hypothesis* (Zelle, 1995, p. 319)

*Een hogere mate van politieke sofisticatie leidt tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip T+1 ten opzichte van tijdstip T.*³

Schematisch kan deze hypothese als volgt worden weergegeven.



De tweede visie op de relatie tussen politieke sofisticatie en electorale volatiliteit is volledig anders dan de eerste. Deze theorie heeft de afgelopen jaren aan populariteit en invloed gewonnen, aangezien verschillende onderzoeken hebben aangetoond dat politieke sofisticatie niet leidt tot het wegvallen van stabiele banden tussen politieke partijen en burgers (zie bijvoorbeeld Marthaler, 2008, p. 256, Allbright, 2009, p. 258). Sterker, mensen met een lage mate van politieke sofisticatie voelen zich minder verbonden met een politieke partij dan mensen met een hoge mate van politieke sofisticatie.

Deze bevindingen hebben geleid tot hernieuwde aandacht voor een invloedrijke theorie afkomstig uit de jaren '50 en '60 van de vorige eeuw. Volgens deze theorie wordt volatiliteit veroorzaakt door mensen met weinig interesse voor de politiek en weinig kennis van de politiek, kortom burgers met een lage mate van politieke sofisticatie (Berelson *et al.*, 1963, p. 18; Boyd, 1986, p. 231). Zoals Berelson *et al.* (1963) het verwoorden: "Stability in vote is characteristic of those interested in politics and instability of those not particularly interested" (p. 20). Weinig interesse voor de politiek zorgt voor de afwezigheid van een stabiele band met een politieke partij (Dasonneville, 2012, p. 22). Dit biedt ruimte voor wisselend stemgedrag. Ongeïnteresseerde en ongeïnformeerde kiezers weten bovendien niet goed waar partijen voor staan. Hierdoor zijn meer partijen een serieus alternatief voor kiezers met weinig politieke sofisticatie. Deze kiezers laten zich veelal leiden door incidenten en

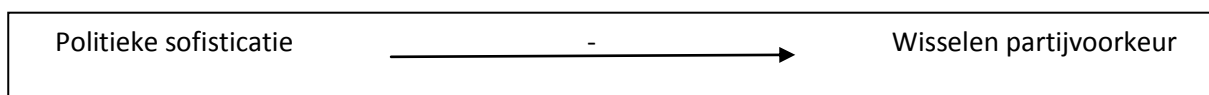
³ T betekent de vorige verkiezing, T+1 betekent de laatste verkiezing.

‘de waan van de dag’, waardoor zij zich relatief sterk laten beïnvloeden door verkiezingscampagnes (ibid.). Als gevolg daarvan is de kans op het veranderen van partijvoorkeur groter.

Op basis van de tweede visie op de relatie tussen politieke sofisticatie en electorale volatiliteit, kan de tweede hypothese worden geformuleerd (H2). Deze hypothese wordt in de literatuur aangeduid als de *floating voter hypothesis* (Zelle, 1995, p. 319).

Een hogere mate van politieke sofisticatie leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip T+1 ten opzichte van tijdstip T.

Schematisch kan deze hypothese als volgt worden weergegeven.



Dassonneville (2012) verwoordt het verschil tussen de eerste visie en de tweede visie op scherpe en heldere wijze: “In the first case, voters start floating exactly because they know a lot and see the pros and cons of different parties. In the latter case, a voter is volatile because he or she has really no idea what parties stand for and is not interested in it either” (p. 21).

2.3. Institutionele ontevredenheid

In de literatuur wordt een onderscheid gemaakt tussen twee vormen van *politieke ontevredenheid* onder burgers in parlementaire democratieën (Söderlund, 2008, p. 218; Dassonneville, 2012 p. 23).

De eerste soort ontevredenheid richt zich op specifieke partijen. De gedachte is dat kiezers de prestaties van partijen beoordelen en hun stem baseren op deze evaluatie. Dit wordt *retrospectief stemmen* genoemd (Söderlund, 2008, p. 219). Kiezers die ontevreden zijn met de prestaties van de partij waarop zij tijdens de vorige verkiezingen hebben gestemd, zullen logischerwijs op een andere partij gaan stemmen bij de volgende verkiezingen.

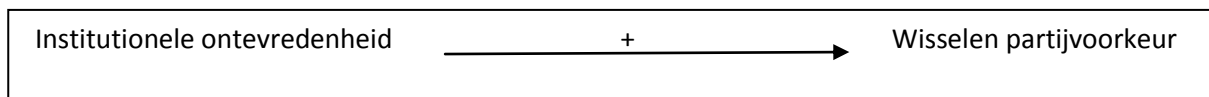
Dit onderzoek zal zich echter richten op de tweede vorm van politieke ontevredenheid, aangezien deze, net als politieke sofisticatie, een relatief stabiel kenmerk is van een individu (Dassonneville, 2012, p. 23). Bovendien is de theorie omtrent institutionele ontevredenheid dominant in de literatuur. De tweede vorm van politieke ontevredenheid heeft betrekking op een diepgeworteld gevoel van ontevredenheid en wantrouwen ten aanzien van politieke partijen als zodanig, de werking van de democratie, het politieke systeem als geheel en de werking van specifieke instituties als het parlement en politieke partijen (ibid.; Söderlund, 2008, p. 218; Dalton & Weldon, 2005, p. 944). Vaak ontstaat dit gevoel van ontevredenheid door de perceptie van individuen dat het systeem onvoldoende responsief is. Dassonneville (2012, p. 23) noemt deze tweede soort ontevredenheid *institutionele ontevredenheid*. Deze term zal ook in dit onderzoek worden gehanteerd.

Er is lange tijd weinig onderzoek gedaan naar de invloed van institutionele ontevredenheid op volatiliteit, aangezien de assumptie was dat veel ontevreden burgers niet stemmen. Echter, dit is de afgelopen jaren veranderd, aangezien onderzoek heeft aangetoond dat er wel degelijk veel ontevreden kiezers zijn die besluiten te gaan stemmen (Zelle, 1995, p. 330). Het onderzoek dat er is gedaan naar het stemgedrag van ontevreden kiezers, toont dat zij volatiel zijn in vergelijking met tevreden kiezers (zie bijvoorbeeld Zelle, 1995; Dalton & Weldon, 2005; Dassonneville, 2012). Het (voortdurend) wisselen van partijvoorkeur moet daarom gezien worden als een vorm van protest en een teken van ontevredenheid (Zelle, 1995, p. 332).

Het bovenstaande leidt tot een derde hypothese (H3). Wetenschappers noemen deze de *frustrated floating voter hypothesis* (Zelle, 1995, p. 34).

Een hogere mate van institutionele ontevredenheid leidt tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip $T+1$ ten opzichte van tijdstip T .

Schematisch kan deze hypothese als volgt worden weergegeven.



2.4. Controlevariabelen

De twee hierboven beschreven theorieën zijn dominant in het onderzoek naar volatiliteit op individueel niveau. Echter, er zijn alternatieve verklaringen voor het wisselen van partijvoorkeur in de literatuur te vinden. Het is belangrijk dat ook deze alternatieven worden meegenomen in de analyse, aangezien dit de kans verkleint dat verkeerde conclusies worden getrokken. Hieronder een overzicht van de controlevariabelen die worden gebruikt in dit onderzoek.

De eerste controlevariabelen is *geslacht*. Het is belangrijk om deze variabele in de analyse te betrekken, aangezien er enig bewijs voor is dat vrouwen volatieler zijn dan mannen (Hayes & McAllister, 2001, p. 971). Vrouwen zouden namelijk meer dan mannen daadwerkelijk openstaan voor verschillende opties en afwijkende meningen. De kans dat vrouwen hun preferentie aanpassen als gevolg van nieuwe informatie, is daarom groter dan de kans dat mannen hun mening bijstellen. Daarom luidt de vierde hypothese (H4) als volgt.

Vrouwen hebben een grotere kans om van partijvoorkeur te wisselen op tijdstip T+1 ten opzichte van tijdstip T dan mannen.

De tweede controlevariabele is *leeftijd*. De gedachte is dat jonge kiezers nog geen duidelijke mening hebben ontwikkeld, nog geen stabiele belangen hebben en als gevolg daarvan experimenteel stemgedrag vertonen (Söderlund, 2008, p. 226; Dassonneville, 2012, p. 28; Van der Meer *et al.*, 2012, 15). Bovendien kost het tijd voordat er een stabiele band tussen kiezer en partij kan ontstaan (Dalton & Wattenberg, 2002, p. 223). Tot slot is het aannemelijk dat oudere mensen in mindere mate openstaan voor nieuwe meningen en informatie (Dassonneville, 2012, p. 29). Logischerwijs is de

theorie dat leeftijd een stabiliserend effect heeft op stemgedrag: oudere mensen ‘vervallen’ in “habitual voting” (Söderlund, 2008, p. 226). Hypothese vijf (H5) luidt als volgt.

Een hogere leeftijd leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip $T+1$ ten opzichte van tijdstip T .

De derde controlevariabele is *ideologische extremiteit*. Assumptie bij deze variabele is dat politieke partijen zich voornamelijk richten op de gematigde kiezer, aangezien de meeste kiezers een gematigde ideologie hebben (Downs, 1957, p. 15). De politieke strijd vindt daarom voornamelijk plaats in het centrum van het ideologische spectrum, waardoor hier de meeste partijen te vinden zijn. Logischerwijs hebben gematigde kiezers meer partijen die ideologisch gezien ‘aanvaardbaar’ zijn (Dassonneville, 2012, p. 29; Crow, 2005, p. 18). Kiezers met een gematigde ideologie hebben daarom een grotere kans om van partijvoorkeur te wisselen (Van der Meer *et al*, 2012, p. 16). Anders gezegd, een extremere ideologie leidt tot stabielere stemgedrag. Op basis hiervan wordt hypothese zes (H6) geformuleerd.

Een extremere ideologie leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip $T+1$ ten opzichte van tijdstip T .

De vierde controlevariabele is *inkomen*. Er zijn grofweg twee visies op de relatie tussen inkomen en individuele volatiliteit. De eerste visie stelt dat middeninkomens volatieler zijn dan zowel de hoge als de lage inkomens (Dassonneville, 2012, p. 28; Zelle, 1995, p. 319). De middeninkomens zouden namelijk geen partij hebben die, gegeven hun inkomenspositie en belangen, een natuurlijke bondgenoot is, terwijl lage en hoge inkomens wél beschikken over een dergelijke partij. Indien sociaal-economische posities bepalend zijn voor het wisselen van partijvoorkeur, dan zou dit terug moeten komen in de ideologische positie van kiezers (Van der Meer, *et al.*, p. 16). Met andere woorden, de verwachting is dat de middeninkomens een gematigde ideologie hebben. De eerste visie op de relatie tussen inkomen en volatiliteit wordt logischerwijs getoetst aan de hand van de

variabele ideologische extremiteit. De tweede visie op de relatie tussen inkomen en electorale veranderlijkheid betoogt dat inkomen een negatief effect heeft op volatiliteit (ibid.). Een slechte economische positie zou leiden tot frustratie ten opzichte van de partij waarop tijdens de vorige verkiezingen is gestemd. Deze partij is immers niet in staat geweest de economische positie van de kiezer te verbeteren. Experimenteel stemgedrag is het gevolg. De zevende hypothese (H7) luidt daarom als volgt.

En lager inkomen leidt tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip $T+1$ ten opzichte van tijdstip T .

De vijfde controlevariabele is *regeringsdeelname*. Hiermee wordt bedoeld of de partij waarop tijdens de vorige verkiezing is gestemd, heeft deelgenomen aan de regering. Vergelijkend onderzoek toont aan dat, ceteris paribus, regeringspartijen verliezen tijdens de eerstvolgende verkiezing (Söderlund, 2008, p. 227; Powell & Witten, 1993, p. 410). Verklaring hiervoor zou zijn dat regeringspartijen in een meerpartijenstelsel compromissen moeten sluiten met andere partijen, aangezien, normaal gesproken, geen enkele partij over een absolute meerderheid beschikt in een dergelijk systeem. Kiezers zullen zich hierdoor minder herkennen in regeringspartijen en bovendien is het bijna onvermijdelijk dat verkiezingsbeloften gebroken zullen worden. Oppositiepartijen daarentegen hebben de mogelijkheid om hun mening compromisloos te blijven verwoorden. Het gevolg hiervan is dat kiezers die hebben gestemd op een partij die na de verkiezingen deelneemt aan de regering, een grotere kans hebben om van partijvoorkeur te wisselen (Söderlund, 2008, p. 228). Echter, deze hypothese is niet geheel bevredigend. Het is zeer aannemelijk dat de relatie tussen *regeringsdeelname* en het wisselen van partijvoorkeur wordt beïnvloed door tevredenheid over het gevoerde beleid. Dit is in overeenstemming met het idee van retrospectief stemmen (Söderlund, 2008, p. 219). Kiezers die op een partij hebben gestemd die na de verkiezingen toetrad tot de regering én die tevreden zijn over het gevoerde beleid, zullen daarom een kleinere kans hebben om van partijvoorkeur te wisselen. Aan de andere kant, kiezers die op een partij hebben gestemd die

niet deel heeft genomen aan de regering, maar wél tevreden zijn over het gevoerde beleid, zullen een grotere kans hebben om van partijvoorkeur te wisselen, aangezien de mogelijkheid bestaat dat zij zullen overwegen om op één van de regeringspartijen te gaan stemmen. Hypothese acht (H8) wordt als volgt geformuleerd.

Kiezers die tijdens de verkiezingen op tijdstip T hebben gestemd op een partij die na de verkiezingen heeft deelgenomen aan de regering, hebben een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip $T+1$ ten opzichte van tijdstip T , indien zij ontevreden zijn over het gevoerde beleid.

De zesde controlevariabele is *frequentie kijken naar nieuwsprogramma's op de televisie*. Het idee bij deze variabele is dat op de televisie niet alleen de standpunten van een partij belangrijk zijn (de inhoud), maar ook de persoon die het standpunt uitdraagt (Bybee *et al.*, 1981, p. 71; Smits & Spierings, aanstaande, p. 156). De opkomst van de televisie zou daarom hebben bijgedragen aan de personalisering van de politiek (zie bijvoorbeeld McAllistar, 2007). Eigenschappen van de politieke leider van een partij, zoals uiterlijk en charisma, zouden door kiezers worden meegenomen in de keuze voor een bepaalde partij (Van der Brug & Mughan, 2007, p. 30). Indien burgers hun keuze voor een partij (gedeeltelijk) bewust dan wel onbewust baseren op eigenschappen van de leider, dan is de kans op het wisselen van partijvoorkeur groter (Smits & Spierings, aanstaande, p. 157). De personen die partijen vertegenwoordigen veranderen immers sneller dan de inhoudelijke standpunten van partijen. Aangezien de televisie van nature relatief veel aandacht vestigt op personen, verhoogt het kijken naar programma's met (veel) aandacht voor politiek, zoals nieuwsprogramma's, de kans op het wisselen van partijvoorkeur (Bybee *et al.*, 1981, p. 71). Hypothese negen (H9) is als volgt geformuleerd.

Een hogere frequentie kijken naar nieuwsprogramma's op tv leidt tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip $T+1$ ten opzichte van tijdstip T .

Het is mogelijk dat dit alleen geldt voor mensen met een lage mate van politieke sofisticatie. De gedachte hierbij is dat mensen met een hoge mate van politieke sofisticatie zich meer laten leiden door argumentatie en inhoud. Echter, het is aannemelijk dat op zijn minst een gedeelte van de beïnvloeding onbewust plaatsvindt, waardoor ook meer ontwikkelde mensen zich laten leiden door de eigenschappen van een politieke leider. Daarom zal in eerste instantie geen interveniërende variabele worden toegevoegd.

De laatste controlevariabele die zal worden gebruikt, is *tevredenheid met een specifieke partij*. Zoals hierboven reeds is uitgelegd, luidt de theorie dat kiezers de prestaties van de partij waarop zij tijdens de vorige verkiezingen hebben gestemd, analyseren en evalueren (Söderlund, 2008, p. 218). Een negatieve beoordeling leidt tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. De laatste hypothese (H10) luidt als volgt.

Een grotere ontevredenheid met de politieke partij waarop tijdens de verkiezingen op tijdstip T is gestemd, leidt tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur op tijdstip T+1 ten opzichte van tijdstip T.

2.5. Conclusie

In dit hoofdstuk is besproken welke variabelen geanalyseerd zullen worden. Bovendien is uitgelegd op welke manier de variabelen naar verwachting van invloed zijn op individuele volatiliteit. Van deze variabelen zijn politieke sofisticatie en institutionele ontevredenheid de belangrijkste. Institutionele ontevredenheid heeft naar verwachting een positieve invloed op individuele volatiliteit. Met andere woorden, de kans op het wisselen van partijvoorkeur neemt toe, indien de institutionele ontevredenheid toeneemt. Over de richting van de relatie tussen politieke sofisticatie en individuele volatiliteit bestaat geen consensus.

3. Operationalisering

3.1. Inleiding

In dit derde hoofdstuk staat de operationalisering van de variabelen centraal. Zoals reeds gezegd, zullen de verkiezingsjaren 1998, 2002 en 2006 onderzocht worden aan de hand van het Nationaal Kiezersonderzoek. De vragenlijsten die gebruikt worden, zijn niet elk jaar precies hetzelfde.

Desalniettemin kan gesteld worden dat de vragenlijsten voor een aanzienlijk deel elk jaar bestaan uit min of meer dezelfde vragen. Geprobeerd zal worden de variabelen in elk verkiezingsjaar op dezelfde wijze, dat wil zeggen met behulp van dezelfde vragen, te operationaliseren. Dit vergroot de mate waarin de resultaten van de statistische analyse in de verschillende jaren met elkaar vergeleken kunnen worden.

Allereerst zal worden uitgelegd hoe de afhankelijke variabele, individuele volatiliteit, geoperationaliseerd zal worden (paragraaf 3.2.). Aansluitend volgt de operationalisering van de twee belangrijkste variabelen, te weten politieke sofisticatie (paragraaf 3.3.) en institutionele ontevredenheid (paragraaf 3.4.). Tot slot zullen de controlevariabelen geoperationaliseerd worden (paragraaf 3.5.).

3.2. Afhankelijke variabele: individuele volatiliteit

Volatiliteit als individueel kenmerk heeft betrekking op de mate waarin individuen instabiel stemgedrag vertonen. Individen zijn volatieler, vertonen instabieler stemgedrag, indien zij vaker van partijvoorkeur wisselen tussen twee opeenvolgende verkiezingen. Idealiter heb je als onderzoeker de beschikking over de partijvoorkeuren van individuen uit een aantal achtereenvolgende verkiezingsjaren. Op die manier is het namelijk mogelijk om de mate van individuele volatiliteit te bepalen. Een kiezer die in 1994, 1998, 2002, 2003 op het CDA stemde en in 2006 op de ChristenUnie

is immers minder volatiel dan een kiezer die in 1994 en 1998 op het CDA stemde, in 2002 op de LPF, in 2003 op het CDA en in 2006 op de PVV.

Helaas biedt het NKO geen inzicht in de partijvoorkeuren van kiezers over een aantal jaren. Bij de onderzoeker is tevens geen ander onderzoek bekend dat op een betrouwbare wijze de partijvoorkeuren van mensen over een aantal jaren kan weergeven. Het NKO toont wél de partijvoorkeuren van individuen tijdens de vorige verkiezingen en tijdens de laatste verkiezingen. Individen moeten namelijk aangeven op welke partij zij hebben gestemd tijdens de vorige verkiezingen en op welke partij zij hebben gestemd tijdens de laatste verkiezingen. Het moge duidelijk zijn dat de variabele individuele volatiliteit hierdoor noodzakelijkerwijs een dichotoom karakter krijgt. Een individu dat tijdens de laatste verkiezingen op een andere partij heeft gestemd dan tijdens de vorige verkiezingen, wordt bestempeld als een volatiele kiezer. Een individu dat tijdens de laatste verkiezingen op dezelfde partij heeft gestemd als tijdens de vorige verkiezingen, wordt gezien als een stabiele kiezer.

Er is een tweetal problemen met deze manier van operationaliseren. Allereerst kan het problematisch zijn dat mensen hun stemgedrag van een aantal jaren terug moeten opgeven. Het is mogelijk dat mensen niet meer precies weten wat zij een aantal jaren geleden hebben gestemd. Zeker mensen die niet geïnteresseerd zijn in politiek of wat oudere mensen zullen wellicht met dit probleem te maken hebben. Helaas is dit probleem niet op te lossen. Bovendien is het bekend dat mensen graag als consistent en stabiel gezien willen worden (De Graaf, Jaspers & Lubbers, 2009, p. 297). Dit leidt mogelijk tot een onderschatting van het aantal wisselende kiezers. Een tweede probleem is dat er geen onderscheid kan worden gemaakt tussen persoon A, die altijd op het CDA heeft gestemd en in 2006 voor het eerst voor een andere partij kiest en persoon B, die vrijwel elke verkiezingen van partijvoorkeur wisselt. In 2006 zal zowel persoon A als persoon B als volatiel worden bestempeld, terwijl het evident is dat A een stabiele kiezer is, of in ieder geval stabiel dan

persoon B. Dit probleem kan, gezien de beschikbare data, niet worden opgelost. Het operationaliseren van volatiliteit als een dichotome variabele is kortom niet de beste optie, maar wel de enige mogelijke optie.

Niet alle respondenten in 1998, 2002 en 2006 kunnen in de analyse worden meegenomen. Er is een aantal voorwaarden waaraan voldaan dient te worden. Allereerst moet er de mogelijkheid zijn geweest om tijdens twee achtereenvolgende verkiezingen op dezelfde partij gestemd te hebben. Dit is een uiting van *the possibly principle* (Goertz & Mahoney, 2004, p. 663). Kiezers die tijdens de vorige verkiezingen hebben gestemd op een partij die tijdens de laatste verkiezingen niet meer deelnam, waren gedwongen om van partijvoorkeur te wisselen en zullen logischerwijs niet worden meegenomen in de analyse. Een voorbeeld is een kiezer die in 1998 op de Centrum-Democraten (CD) heeft gestemd. Kiezers die tijdens de vorige verkiezingen op een partij hebben gestemd die bij de laatste verkiezingen is gefuseerd en tijdens de laatste verkiezingen hebben gestemd op de 'fusiepartij', zullen als niet-volatiel beschouwd worden. Een voorbeeld is een kiezer die in 1998 stemde op het Gereformeerd Politiek Verbond (GPV) of de Reformatorische Politieke Federatie (RPF) en in 2002 op de ChristenUnie (CU). Het tweede criterium is dat individuen tijdens de twee opeenvolgende verkiezingen een stem hebben uitgebracht. Individen die aangeven tijdens één of allebei de verkiezingen niet te hebben gestemd, zullen daarom niet geanalyseerd worden. De reden hiervoor is dat de verandering van partijvoorkeur een andere aard heeft dan de verandering van wel naar niet stemmen of andersom (Söderlund, 2008, p. 220; Smits & Spierings, aanstaande, p. 158). Het is daarom zeer aannemelijk dat de verklaringen voor beide veranderingen niet gelijk zijn. Het onderzoek naar de verklaringen voor het al dan niet gaan stemmen, moet daarom onafhankelijk worden uitgevoerd. Mensen die tijdens één of twee van de verkiezingen blanco hebben gestemd, zullen ook niet in de analyse worden meegenomen, aangezien de verandering van blanco stemmen naar stemmen voor een partij of andersom, een andere 'aard' heeft dan de verandering van partijvoorkeur.

Aan het NKO in 1998 hebben in totaal 2101 mensen deelgenomen (Aarts, Van der Kolk & Kamp, 1999). Van deze 2101 respondenten hebben er 1689 (80,4%) aangegeven te hebben gestemd tijdens de verkiezingen van 1994. 256 respondenten (12,6%) hebben niet gestemd, 137 (6,5%) waren niet stemgerechtigd en 10 (0,5%) hebben geen geldig antwoord gegeven. Tijdens de verkiezingen van 1998 hebben 1647 respondenten (78,4%) gestemd, 167 (7,9%) hebben niet gestemd en 287 (13,7%) hebben geen (geldig) antwoord gegeven.

Voor de analyse van het verkiezingsjaar 1998 vallen geen respondenten af omwille van het eerste hierboven beschreven criterium. Ook zijn er geen respondenten die hebben aangegeven blanco te hebben gestemd. Afvallers zijn dus de respondenten die tijdens minstens één verkiezing niet hebben gestemd of respondenten die bij minstens één verkiezing geen (geldig) antwoord hebben gegeven op de vraag op welke partij ze hebben gestemd. Hercodering levert voor het verkiezingsjaar 1998 de volgende resultaten op (zie Tabel 3.1)

	Frequentie	Percentage	Valide percentage
Gewisseld	437	20,8%	31,6%
Niet gewisseld	947	45,1%	68,4%
Missing	717	34,1%	-
Totaal	2101	100%	-

Tabel 3.1 In 1998 van partij gewisseld of niet

Bron: NKO 1998

Aan het NKO in 2002 hebben in totaal 1907 mensen deelgenomen (Irwin, Van Holsteyn & Den Ridder, 2005). Hiervan hebben er 1661 (87,1%) tijdens de verkiezingen van 1998 een stem uitgebracht, 152 respondenten (8,0%) hebben dit niet gedaan en 94 (4,9%) hebben geen geldig antwoord gegeven. Tijdens de verkiezingen van 2002 hebben 1524 respondenten (79,9%) gestemd,

49 (2,6%) hebben dit niet gedaan en 334 respondenten (17,5%) hebben geen geldig antwoord gegeven.

Voor de statistische analyse van verkiezingsjaar 2002 valt één respondent af die in 1998 op de CD heeft gestemd, vijf die Unie 55+ hebben gestemd, twee die Algemeen Ouderen Verbond hebben gestemd en twee die blanco hebben gestemd. De overige afvallers zijn respondenten die tijdens minstens één verkiezing niet hebben gestemd of respondenten die bij minstens één verkiezing geen (geldig) antwoord hebben gegeven op de vraag op welke partij ze hebben gestemd. Hercodering levert de onderstaande resultaten op (zie Tabel 3.2).

	Frequentie	Percentage	Valide percentage
Gewisseld	522	27,4%	41,1%
Niet gewisseld	794	41,6%	58,9%
Missing	591	31,0%	-
Totaal	1907	100%	-

Tabel 3.2 In 2002 van partij gewisseld of niet

Bron: NKO 2002

Aan het NKO in 2006 hebben in totaal 2806 mensen deelgenomen (Aarts, Van der Kolk, Rosema & Schmeets, 2007). Tijdens de verkiezingen van 2003 hebben 2292 respondenten (81,7%) gestemd. 332 respondenten (11,8%) hebben aangegeven niet te hebben gestemd en 182 (6,5%) hebben geen (geldig) antwoord gegeven. Tijdens de verkiezingen van 2006 hebben van de 2806 respondenten er 2338 (83,3%) een stem uitgebracht, 183 (6,5%) hebben geen stem uitgebracht en 285 respondenten (10,2%) hebben geen (geldig) antwoord gegeven.

Voor de statistische analyse van verkiezingsjaar 2006 vallen vijf respondenten af die op Leefbaar Nederland hebben gestemd in 2003 en zes die in 2003 blanco hebben gestemd. De overige afvallers

zijn respondenten die tijdens minstens één verkiezing niet hebben gestemd of respondenten die bij minstens één verkiezing geen (geldig) antwoord hebben gegeven op de vraag op welke partij ze hebben gestemd. Hercodering levert voor het verkiezingsjaar 2006 de volgende resultaten op (zie Tabel 3.3).

	Frequentie	Percentage	Valide percentage
Gewisseld	734	26,2%	37,5%
Niet gewisseld	1225	43,7%	62,5%
Missing	847	30,2%	-
Totaal	2806	100%	-

Tabel 3.3 In 2006 van partij gewisseld of niet

Bron: NKO 2006

3.3. Onafhankelijke variabele I: politieke sofisticatie

Een hoge mate van politieke sofisticatie is een individuele eigenschap die past bij het beeld van de ideale democratische burger (Schumpeter, 1950, p. 53; Dassonneville, 2012, p. 20). Deze democratische burger is geïnteresseerd in politiek, beschikt over voldoende vaardigheden om politieke informatie en gebeurtenissen te evalueren en te beoordelen en heeft een gedegen kennis van politiek en (democratische) besluitvorming. Zoals reeds uitgelegd in het tweede hoofdstuk, is het onduidelijk, zowel theoretisch als empirisch, welke invloed politieke sofisticatie heeft op individuele volatiliteit.

Het moge duidelijk zijn dat de mate van politieke sofisticatie afhankelijk is van een aantal individuele kenmerken (Marthaler, 2008, p. 941; Allbright, 2009, p. 251). Onder wetenschappers bestaat er geen consensus over de vraag welke individuele kenmerken van invloed zijn op politieke sofisticatie.

Echter, er is een drietal kenmerken dat vrijwel door elke onderzoek als belangrijk wordt beschouwd.

Dit zijn opleidingsniveau, interesse in politieke en politieke kennis (zie bijvoorbeeld Dalton, 1984;

Dalton, 2007; Mathaler, 2008; Dassonneville, 2012). Deze drie eigenschappen zullen in deze scriptie gebruikt worden om de mate van politieke sofisticatie vast te stellen. Iemand met een hoog opleidingsniveau, een hoge mate van interesse in politiek en veel politieke kennis, wordt gekenmerkt door een hoge mate van politieke sofisticatie.

Dassonneville (2012, p. 30) heeft ervoor gekozen de invloed van deze drie variabelen op individuele volatiliteit 'los' van elkaar te onderzoeken. In deze scriptie wordt hier nadrukkelijk niet voor gekozen. De gedachte van Dalton (1984, p. 267; 2007, p. 278) is namelijk dat alleen burgers met een hoog opleidingsniveau, een hoge mate van interesse in politiek én veel politieke kennis, cognitief gemobiliseerd kunnen worden. Een hoog opleidingsniveau of veel interesse alleen, zijn niet voldoende. Het is de combinatie van de drie factoren die leiden tot cognitieve mobilisering en dus een hoge mate van politieke sofisticatie. Daarom zal een nieuwe index geconstrueerd worden, opgebouwd uit de variabelen opleidingsniveau, interesse in politieke en politieke kennis. In paragraaf 3.3.5. zal worden bekeken in hoeverre het vanuit empirisch oogpunt 'legitiem' is de index politieke sofisticatie op te bouwen uit de variabelen opleidingsniveau, interesse in politiek en politieke kennis. Dit zal worden gedaan middels een *factor analyse*.

3.3.1. Opleidingsniveau

In zowel het NKO van 1998 (Aarts, Van der Kolk & Kamp, 1999) als het NKO van 2002 (Irwin, Van Holsteyn & Den Ridder, 2005) en 2006 (Aarts, Van der Kolk, Rosema & Schmeets, 2007) wordt gevraagd naar de hoogste afgeronde opleiding van de respondent.

In 1998 en 2002 waren er maar liefst elf antwoordcategorieën, uiteenlopend van basisonderwijs tot universiteit. In 2006 waren er vijf antwoordcategorieën, te weten (0) basisonderwijs, (1) lager beroepsonderwijs (Lbo), (2) mavo, havo en vwo, (3) middelbaar beroepsonderwijs (mbo) en (4) hoger beroepsonderwijs (hbo) en universiteit. Er wordt voor gekozen de variabele opleidingsniveau in 1998

en 2002 hetzelfde te coderen als in 2006. Hercodering levert de volgende resultaten op (zie Tabel 3.4).

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
Basisonderwijs	330	15,7%	138	7,2%	182	6,5%
Lbo	365	17,4%	237	12,4%	453	16,1%
Mavo/havo/vwo	598	28,5%	518	27,2%	249	8,9%
Mbo	347	16,5%	358	18,8%	1089	38,8%
Hbo/universiteit	458	21,8%	653	34,2%	645	23,0%
Missing	3	0,1%	1904	0,2%	188	6,7%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.4 *Opleidingsniveau*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.3.2. Interesse in politiek

In het NKO worden standaard vier vragen gesteld die betrekking hebben op politieke interesse.

De eerste vraag heeft betrekking op de frequentie waarmee de respondent het binnenlandse nieuws leest in een krant. Er zijn vijf antwoordcategorieën, te weten (1) bijna altijd, (2) vaak, (3) soms, (4) zelden tot nooit en (5) ik lees geen krant. De tweede vraag heeft betrekking op de frequentie waarmee de respondent het buitenlandse nieuws leest in een krant. Bij deze vraag kan de respondent een keuze maken uit dezelfde antwoordcategorieën als bij de eerste vraag. Bij de derde vraag wordt de respondent gevraagd of hij geïnteresseerd is en/of deelneemt aan gesprekken die betrekking hebben op problemen in Nederland. Gekozen kan worden uit drie antwoordcategorieën: (1) ik neem deel aan het gesprek, (2) ik neem niet deel, maar luister met interesse, (3) ik neem niet deel en ben ook niet geïnteresseerd. Tot slot dienen respondenten aan te geven hoeveel interesse zij

hebben voor politiek. Er zijn drie antwoordcategorieën, namelijk (1) zeer geïnteresseerd, (2) redelijk geïnteresseerd, (3) niet geïnteresseerd.

Een eerste mogelijkheid is om alleen de laatste vraag te nemen als indicator voor politieke interesse. Echter, iemand die aangeeft zeer geïnteresseerd te zijn in politiek en tevens aangeeft nooit het binnenlandse nieuws te lezen in een krant, lijkt zijn of haar eigen interesse voor politiek te overschatten. Het omgekeerde is natuurlijk ook een mogelijkheid. Om de interne validiteit te garanderen, is het daarom verstandiger om de vier vragen te combineren tot één index voor politieke interesse.

Deze index wordt als volgt samengesteld (zie ook Tabel 3.5). Respondenten die op de eerste vraag hebben geantwoord met categorie één, krijgen voor de index politieke interesse één punt. Respondenten die vraag twee hebben beantwoord met categorie één of twee, krijgen voor de index politieke interesse één punt. Dit geldt tevens voor vraag drie. Bij vraag vier krijgen respondenten voor de index politieke interesse alleen één punt, indien zij hebben geantwoord met de eerste categorie.

	Antwoordcategorie	Antwoordcategorie
Vraag 1: binnenlands nieuws	1	2, 3, 4, 5
Vraag 2: buitenlands nieuws	1, 2	3, 4, 5
Vraag 3: gesprekken problemen Nederland	1, 2	3, 4, 5
Vraag 4: interesse politiek	1	2, 3
Index politieke interesse	+1	+0

Tabel 3.5 *Codering index politieke interesse*

Ter illustratie, iemand die altijd het binnenlandse nieuws leest, soms het buitenlandse nieuws, deelneemt aan gesprekken over Nederlandse problemen en tot slot aangeeft geïnteresseerd te zijn in politiek, krijgt score 3 op de index politieke interesse. De index politieke interesse loopt van (0) niet geïnteresseerd tot (4) zeer geïnteresseerd.

Her codering levert voor de drie verkiezingsjaren de volgende resultaten op (zie Tabel 3.6).

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 - Niet geïnteresseerd	204	9,7%	51	2,7%	217	7,7%
1	964	45,9%	590	30,9%	1253	44,7%
2	485	23,1%	482	25,3%	711	25,3%
3	330	15,7%	497	26,%	435	15,5%
4 - Zeer geïnteresseerd	118	5,6%	287	15,0%	190	6,8%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.6 Index politieke interesse

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.3.3. Politieke kennis

Elk NKO bevat vragen die de politieke kennis van respondenten vaststellen (Aarts, Van der Kolk & Kamp, 1999; Irwin, Van Holsteyn & Den Ridder, 2005; Aarts, Van der Kolk, Rosema & Schmeets, 2007). Bij deze vragen wordt de foto van een politicus getoond. Allereerst dient de respondent de naam van de betreffende politicus te geven. De respondent heeft hierbij de keuze uit een aantal mogelijkheden. Vervolgens wordt gevraagd bij welke partij de politicus hoort. De respondent kan

kiezen uit een aantal partijen. Tot slot wordt gevraagd naar de functie van de politicus. Ook hier wordt een aantal mogelijkheden gegeven.

In 1998 werden deze vragen gesteld over Jacques Wallage (PvdA), Thom de Graaf (D66), Annemarie Jorritsma (VVD) en Piet Bukman (CDA). In het NKO van 2002 gingen de vragen over Tineke Netelenbos (PvdA), Boris Dittrich (D66), Annemarie Jorritsma (VVD) en Jeltje van Nieuwenhoven (PvdA). In 2006 betroffen de vragen Wouter Bos (PvdA), Maxime Verhagen (CDA), Rita Verdonk (VVD) en Agnes Kant (SP). Opgemerkt dient te worden dat al deze politici in die tijd vooraanstaande politici waren. Allen waren fractievoorzitter van een grote partij of minister in het kabinet. Met andere woorden, respondenten die enige kennis hebben van politiek hebben, zouden deze vragen redelijk makkelijk moeten kunnen beantwoorden.

De index voor politieke kennis wordt als volgt opgebouwd. Elke vraag die door de respondent goed wordt beantwoord, levert één punt op. De maximale score is daarom twaalf, aangezien er in totaal twaalf vragen worden gesteld (drie per politicus). De minimale score is nul, indien een respondent geen enkele vraag goed heeft beantwoord. Indien een respondent een vraag niet heeft beantwoord, dan wordt dit gezien als een fout antwoord.

De variabele die het aantal goede antwoorden van een respondent weergeeft, wordt tot slot gehercodeerd. Dit gebeurt als volgt. Nul goede antwoorden krijgt score nul. Eén, twee of drie goede antwoorden krijgen score één. Vier, vijf of zes goede antwoorden krijgen score twee. Zeven, acht of negen goede antwoorden krijgen score drie. Tien, elf of twaalf goede antwoorden krijgen score vier.

Bij het verkiezingsjaar 2006 treedt een (klein) probleem op. Hier zijn namelijk 183 respondenten die om onbekende reden geen enkele vraag hebben beantwoord. Dit probleem geldt niet voor de verkiezingsjaren 1998 en 2002.

Hercodering levert de volgende resultaten op (zie Tabel 3.7).

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 - Weinig kennis	259	12,3%	60	3,1%	75	2,7%
1	656	31,2%	299	15,7%	296	10,5%
2	404	19,2%	421	22,1%	844	30,1%
3	352	16,8%	555	29,1%	881	31,4%
4 - Veel kennis	430	20,5%	572	30,0%	527	18,8%
Missing	-	-	-	-	183	6,5%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.7 Index politieke kennis

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.3.4. Politieke sofisticatie

De variabelen opleidingsniveau, interesse voor politiek en politieke kennis moeten tot slot worden ‘samengevoegd’ tot de variabele politieke sofisticatie. Alle variabele staan reeds ‘in de goede richting’, dat wil zeggen, een score van nul op de drie afzonderlijke variabelen wordt geassocieerd met een lage mate van politieke sofisticatie, een score van vier op de drie afzonderlijke variabelen wordt geassocieerd met een hoge mate van politieke sofisticatie.

De variabele politieke sofisticatie wordt berekend door de scores van de drie afzonderlijke variabelen op te tellen. De minimale score is daarom nul. Een respondent met score nul voor politieke sofisticatie heeft alleen basisonderwijs genoten, heeft nauwelijks interesse voor politiek en weinig kennis van politiek. Een respondent met score twaalf voor politieke sofisticatie heeft hoger beroepsonderwijs of universitair onderwijs genoten, heeft veel interesse voor politiek en veel politieke kennis.

Hercodering levert de onderstaande resultaten op (zie Tabel 3.8).

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Lage mate van sofisticatie	22	1,0%	-	-	7	0,2%
1	76	3,6%	12	0,6%	32	1,1%
2	150	7,1%	41	2,1%	54	1,9%
3	228	10,9%	73	3,8%	102	3,6%
4	277	13,2%	135	7,1%	201	7,2%
5	309	14,7%	189	9,9%	285	10,2%
6	248	11,8%	232	12,2%	333	11,9%
7	217	10,3%	239	12,5%	401	14,3%
8	180	8,6%	278	14,6%	343	12,2%
9	160	7,6%	240	12,6%	287	10,2%
10	116	5,5%	227	11,9%	220	7,8%
11	75	3,6%	140	7,3%	118	4,2%
12 – Hoge mate van sofisticatie	40	1,9%	98	5,1%	52	1,9%
Missing	3	0,1%	3	0,2%	371	13,2%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.8 *Mate van politieke sofisticatie*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.3.5. Factor analyse

De variabele politieke sofisticatie wordt, zoals hierboven is uitgelegd, opgebouwd uit de variabelen opleidingsniveau, politieke interesse en politieke kennis. Het is daarom interessant om te bekijken in hoeverre deze variabelen samen clusteren en op die manier blijken geven van de onderliggende factor politieke sofisticatie. Dit kan gedaan worden met behulp van *factor analyse* (Bryman & Cramer, 2004, p. 26; Field, 2008, p. 627). Een factor analyse kan aantonen in hoeverre afzonderlijke variabelen gerelateerd zijn aan één of meer onderliggende, niet geobserveerde factoren.

Factor analyse is een redelijk ingewikkelde methode, waarbij de onderzoeker veel keuzes moet maken. In overeenstemming met Costello en Osborne (2005, p. 2-3) wordt gekozen voor *principle axis factoring* en *direct oblimin rotation*.⁴ Er worden drie variabelen gebruikt voor de factor analyse, te weten opleidingsniveau, politieke interesse en politieke kennis.

Factor analyse met de drie variabelen voor het NKO van 1998 toont dat slechts één factor relevant is, aangezien slechts één factor een *eigenvalue* hoger dan één heeft. Dit geldt ook voor de analyses voor het NKO van 2002 en 2006. De uitgebreide resultaten van de factor analyses staan in de onderstaande tabel (zie Tabel 3.9).

	1998	2002	2006
Opleidingsniveau	0,405	0,371	0,475
Politieke interesse	0,603	0,533	0,515
Politieke kennis	0,709	0,720	0,779
Eigenvalue	1,646	1,574	1,682

⁴ Factor analyse met *maximum likelihood* en *varimax rotation* levert vrijwel gelijke resultaten op. De resultaten zijn daarom robuust.

% variance explained	54,87	52,459	56,06
Kaiser-Meyer-Olkin	0,606***	0,601***	0,613***

Tabel 3.9 Factor analyse politieke sofisticatie

***p<0,001

Uit de bovenstaande tabel is op te maken dat de drie variabelen redelijk sterk tot sterk laden op de onderliggende factor politieke sofisticatie. De variabelen hebben immers in elk verkiezingsjaar een score hoger dan 0,4. De enige uitzondering is de variabele opleidingsniveau in 2002 (score 0,375). Bovendien is voor elk jaar de Kaiser-Meyer-Olkon score hoger dan 0,6 en significant, hetgeen aantoont dat de onderliggende factor (politieke sofisticatie) op een valide wijze geconstrueerd kan worden aan de hand van de variabelen opleidingsniveau, politieke interesse en politieke kennis.

Geconcludeerd kan worden dat de variabelen opleidingsniveau, politieke interesse en politieke kennis in alle verkiezingsjaren (redelijk) sterk clusteren. Gezamenlijk geven zij blijk van de onderliggende factor politieke sofisticatie. Het is daarom empirisch verantwoord de drie variabelen samen te voegen tot één index.

3.4. Onafhankelijke variabele II: institutionele ontevredenheid

Politieke ontevredenheid bestaat uit twee componenten (Dassonneville, 2012, p. 40; Söderlund, 2008, p. 226; Zelle, 1995, p. 332). De eerste component is wantrouwen ten opzichte van politieke instituties. De politieke instituties die hierbij doorgaans bedoeld worden, zijn het parlement, politieke partijen in het algemeen en politici in het algemeen (Dassonneville, 2012, p. 28). De tweede component is ontevredenheid met het functioneren van de democratie. Allereerst wordt de operationalisering van de component wantrouwen ten opzichte van politieke instituties besproken. Vervolgens wordt de operationalisering van de component ontevredenheid met het functioneren van de democratie uitgelegd. Tot slot wordt aangegeven hoe deze twee componenten gezamenlijk de variabele institutionele ontevredenheid zullen representeren.

3.4.1. Wantrouwen politieke instituties

Er wordt bij deze eerste component gekeken naar het wantrouwen ten opzichte van drie soorten politieke instituties, te weten politieke partijen, het parlement en politici.

Allereerst de institutie politieke partijen. In de NKO's wordt niet direct gevraagd in hoeverre mensen politieke partijen vertrouwen. Echter, respondenten moeten wél aangeven of ze het met de stelling eens zijn dat politieke partijen enkel geïnteresseerd zijn in hun stem en niet in hun mening. Deze vraag wordt gebruikt als indicator voor het wantrouwen dat respondenten koesteren jegens politieke partijen. Respondenten kunnen antwoorden met oneens (score één) of eens (score twee). Respondenten die het eens zijn met de stelling, hebben weinig vertrouwen in politieke partijen en krijgen score één. In Tabel 3.10 staan de frequentietabellen.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 - Ja	951	45,3	712	37,3%	1273	45,5%
1 - Nee	832	39,6	810	43,5%	1184	42,2%
Missing	318	15,1	385	20,2%	249	12,4%
Totaal	2101	100%	1907	100%€	2806	100%

Tabel 3.10 Vertrouwen in politieke partijen

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

De tweede institutie is het parlement. In alle NKO's wordt specifiek gevraagd hoeveel vertrouwen respondenten hebben in het Nederlandse parlement. Hierbij kunnen zij kiezen uit vier antwoordcategorieën: (1) heel veel, (2) een beetje, (3) weinig, (4) helemaal geen. Deze variabele wordt gehercodeerd, zodat het antwoord heel veel score nul heeft. De frequentietabellen staan in Tabel 3.11.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Heel veel	56	2,7%	69	3,6%	48	1,7%
1 – Een beetje	667	31,7%	976	51,2%	1104	39,3%
2 – Weinig	374	17,8%	460	24,1%	615	21,9%
3 – Helemaal niet	62	3,0%	30	1,6%	73	2,6%
Missing	942	44,8%	372	19,5%	966	34,4%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.11 Vertrouwen in het Nederlandse parlement

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

Tot slot wantrouwen jegens politici. In alle NKO's worden drie vragen gesteld die betrekking hebben op politici. De eerste vraag heeft betrekking op politici in het algemeen. Respondenten dienen aan te geven in hoeverre ze het eens zijn met de stelling dat politici bewust meer beloven dan ze kunnen leveren. De tweede vraag gaat specifiek over ministers en staatssecretarissen. Respondenten moeten aangegeven in hoeverre ze het eens zijn met de stelling dat ministers en staatssecretarissen primair hun eigen belangen dienen. De derde vraag gaat over parlementariërs. Respondenten dienen aan te geven in hoeverre ze het eens zijn met de stelling dat het hebben van vrienden belangrijker is om parlementariër te worden dan het beschikken over de juiste capaciteiten.

Respondenten hebben bij alle drie de vragen de mogelijkheid uit vier antwoordcategorieën, te weten (1) volledig mee eens, (2) mee eens, (3) niet mee eens en (4) helemaal niet mee eens. Het moge duidelijk zijn dat antwoord één en twee getuigen van een redelijk sterk tot sterk wantrouwen ten opzichte van politici.

De drie vragen zullen gecombineerd worden tot één index. Dit gebeurt op de volgende wijze.

Respondenten die antwoord één of twee geven, krijgen één punt voor de index wantrouwen jegens

politici. Antwoord drie of vier leveren geen punten op voor de index. De maximale score is logischerwijs drie, de minimale score is nul. Respondenten die geen antwoord hebben gegeven, krijgen score nul. Alleen respondenten die helemaal geen antwoord hebben gegeven, worden als missing gecodeerd. Hercodering levert de onderstaande resultaten op (zie Tabel 3.12).

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Heel veel	196	9,3%	117	6,1%	145	5,2%
1 – Een beetje	805	38,3%	619	32,5%	903	32,2%
2 – Weinig	495	23,6%	498	26,1%	806	28,7%
3 – Helemaal niet	318	15,1%	340	17,8%	505	18,0%
Missing	287	13,7%	333	17,5%	447	15,9%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.12 *Vertrouwen in politici*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.4.2. Ontevredenheid functioneren democratie

In alle drie de NKO's wordt aan respondenten gevraagd in hoeverre ze tevreden zijn met het functioneren van de Nederlandse democratie in het algemeen. Hierbij zijn vier antwoorden mogelijk: (1) heel tevreden, (2) redelijk tevreden, (3) niet erg tevreden en (4) helemaal niet tevreden. Deze variabele wordt gehercodeerd, zodat het antwoord heel tevreden score nul krijgt. In Tabel 3.13 zijn de frequentietabellen van deze variabele te vinden.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Heel tevreden	234	11,1%	80	4,2%	206	7,3%

1 – Redelijk tevreden	1353	64,4%	855	44,8%	1705	60,8%
2 – Niet erg tevreden	174	8,3%	488	26,6%	489	17,4%
3 – Helemaal niet tevreden	35	1,7%	418	21,9%	83	3,0%
Missing	305	14,5%	66	3,5%	323	11,5%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.13 *Tevredenheid functioneren Nederlandse democratie*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.4.3. Institutionele ontevredenheid

De variabelen vertrouwen in politieke partijen, vertrouwen in het parlement, vertrouwen in politici en tevredenheid met het functioneren van de Nederlandse democratie worden samengevoegd tot één index. Deze index representeert de variabele institutionele ontevredenheid. Weinig vertrouwen in de instituties (partijen, parlement en politici) en ontevredenheid met het functionere van de democratie als geheel, betekenen een hoge mate van institunionele ontevredenheid.

De index institutionele ontevredenheid wordt geconstrueerd door de scores van alle afzonderlijke variabelen bij elkaar op te tellen. De index die zodoende ontstaat, heeft een minimale waarde van nul. Een respondent met score nul heeft heel veel vertrouwen in alle drie de instituties en is zeer tevreden met het functioneren van de democratie als geheel. De maximale score is tien.

Her codering levert de onderstaande resultaten op (zie Tabel 3.14).

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Zeer tevreden	4	0,2%	4	0,2%	2	0,1%
1	30	1,4%	14	0,7%	21	0,7%
2	130	6,2%	73	3,8%	137	4,9%
3	305	14,5%	213	11,2%	370	13,2%
4	210	10,0%	262	13,7%	371	13,2%
5	165	7,9%	262	13,7%	322	11,5%
6	138	6,6%	246	12,9%	269	9,6%
7	86	4,1%	185	9,7%	153	5,5%
8	44	2,1%	113	5,9%	85	3,0%
9	19	0,95%	55	2,9%	42	1,5%
10 – Zeer ontevreden	4	0,2%	7	0,4%	11	0,4%
Missing	966	46,0%	473	24,8%	1023	36,5%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.14 Institutionele ontevredenheid

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.4.4. Factor analyse

Ook voor de variabele institutionele ontevredenheid wordt een factor analyse uitgevoerd. Zie Tabel 3.15 voor de resultaten van de factor analyse. Er is wederom gekozen voor *principal axis factoring* en *oblimin rotation*.⁵ Bij elke analyse bleek één factor relevant te zijn, aangezien steeds één factor een *eigenvalue* hoger dan één heeft.

⁵ Factor analyse met *maximum likelihood* en *varimax rotation* levert vrijwel gelijke resultaten op. De resultaten zijn daarom robuust.

	1998	2002	2006
Vertrouwen partijen	0,634	0,622	0,633
Vertrouwen parlement	0,648	4,06	0,596
Vertrouwen politici	0,662	0,622	0,598
Tevredenheid democratie	0,393	0,353	0,462
Eigenvalue	2,028	1,755	1,983
% variance explained	50,71	43,88	49,58
Kaiser-Meyer-Olkin	0,703***	0,656***	0,700***

Tabel 3.15 Factor analyse institutionele ontevredenheid

***p<0,001

De resultaten tonen dat de vier variabelen redelijk sterk tot sterk laden op de onderliggende factor institutionele ontevredenheid. Vrijwel alle waardes zijn namelijk hoger dan 0,4. Alleen de variabele tevredenheid met functioneren van de Nederlandse democratie scoort in 1998 en 2002 lager dan 0,4. In 2006 is de score voor deze variabele overigens wel hoger dan deze waarde. Opgemerkt dient te worden dat de score in 1998 net onder de waarde van 0,4 ligt. Daarom wordt er in eerste instantie voor gekozen de variabele institutionele ontevredenheid op te bouwen uit alle vier de variabelen.

3.5. Controlevariabelen

In deze laatste paragraaf van dit hoofdstuk worden de zes controlevariabelen geoperationaliseerd.

3.5.1. Geslacht

In elk NKO wordt gevraagd naar het geslacht van de respondenten. Mannen krijgen score één, vrouwen krijgen score nul. Tabel 3.16 bevat de frequentietabellen van de variabele geslacht.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Frequentie	Percentage	Percentage	Frequentie	Percentage
0 - Vrouw	1022	48,6%	969	50,8%	1431	51,0%
1 – Man	1079	51,4%	938	49,2%	1375	49,0%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.16 *Geslacht*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.5.2. Leeftijd

De variabele leeftijd wordt als volgt geoperationaliseerd. In het NKO wordt gevraagd naar het geboortjaar van respondenten. De leeftijd van respondenten is vervolgens te berekenen door het geboortjaar af te trekken van het ondervragingsjaar (1998, 2002 of 2006). Het is weinig zinvol om te analyseren wat de invloed is van één jaar ouder zijn op de volatiliteit. Daarom wordt ervoor gekozen respondenten op leeftijd te clusteren. Respondenten jonger dan 18 jaar krijgen score nul. Opgemerkt dient te worden dat deze groep niet in de uiteindelijke analyse betrokken zal worden, aangezien zij niet kunnen stemmen. Respondenten van 18 tot 25 jaar krijgen score één, respondenten van 25 tot 34 jaar krijgen score twee, respondenten van 35 tot 44 krijgen score drie, enzovoort. Respondenten ouder dan 74 jaar krijgen score zeven. Hercodering levert de volgende resultaten op (zie Tabel 3.17).

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 - Jonger dan 18	49	2,3%	21	1,1%	43	1,5%
1 - 19 t/m 24	195	9,3%	103	5,4%	213	7,6%
2 - 25 t/m 34	428	20,4%	242	12,7%	413	14,7%
3 - 35 t/m 44	443	21,1%	426	22,3%	573	20,4%
4 - 45 t/m 54	408	19,4%	406	21,3%	558	19,9%

5 - 55 t/m 64	269	12.8%	342	17,9%	451	16,1%
7 - 65 t/m 74	203	9,7%	240	12,6%	298	10,6%
7 - Ouder dan 75	106	5,0%	127	6,7%	202	7,2%
Missing	-	-	-	-	55	2,0%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.17 Leeftijd

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.5.3. Ideologische extremiteit

In alle NKO's wordt respondenten gevraagd naar hun ideologische positie op de links-rechts schaal. Deze schaal loopt van nul, uiterst link, tot tien, uiterst rechts. Hoewel er in Nederland (minstens) twee scheidslijnen zijn, een sociaal-economische scheidslijn en een religieuze scheidslijn, worden de termen links en rechts doorgaans gebruikt om partijen en individuen te plaatsen op de sociaal-economische scheidslijn (Andeweg & Irwin, 2004, p. 22). De oorzaak hiervoor is dat, zeker sinds de jaren '90, de sociaal-economische scheidslijn dominant is in Nederland. De opkomst van eerst de Lijst Pim Fortuyn (LPF) en later de Partij voor de Vrijheid, twee zogenaamde *anti-immigratiepartijen* (Fennema, 1997, p. 487), hebben de zaak iets gecompliceerder gemaakt. Deze partijen hebben namelijk de onderwerpen immigratie en integratie gepolitiseerd (De Lange, Van der Meer & Pellikaan, 2007, p. 283). Op deze onderwerpen is de PVV bijvoorbeeld (uiterst) rechts, terwijl sociaal-economisch gezien de PVV als links kan worden bestempeld. Desalniettemin zijn begrip en kennis van de termen links en rechts in Nederland wijdverbreid en worden deze termen doorgaans op een uniforme wijze toegepast (Andeweg & Irwin, 2004, p. 68).

Dit zal worden aangetoond met een drietal voorbeelden. In het NKO van 2006 wordt kiezers gevraagd politieke partijen te plaatsen op de links-rechts schaal (Aarts, Van der Kolk, Rosema & Schmeets, 2007). Deze schaal loopt van één (uiterst links) tot 11 (uiterst rechts). Score vijf representeert logischerwijs het politieke midden. Het eerste voorbeeld is de PvdA, een partij die

doorgaans als sociaal-economisch links wordt betiteld (Andeweg & Irwin, 2004, p. 52). Van alle respondenten die een (geldig) antwoord hebben gegeven, plaatst een grote meerderheid van maar liefst 75% plaatst de PvdA links van het midden. Slechts 11,7% plaatst de sociaal-democratische partij rechts van het midden. Het tweede voorbeeld is de VVD, traditioneel gezien de grootste partij in Nederland aan de rechterkant van het politieke spectrum (ibid.: 54). Van alle respondenten die een (geldig) antwoord hebben gegeven, plaatst maar liefst 84,1% de liberale partij rechts van het politieke midden. Slechts 8,2% plaatst de VVD links van het midden. Het derde voorbeeld betreft de PVV, die, zoals hierboven is uitgelegd, voor wat meer problemen zou moeten zorgen. Desalniettemin plaatst 79,8% van alle respondenten die een (geldig) antwoord hebben gegeven, de partij rechts van het politieke midden. Slechts 16,3% ziet de partij als links. Concluderend kan gesteld worden dat Nederlanders de links-rechts schaal grotendeels op een uniforme wijze interpreteren.

De ideologische extremiteit van respondenten kan berekend worden door het absolute verschil te berekenen tussen de opgegeven score op de links-rechts schaal en de score vijf. Score vijf representeert immers het midden van het ideologische spectrum. De variabele ideologische extremiteit heeft een minimale score van nul (gematigd) en een maximale score van vijf (extreem). In Tabel 3.18 staan de frequentietabellen.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Gematigd	449	21,4%	417	21,9%	452	16,1%
1	472	22,5%	478	25,1%	518	18,5%
2	573	27,3%	554	29,1%	691	24,6%
3	296	14,1%	309	16,2%	457	16,3%
4	92	4,4%	67	3,5%	129	4,6%

5 – Extreem	52	2,7%	46	2,4%	98	3,5%
Missing	162	7,7%	36	1,9%	461	16,4%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.18 *Ideologische extremiteit*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.5.4. Inkomen

In alle NKO's wordt gevraagd naar het netto-inkomen van het huishouden waartoe de respondent behoort. Inkomsten van alle familieleden behoren tot de inkomsten van een huishouden. Alle soorten inkomsten (salaris, werkloosheidsuitkering, studiefinanciering, enzovoort) dienen hierbij meegerekend te worden.

De antwoordcategorieën verschillen per NKO. In 2003 konden de respondenten kiezen uit twaalf categorieën, lopend van minder dan €17.000 per jaar tot €73.000 of meer per jaar. De variabele wordt hergecodeerd, zodat er acht categorieën overblijven. De resultaten staan in de onderstaande tabel (zie Tabel 3.19).

	Frequentie	Percentage	Valide Percentage
1 - Minder dan 17.000	83	4,0%	4,4%
2 - 17.000-24.000	162	7,7%	8,65
3 - 24.000-28.000	82	3,9%	4,4%
4 - 28.000-35.000	232	11,0%	12,4%
5 - 35.000-45.000	369	17,6%	19,7%
6 - 45.000-59.000	394	18,8%	21,0%
7 - 59.000-73.000	254	12,1%	13,5%
8 - 73.000 of meer	300	14,3%	16,0%

Missing	225	10,7%	-
Totaal	2101	100%	-

Tabel 3.19 Netto-inkomen huishouden per jaar 1998**Bron: NKO 1998**

In 2002 hadden de respondenten de keuze uit maar liefst vierentwintig antwoordcategorieën, uiteenlopend minder dan €7.000 per jaar tot meer dan €249.000 per jaar. Het lijkt niet erg plausibel om te veronderstellen dat het relevant is of iemand een huishoudelijk inkomen heeft van €181.500 of €227.000 per jaar. Daarom wordt de variabele voor 2002 gehercodeerd, zodat er acht categorieën ontstaan. Dit komt tevens de uniformiteit ten goede. De eerste acht oorspronkelijke categorieën worden samengevoegd en krijgen score één. Ook de tweede en derde categorie worden samengevoegd en krijgen score twee. Bovendien worden de laatste negen categorieën samengevoegd. Deze krijgen score acht. Hercodering levert de volgende frequentietabel op (zie Tabel 3.20).

	Frequentie	Percentage	Valide Percentage
1 - minder dan 17.500	281	14,7%	16,9%
2 - 17.500-23.000	216	11,3%	13,0%
3 - 23.000-28.500	207	10,9%	12,5%
4 - 28.500-34.000	219	11,5%	13,2%
5 - 34.000-45.000	291	15,3%	17,5%
6 - 45.000-56.000	183	9,6%	11,0%
7 - 56.000-68.000	114	6,0%	6,9%
8 - 68.000 of meer	151	7,9%	9,1%
Missing	245	12,8%	
Totaal	1907	100%	

Tabel 3.20 Netto-inkomen huishouden per jaar 2002**Bron: NKO 2002**

Bij het NKO van 2006 waren er twintig keuzemogelijkheden, uiteenlopend van minder dan €11.666 per jaar tot meer dan 65.000 per jaar. Ook deze variabele wordt gehercodeerd, zodat het aantal categorieën wordt teruggebracht tot acht. Dit levert de volgende frequentietabel op (zie Tabel 3.21).

	Frequentie	Percentage	Valide Percentage
1 - minder dan 17.201	387	13,8%	13,9%
2 - 17.201-23.386	419	14,9%	15,0%
3 - 23.386-28.597	421	15,0%	15,1%
4 - 28.597-34.896	425	15,1%	15,2%
5 - 34.896-45.683	562	20,0%	20,2%
6 - 45.683-55.617	288	10,3%	10,3%
7 - 55.617-66.501	145	5,2%	5,2%
8 - 66501 of meer	141	5,0%	5,1%
Missing	18	0,6%	-
Totaal	2806	100%	-

Tabel 3.21 Netto-inkomen huishouden per jaar 2006

Bron: NKO 2006

3.5.5. Regeringsdeelname en tevredenheid regering

Bij deze variabele dient bepaald te worden of de respondent tijdens de vorige verkiezingen heeft gestemd op een partij die na die verkiezingen heeft deelgenomen aan de regering. De regeringspartijen na de verkiezingen van 1994 waren de PvdA, de VVD en D66 (Parlement & Politiek, z.j.). Na de verkiezingen van 2002 werden het CDA, de VVD en de LPF de regeringspartijen. Na de verkiezingen van 2006 werd een coalitie gesloten tussen het CDA, de PvdA en de ChristenUnie. Respondenten die op een regeringspartij hebben gestemd, krijgen score één. Respondenten die dit niet hebben gedaan, krijgen logischerwijs score nul. In Tabel 3.22 staan de frequentietabellen.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – niet op regeringspartij gestemd	573	27,3%	613	32,1%	1060	37,8%
1 – wel op regeringspartij gestemd	1062	50,5%	995	52,2%	1139	40,6%
Missing	466	22,2%	299	15,7%	607	21,6%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.22 *Gestemd op regeringspartij*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

In hoofdstuk 2 is reeds uitgelegd dat de theorie is dat, *ceteris paribus*, regeringspartijen verliezen tijdens de verkiezingen (Söderlund, 2008, p. 227; Powell & Witten, 1993, p. 410). Echter, het is aannemelijk dat kiezers die tijdens de vorige verkiezingen hebben gestemd op een partij die is gaan deelnemen aan de regering alleen van partij wisselen, indien zij ontevreden zijn met de prestaties van de regering. Het omgekeerde is natuurlijk ook plausibel: kiezers die op een partij hebben gestemd die niet deel heeft genomen aan de regering, maar wél tevreden zijn over het gevoerde beleid, zullen een grotere kans hebben om van partijvoorkeur te wisselen, aangezien de mogelijkheid bestaat dat zij zullen overwegen om op één van de regeringspartijen te gaan stemmen. Kortom, bepaald dient te worden of respondenten tevreden zijn met het door de regering gevoerde beleid.

In alle NKO's wordt aan respondenten gevraagd of de regering de afgelopen jaren een positieve invloed (score één), een negatieve invloed (score twee) of geen positieve/geen negatieve (score drie) heeft gehad op de Nederlandse economie en de werkgelegenheid. Bovendien wordt gevraagd in hoeverre de respondenten in het algemeen tevreden zijn met de regering. Hierbij zijn er vijf

antwoordcategorieën mogelijk, uiteenlopend van zeer tevreden (score één), tot zeer ontevreden (score vijf). Deze drie variabelen zullen worden samengevoegd tot één nieuwe index. Dit gebeurt op de volgende wijze (zie ook Tabel 3.23). Respondenten die hebben aangegeven dat de regering een positieve invloed heeft gehad op de Nederlandse economie (score één), krijgen voor de index één punt. Dit geldt tevens voor de vraag over de invloed van de regering op de werkgelegenheid.

Respondenten die hebben aangegeven in het algemeen zeer tevreden (score één) of tevreden (score twee) zijn met de regering, krijgen voor de index één punt. Respondenten die een vraag niet hebben beantwoord, krijgen geen punten voor de index. Opgemerkt dient te worden dat er geen respondenten zijn die geen enkele vraag (geldig) hebben beantwoord.

Een voorbeeld ter illustratie. Persoon A vindt dat de regering een positieve invloed heeft gehad op de Nederlandse economie, maar een negatieve invloed op de werkgelegenheid. De vraag met betrekking tot algemene tevredenheid is niet ingevuld. Deze persoon krijgt voor de index tevredenheid score één.

	Antwoordcategorie	Antwoordcategorie
Vraag 1: Nederlandse economie	1	2, 3
Vraag 2: werkgelegenheid	1	2, 3
Vraag 3: tevredenheid algemeen	1, 2	3, 4, 5
Index tevredenheid regering	+1	+0

Tabel 3.23 *Codering index tevredenheid regering.*

Zie Tabel 3.24 voor de beschrijvende statistiek van de index tevredenheid regering.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Zeer ontevreden	407	19,4%	436	22,9%	1169	41,7%
1	506	24,1%	468	24,5%	536	19,1%
2	624	29,7%	580	30,4%	574	20,5%
3 – Zeer tevreden	564	26,8%	423	22,2%	527	18,8%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.24 Index tevredenheid regering

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

Middels een factor analyse is bekeken of het empirische verantwoord is de drie variabelen samen te voegen tot één index. Er is wederom gekozen voor *principle axis factoring* en *oblimin rotation*.⁶ Bij elk NKO blijkt één factor relevant te zijn, aangezien slechts één factor per verkiezingsjaar een *eigenvalue* groter dan één heeft. De resultaten staan in de onderstaande tabel (zie Tabel 3.25)

	1998	2002	2006
Nederlandse economie	0,695	0,731	0,810
Werkgelegenheid	0,612	0,610	0,712
Tevredenheid regering	0,501	0,486	0,679
Eigenvalue	1,723	1,736	2,074
% variance explained	57,42	57,86	69,15
Kaiser-Meyer-Olkin	0,636***	0,631***	0,693***

Tabel 3.25 Factor analyse tevredenheid regering

***p<0,001

⁶ Factor analyse met *maximum likelihood* en *varimax rotation* levert vrijwel gelijke resultaten op. De resultaten zijn daarom robuust.

De scores in de tabel tonen dat de afzonderlijke variabelen allen sterk laden op de onderliggende factor. Alle variabelen hebben namelijk in de drie verkiezingsjaren een score hoger dan 0,6. De enige uitzonderingen zijn tevredenheid regering in 1998 (score 5,01) en 2002 (score 0,486). Zelfs deze uitzonderingen liggen ruim boven de grens van 0,4. Ook zijn de Kaiser-Meyer-Olkin scores voor elk verkiezingsjaar hoger dan 0,6 en sterk significant. Hieruit kan opgemaakt worden dat het valide is de index tevredenheid regering op te bouwen uit de drie variabelen.

3.5.6. Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's

In Nederland bestaan veel nieuwsprogramma's op de televisie, maar in termen van kijkcijfers en populariteit zijn het NOS Journaal en het RTL Journaal de twee belangrijkste (Stichting KijkOnderzoek, 2012). Het NOS Journaal wordt uitgezonden op de publieke omroep, het RTL Journaal op de commerciële. Hierdoor bereiken beide programma's gezamenlijk in potentie een zeer divers publiek. Het ligt daarom voor de hand deze variabele te baseren op het kijken naar deze twee nieuwsprogramma's.

In alle NKO's wordt gevraagd hoe vaak per week de respondent kijkt naar het NOS Journaal en het RTL Journaal. De respondent heeft bij beide vragen de mogelijkheid uit vier antwoordcategorieën, te weten (1) minder dan één keer per week, (2) één tot twee keer per week, (3) 3-4 keer per week, (4) (vrijwel) elke dag. Beide variabelen worden eerst gehercodeerd, zodat score nul staat voor minder dan één keer per week en score drie voor (vrijwel) elke dag. Vervolgens worden deze twee scores bij elkaar opgeteld. Deze totaalscore wordt gedeeld door twee, zodat een gemiddelde ontstaat. De minimale score is nul (respondent kijkt minder dan één keer per week naar het NOS Journaal en minder dan één keer per week naar het RTL Journaal), de maximale score is drie (respondent kijkt (vrijwel) elke dag naar het NOS Journaal en (vrijwel) elke dag naar het RTL Journaal).

Herocodering levert de onderstaande resultaten op (zie Tabel 3.26).

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0	58	2,8%	26	1,4%	173	6,2%
0,5	81	3,9%	48	2,5%	141	5,0%
1,0	222	10,6%	126	6,6%	257	9,2%
1,5	648	30,8%	513	26,9%	754	26,9%
2,0	406	19,3%	411	21,6%	485	16,3%
2,5	221	10,5%	278	14,6%	307	10,9%
3,0	438	20,8%	476	25,0%	702	25,0%
Missing	27	1,3%	29	1,5%	14	0,5%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 3.26 Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

3.5.7. Tevredenheid specifieke partij

De NKO's bevatten helaas geen vragen die de tevredenheid van kiezers met specifieke partijen meten. Deze variabale kan logischerwijs niet geanalyseerd worden.

4. Analyse en Resultaten

4.1. Inleiding

In dit hoofdstuk worden de resultaten van de logistische regressie analyse gepresenteerd. Logistische regressie is de statistische methode die bij uitstek geschikt is om de invloed van verschillende onafhankelijke variabele op een dichotome afhankelijke variabele te bepalen (Menard, 2001, p. 12).

4.2. Methode

In dit hoofdstuk zullen vier modellen gebruikt worden. Er zullen logischerwijs vier analyses worden uitgevoerd. Elke analyse wordt eerst uitgevoerd voor de verkiezingsjaren afzonderlijk. Op deze manier is het mogelijk om variabelen op het systeemniveau constant te houden. Met andere woorden, er wordt gecontroleerd voor variabelen op het systeemniveau. Vervolgens wordt een analyse gedraaid voor de verkiezingsjaren gezamenlijk. Hierdoor wordt de robuustheid van de resultaten gemaximaliseerd.

Het eerste model bevat de variabelen zoals geoperationaliseerd in het vorige hoofdstuk. In model twee wordt een alternatieve operationalisering van de variabele politieke sofisticatie gebruikt. In model drie wordt een alternatieve operationalisering van institutionele ontevredenheid gebruikt. In model vier worden dummy's voor ideologie toegevoegd en wordt onderzocht of politieke sofisticatie de relatie beïnvloedt tussen frequentie kijken naar nieuwsprogramma's en de afhankelijke variabele.

4.2. Originele analyse

Allereerst wordt de logistische regressie analyse uitgevoerd met de in het vorige hoofdstuk geoperationaliseerde variabelen. In Tabel 4.1 staat voor een overzicht met de waardes die elke variabele kan aannemen.

	Minimale waarde	Maximale waarde
Partijwissel (afhankelijke variabele)	0 (niet gewisseld)	1 (gewisseld)
Politieke sofisticatie	0 (lage mate)	12 (hoge mate)
Institutionele ontevredenheid	0 (zeer tevreden)	10 (zeer ontevreden)
Geslacht	0 (vrouw)	1 (man)
Leeftijd	0 (jonger dan 18)	7 (ouder dan 75)
Ideologische extremititeit	0 (gematigd)	5 (zeer extreem)
Inkomen	1 (laag inkomen)	8 (hoog inkomen)
Regeringsdeelname	0 (niet op regeringspartij gestemd)	1 (op regeringspartij gestemd)
Tevredenheid regering	0 (zeer ontevreden)	3 (zeer tevreden)
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0 (heel weinig)	3 (heel veel)

Tabel 4.1. *Overzicht variabelen*

Opgemerkt dient te worden dat verwacht wordt dat de invloed van de variabele *regeringsdeelname* op de afhankelijke variabele anders is voor mensen die tevreden zijn over het gevoerde beleid dan voor mensen die ontevreden zijn over het gevoerde beleid. Daarom zal er een *interactieterm* (*regeringsdeelname*tevreedenheid regering*) worden toegevoegd in de analyse.

4.2.1. Verkiezingsjaar 1998

In Tabel 4.2 staan de resultaten van de logistische regressie analyse voor het verkiezingsjaar 1998.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	0,364 (0,482)	-
Politieke sofisticatie	0,009 (0,033)	1,009
Institutionele ontevredenheid	0,071 (0,047)	1,074

Geslacht	-0,045 (0,162)	0,956
Leeftijd	-0,258 (0,058)***	0,733
Inkomen huishouden	-0,048 (0,046)	0,953
Ideologische extremiteit	-0,096 (0,067)	0,909
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	-0,028 (0,107)	0,972
Regeringsdeelname	0,171 (0,309)	1,187
Tevredenheid regering	0,037 (0,129)	1,038
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,183 (0,155)	0,833
Chi ²	28,676**	
Nagelkerke pseudo R ²	0,049	
N = 810 (38,6%)		

Tabel 4.2 Resultaten analyse NKO 1998

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Opgemerkt dient te worden dat het aantal cases dat niet geanalyseerd kan worden, redelijk groot is.

Slechts 38,6% van alle respondenten heeft een geldige score op alle variabelen. De conclusies die volgen uit de analyse, moet daarom met enige terughoudendheid gebruikt te worden.

Er is een drietal gegevens dat de significantie en kracht van het model als geheel weergeeft.

Allereerst de *chi-square* score. Deze bedraagt 28,676 en is significant bij een criterium van 1%. Dit

betekent dat met een zekerheid van 99% gesteld kan worden dat de toevoeging van de

onafhankelijke variabelen ertoe leidt dat de afhankelijke variabele beter voorspeld kan worden. De

tweede maat is de *R-square van Nagelkerke*. Dit is een psuedo R-sqaure en heeft als zodanig weinig

substantiële betekenis (Pollock, 2009, p. 203). De score kan later wél gebruikt worden om de kracht

van verschillende modellen te vergelijken. Tot slot kan gekeken worden voor welk percentage van de

responen een goede voorspelling is gedaan alleen op basis van de verdeling van de afhankelijke

variabele en voor welk percentage van de respondenten een goede voorspelling is gedaan na toevoeging van de onafhankelijke variabelen. De scores hiervoor zijn respectievelijk 68,1% en 68,3%.

Vervolgens worden de afzonderlijke variabelen bekeken. Opvallend is dat slechts één onafhankelijke variabele een significante invloed heeft op de afhankelijke variabele. Dit is de variabele leeftijd. Deze heeft een significante invloed op het wisselen van partijvoorkeur bij een criterium van 0,1%. Met andere woorden, met een zekerheid van 99,9% kan gesteld worden dat de leeftijd van een kiezer invloed heeft op zijn of haar keuze om van partij te wisselen. De relatie tussen leeftijd en de afhankelijke variabele is, zoals verwacht, negatief. De *logged odds* op het wisselen van partijvoorkeur nemen namelijk af met 0,285 als een respondent een leeftijd van één categorie hoger heeft. Dit betekent dat een hogere leeftijd leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur.

De twee belangrijkste variabelen in deze scriptie, politieke sofisticatie en institutionele ontevredenheid, hebben beide geen significante invloed op de afhankelijke variabelen bij een criterium van 5%. De coëfficiënten van beide variabelen zijn bovendien klein, respectievelijk 0,009 en 0,071. De richting van de coëfficiënt van institutionele ontevredenheid is overigens wél in overeenstemming met de verwachting. Meer ontevredenheid leidt namelijk tot een hogere *logged odds* en dus tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. De coëfficiënt van politieke sofisticatie is tevens positief, hetgeen een positieve relatie impliceert: meer politieke sofisticatie leidt tot een hogere *logged odds* en dus tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Op basis van deze analyse lijkt er dus meer bewijs voor H1 dan voor H2.

De coëfficiënten van alle overige controlevariabelen zijn niet significant bij een criterium van 5%. De coëfficiënt van ideologische extremiteit heeft de verwachte richting. Verwacht werd namelijk dat een extremere ideologie leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. De richting van de coëfficiënt is negatief en dus leidt een extremere ideologie tot een lagere *logged odds* en

logischerwijs tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Ook de coëfficiënten van de variabelen inkomen en geslacht hebben de verwachte richting. Alleen de relatie tussen frequentie kijken naar nieuwsprogramma's en de afhankelijke variabele lijkt een andere richting te hebben. De coëfficiënt van deze variabele is namelijk negatief.

Tot slot is de interactieterm van belang. De coëfficiënt van de variabele *regeringsdeelname* is 0,171. Dit betekent dat de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur voor iemand met score nul op de variabele *tevredenheid regering*, 0,171 hoger zijn voor iemand die op een regeringspartij heeft gestemd dan voor iemand die niet op een regeringspartij heeft gestemd. De coëfficiënt voor de interactieterm bedraagt -0,183. Voor elke stap op de schaal *tevredenheid regering* neemt de coëfficiënt van de variabele *regeringsdeelname* af met 0,183. In Tabel 4.3 staat de coëfficiënt voor de variabele *tevredenheid regering* bij de verschillende waardes op de schaal van *tevredenheid*.

Tevredenheid regering	Coëfficiënt <i>regeringsdeelname</i>
0 – Zeer ontevreden	0,171
1	-0,012
2	-0,195
3 – Zeer tevreden	-0,378

Tabel 4.3 *Coëfficiënten regeringsdeelname*

Bovenstaande tabel dient als volgt gelezen te worden. Iemand die zeer tevreden is over het gevoerde beleid (score drie *tevredenheid regering*) en heeft gestemd op een regeringspartij, heeft een lagere logged odds (0,378 lager) dan iemand die niet op een regeringspartij heeft gestemd. Een zeer tevreden 'regeringspartijstemmer' heeft dus een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur dan een zeer tevreden 'niet-regeringspartijstemmer'. Een zeer ontevreden 'regeringspartijstemmer' heeft een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur dan een zeer ontevreden 'niet-

regeringspartijstemmer'. De interactieterm heeft dus de verwachte richting, maar is niet significant bij een criterium van 5%. Op basis van deze analyse kan daarom geconcludeerd worden dat de relatie tussen de variabele regeringsdeelname en de afhankelijke variabele niet significant wordt beïnvloed door de variabele tevredenheid regering.

Bij een interactieterm is het mogelijk dat niet variabele A, maar variabele B het 'hoofdeffect' is (Allison, 1999, p. 168). Dat zou in dit geval betekenen dat tevredenheid regering een invloed heeft op het wisselen van partijvoorkeur, maar dat deze invloed afhankelijk is van de variabele regeringsdeelname. Theoretisch gezien is dit zeer onwaarschijnlijk, aangezien in de literatuur geen theorie bestaat die verwacht dat tevredenheid met het gevoerde beleid van invloed is op de kans dat iemand wisselt van partijvoorkeur. In de literatuur bestaat wél de theorie dat, ceteris paribus, regeringspartijen verliezen tijdens de verkiezingen. Geconcludeerd kan dus worden dat de variabele tevredenheid regering het hoofdeffect is.

Tot slot is het interessant om te kijken wat de substantiële invloed is van de variabele leeftijd, aangezien dit de enige significante variabele is. Het 'probleem' van logistische regressie is dat de invloed van een onafhankelijke variabele op de afhankelijke variabele, afhankelijk is van de scores op andere afhankelijke variabelen (Pollock, 2009, p. 210).

Laten we de substantiële invloed van de variabele leeftijd bekijken voor een respondent die de volgende waardes scoort op de onafhankelijke variabele.

- Politieke sofisticatie: 6
- Institutionele ontevredenheid: 5
- Geslacht: 1
- Leeftijd: 1
- Ideologie: 2

- Inkomen: 4
- Regeringspartij: 1
- Tevredenheid regering: 2
- Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's: 2

Voor deze persoon kunnen de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur berekend worden met behulp van de volgende formule: $\text{Logged odds} = 0,364 + 0,009*6 + 0,071*5 - 0,045*1 - 0,258*1 - 0,048*4 - 0,096*2 - 0,028*2 - 0,195*1$. Uitkomst van deze berekening is -0,165. Logged odds kunnen vervolgens omgerekend worden naar odds: $\text{Odds} = e^{-0,165}$. De uitkomst hiervan bedraagt 0,8478. Uit de odds kan de kans worden berekend dat iemand van partijvoorkeur wisselt: $0,8487/(1+0,8487)*100\%$. De uitkomst van deze berekening bedraagt 45,9%. De kans dat iemand met het bovenstaande profiel van partijvoorkeur wisselt, bedraagt dus 45,9%.

De vorige persoon zat in leeftijdscategorie één en had dus een leeftijd tussen de 19 en de 25 jaar. Laten we nu de kans op het wisselen van partijvoorkeur berekenen voor een persoon die 76 is (leeftijdscategorie zeven), maar verder gelijk is aan de eerste persoon. De logged odds voor deze persoon bedragen -1,753 ($0,364 + 0,009*6 + 0,071*5 - 0,045*1 - 0,258*7 - 0,048*4 - 0,096*2 - 0,028*2 - 0,195*1$). De odds zijn 0,1733 ($e^{-1,753}$). De kans op het wisselen van partijvoorkeur is 14,7% ($0,1733/(1+0,1733)*100\%$).

Een verhoging van de variabele leeftijd van categorie één naar categorie zeven, verlaagt dus in dit geval de kans op het wisselen van partijvoorkeur met 31,2 procentpunten. De substantiële invloed van de variabele leeftijd is daarom aanzienlijk te noemen.

4.2.2 Verkiezingsjaar 2002

In Tabel 4.4 staan de resultaten van de logistische regressie voor het verkiezingsjaar 2002.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-1,222 (0,475)	-
Politieke sofisticatie	0,010 (0,031)	1,010
Institutionele ontevredenheid	0,169 (0,039)***	1,184
Geslacht	0,118 (0,139)	1,125
Leeftijd	-0,210 (0,049)***	0,811
Inkomen huishouden	-0,058 (0,035)	0,944
Ideologische extremiteit	-0,132 (0,058)*	0,877
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,174 (0,095)*	1,190
Regeringsdeelname	1,738 (0,253)***	5,685
Tevredenheid regering	0,018 (0,116)	1,018
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,341 (0,139)*	0,711
Chi-square	140,805***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,167	
N = 1065 (55,8%)		

Tabel 4.4 Resultaten analyse NKO 2002

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Het percentage respondenten dat op elke variabele een geldige score heeft, is in dit verkiezingsjaar beduidend hoger, namelijk 55,8%. Dit betekent dat de analyse is uitgevoerd voor 1065 respondenten. Opvallend is tevens dat, in vergelijking met de vorige analyse, veel variabelen een significante coëfficiënt hebben.

De chi-square score van het model als geheel bedraagt 140,805 en is significant bij een criterium van 0,1%. Dit betekent dat met een zekerheid van 99,9% gesteld kan worden dat de toevoeging van de

onafhankelijke variabelen ertoe leidt dat de afhankelijke variabele beter voorspeld kan worden. De pseudo R-square van Nagelkerke bedraagt 0,167. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 59,8% naar 66,9%.

De variabele leeftijd is wederom significant bij een criterium van 0,1%. Het is daarom zeer aannemelijk dat leeftijd invloed heeft op de afhankelijke variabele. De richting van de relatie is negatief, want de coëfficiënt is -0,210. Dit betekent dat een hogere leeftijd leidt tot een lagere logged odds en dus tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. De kracht van de relatie is in verkiezingsjaar 2002 vrijwel gelijk aan de kracht van de relatie in verkiezingsjaar 1998, aangezien de coëfficiënten vrijwel even groot zijn.

De variabele politieke sofisticatie is wederom niet significant bij een criterium van 5%. De coëfficiënt is tevens erg klein, namelijk 0,010. De invloed van politieke sofisticatie op de afhankelijke variabele is daarom zeer klein en bovendien niet significant.

Institutionele ontevredenheid heeft wél een significante invloed op de afhankelijke variabele. Deze invloed is significant bij een criterium van 0,1%. De relatie is positief, aangezien de coëfficiënt 0,169 bedraagt. Een hogere mate van institutionele ontevredenheid leidt tot een hogere logged odds en tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. De relatie tussen institutionele ontevredenheid en de kans op het wisselen van partijvoorkeur heeft dus de verwachte richting. Als de institutionele ontevredenheid van een persoon toeneemt met één stap (op een schaal van nul tot tien), dan nemen de odds op het wisselen van partijvoorkeur toe met 18,4% $((1,184-1)*100\%)$. H3 wordt daarom in deze analyse bevestigd.

De variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's heeft ook een significante coëfficiënt bij een criterium van 5%. De relatie tussen deze variabele en de afhankelijke variabele is, zoals verwacht,

positief: meer kijken naar nieuwprogramma's op tv leidt tot een hogere logged odds en tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Als een persoon één stap hoger scoort op deze variabele (op een schaal van nul tot drie), dan nemen de odds op het wisselen van partijvoorkeur toe met 19,0% $((1,190-1)*100\%)$.

Ook de variabele ideologische extremiteit heeft een significante coëfficiënt bij een criterium van 5%.

De coëfficiënt bedraagt -0,132. De relatie tussen ideologische extremiteit en de afhankelijke variabele is dus negatief: een hogere extremiteit betekent een lagere logged odds en een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Dit is in overeenstemming met H6.

De laatste significante variabele is de interactieterm. Deze variabele is significant bij een criterium van 5%. Dit betekent dat de relatie tussen de variabele regeringsdeelname en de afhankelijke variabele wordt beïnvloed door de variabele tevredenheid regering. De coëfficiënt voor de variabele regeringsdeelname bedraagt 1,738. Dit betekent dat de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur voor iemand met score nul op de variabele tevredenheid regering, 1,738 hoger zijn voor iemand die op een regeringspartij heeft gestemd dan voor iemand die niet op een regeringspartij heeft gestemd. Dit verschil is significant bij een criterium van 0,1%. De coëfficiënt van de interactieterm is -0,341. Voor elke stap op de schaal tevredenheid regering neemt de coëfficiënt van de variabele regeringsdeelname af met 0,341. In Tabel 4.5 staat de coëfficiënt van de variabele tevredenheid regering bij de verschillende waardes op de schaal van tevredenheid. De variabelen geslacht en inkomen huishouden zijn beide niet significant bij een criterium van 5%.

Tevredenheid regering	Coëfficiënt regeringsdeelname
0 – Zeer ontevreden	1,738
1	1.397

2	1,056
3 – Zeer tevreden	0,715

Tabel 4.5 Coëfficiënten *regeringsdeelname*

Tot slot is het interessant om de substantiële invloed van de variabele institutionele ontevredenheid te beschouwen. We doen dit voor een persoon met het onderstaande profiel.

- Politieke sofisticatie: 6
- Institutionele ontevredenheid: 0
- Geslacht: 1
- Leeftijd: 3
- Ideologie: 2
- Inkomen: 4
- Regeringspartij: 1
- Tevredenheid regering: 2
- Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's: 2

De kans op het wisselen van partijvoorkeur voor deze persoon bedraagt 31,7%. Iemand met hetzelfde profiel, maar met een score van tien op de variabele institutionele ontevredenheid, heeft een kans van 71,6% om van partijvoorkeur te wisselen. Een verhoging van de variabele institutionele ontevredenheid van categorie nul naar categorie tien, verhoogt dus in dit geval de kans op het wisselen van partijvoorkeur met 39,9 procentpunten.

4.2.3. Verkiezingsjaar 2006

In Tabel 4.6 staan de resultaten van de logistische regressie voor het verkiezingsjaar 2006.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-0,140 (0,381)	-
Politieke sofisticatie	-0,006 (0,029)	0,994
Institutionele ontevredenheid	0,078 (0,037)*	1,081
Geslacht	0,038 (0,121)	1,039
Leeftijd	-0,223 (0,043)***	0,800
Inkomen huishouden	0,022 (0,032)	1,023
Ideologische extremiteit	-0,122 (0,047)*	0,855
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,150 (0,073)*	1,162
Regeringsdeelname	0,929 (0,190)***	2,531
Tevredenheid regering	-0,004 (0,084)	0,996
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,527 (9,113)***	0,590
Chi ²	102,155***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,102	
N = 1317 (46,9%)		

Tabel 4.6 Resultaten analyse NKO 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Voor het verkiezingsjaar 2006 kunnen 1317 respondenten geanalyseerd worden. Dit is 46,8% van het totaal aantal respondenten dat deel heeft genomen aan het NKO in dit jaar.

De chi-square score van het model als geheel bedraagt 102,155 en is significant bij een criterium van 0,1%. Dit betekent dat met een zekerheid van 99,9% gesteld kan worden dat de toevoeging van de onafhankelijke variabelen ertoe leidt dat de afhankelijke variabele beter voorspeld kan worden. De R-square van Nagelkerke bedraagt 0,102. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 63,3% naar 66,1%.

De variabele politieke sofisticatie is wederom niet significant bij een criterium van 5%. Bovendien is de coëfficiënt van deze variabele erg klein, namelijk -0,006. Als een persoon één stap hoger scoort op deze variabele (op een schaal van nul tot twaalf), dan nemen de odds op het wisselen van partijvoorkeur af met slechts 0,6% $((0,994-1)*100\%)$. Merk op dat de relatie in dit model negatief is: een toename van politieke sofisticatie leidt tot een lagere logged odds en dus tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Dit is in overeenstemming met H2.

Institutionele ontevredenheid heeft daarentegen een significante coëfficiënt bij een criterium van 5%. De relatie is, zoals verwacht, positief, namelijk 0,078. Meer ontevredenheid leidt tot een hogere logged odds en dus tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Als een persoon één stap hoger scoort op de variabele institutionele ontevredenheid (op een schaal van nul tot tien), dan nemen de odds op het wisselen van partijvoorkeur toe met 8,1%.

Leeftijd heeft ook in dit model een significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 0,1%. De coëfficiënt bedraagt -0,223 en is vrijwel even groot als in de vorige twee modellen. De relatie is wederom negatief. Dit is in overeenstemming met de theorie. H5 wordt dus voor de derde keer bevestigd.

De coëfficiënt van de variabele ideologische extremiteit is in dit model significant bij een criterium van 5% en bedraagt -0,122. De relatie is dus, zoals verwacht, negatief. Dit betekent dat een extremere ideologie leidt tot een lagere logged odds en tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. H6 wordt dus bevestigd in het verkiezingsjaar 2006. Indien een persoon één stap hoger scoort op deze variabele (op een schaal van nul tot vijf), dan nemen de odds op het wisselen van partijvoorkeur af met 14,4% $((0,855-1)*100\%)$.

De variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's heeft, net als in het vorige model, een significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 5%. De coëfficiënt heeft een waarde van 0,150. De relatie is dus positief. Meer kijken naar nieuwsprogramma's op tv leidt tot een hogere logged odds en logischerwijs tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. H9 wordt voor de tweede keer bevestigd.

De laatste significante variabele is de interactieterm. Deze variabele is significant bij een criterium van 0,1%. Het is daarom zeer waarschijnlijk dat de relatie tussen de variabele regeringsdeelname en de afhankelijke variabele wordt beïnvloed door de variabele tevredenheid regering. De coëfficiënt van de variabele regeringsdeelname bedraagt 0,929 en is significant bij een criterium van 0,1%. Een persoon die nul scoort op de variabele tevredenheid regering en heeft gestemd op een regeringspartij, heeft een logged odds die 0,929 hoger zijn dan dezelfde persoon die niet op een regeringspartij heeft gestemd. Het verschil tussen de logged odds van de 'regeringspartijstemmer' en de 'niet-regeringspartijstemmer' wordt met elke stap op de variabele tevredenheid regering 0,527 kleiner. Met andere woorden, voor elke stap op de variabele tevredenheid regering neemt de coëfficiënt van de variabele regeringsdeelname af met 0,527. In Tabel 4.7 staat de coëfficiënt van regeringsdeelname voor de verschillende waardes van de variabele tevredenheid regering.

Tevredenheid regering	Coëfficiënt regeringsdeelname
0 – Zeer ontevreden	0,929
1	0,402
2	-0,125
3 – Zeer tevreden	-0,652

Tabel 4.7 Coëfficiënten regeringsdeelname

De tabel kan als volgt geïnterpreteerd worden. De zeer ontevreden 'regeringspartijstemmer' heeft een significant grotere kans om van partij te wisselen dan de zeer ontevreden 'niet-regeringspartijstemmer'. De zeer tevreden 'regeringspartijstemmer' heeft een significant kleinere kans om van partij te wisselen dan de zeer tevreden 'niet-regeringspartijstemmer'. Dit is in overeenstemming met de theorie.

De variabelen inkomen en geslacht zijn wederom niet significant bij een criterium van 5%. H4 en H7 worden voor de derde keer verworpen.

De variabele ideologische extremiteit is voor de tweede keer significant. Daarom is het interessant om de substantiële invloed van deze variabele te bekijken. Dit wordt gedaan voor een persoon met het onderstaande profiel.

- Politieke sofisticatie: 6
- Institutionele ontevredenheid: 5
- Geslacht: 1
- Leeftijd: 3
- Ideologie: 0
- Inkomen: 4
- Regeringspartij: 1
- Tevredenheid regering: 2
- Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's: 2

De kans op het wisselen van partijvoorkeur voor deze persoon bedraagt 46,1%. Een persoon met hetzelfde profiel, maar met een score van vijf op de variabele ideologische extremiteit, heeft een kans van 31.8% op het wisselen van partijvoorkeur. Een verhoging van ideologische extremiteit van

nul naar vijf, verlaagt dus in dit geval de kans op het wisselen van partijvoorkeur met 14,4 procentpunten.

Ook de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's is voor de tweede maal significant. Ook voor deze variabele is het daarom interessant om te kijken naar de substantiële invloed op de afhankelijke variabele. Dit wordt gedaan voor een persoon met het onderstaande profiel.

- Politieke sofisticatie: 6
- Institutionele ontevredenheid: 5
- Geslacht: 1
- Leeftijd: 3
- Ideologie: 2
- Inkomen: 4
- Regeringspartij: 1
- Tevredenheid regering: 2
- Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's: 0

Bovenstaande persoon heeft een kans van 39,7% op het wisselen van partijvoorkeur. Een persoon met hetzelfde profiel, maar met score drie op de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's, heeft een kans van 50,8% op het wisselen van partijvoorkeur. Een verhoging van frequentie kijken naar nieuwsprogramma's van nul naar vijf, verhoogt dus in dit geval de kans op het wisselen van partijvoorkeur met 11,1 procentpunten.

4.2.4. Verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006

Tot slot worden de respondenten van de drie verkiezingsjaren samengevoegd, zodat een analyse uitgevoerd kan worden voor alle jaren gezamenlijk. Hierdoor kan de robuustheid van de gevonden resultaten bepaald worden.

In Tabel 4.8 staan de resultaten van de logistische regressie voor de verkiezingsjaren 1998, 2002 en 2006 gezamenlijk.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-0,396 (0,237)	-
Politieke sofisticatie	0,018 (0,017)	1,018
Institutionele ontevredenheid	0,118 (0,022)***	1,125
Geslacht	0,031 (0,078)	1,032
Leeftijd	-0,224 (0,027)***	0,799
Inkomen huishouden	-0,036 (0,019)	0,964
Ideologische extremiteit	-0,121 (0,032)***	0,886
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,118 (0,050)*	1,125
Regeringsdeelname	0,956 (0,130)***	2,601
Tevredenheid regering	-0,021 (0,057)	0,980
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,345 (0,073)***	0,708
Chi ²	208,424***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,086	
N = 3192 (46,8%)		

Tabel 4.8 Resultaten analyse NKO 1998, 2002, 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

In dit samengevoegde model zijn 3192 respondenten genalyseerd. Dit is 46,8% van het totaal aantal respondenten. Het model is als geheel significant beter dan het model zonder onafhankelijke variabelen. De R-sqaure van Nagelkerk bedraagt 0,086. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 63,4% naar 65,4%.

Op basis van deze analyse kan de conclusie worden getrokken dat de eerder gevonden resultaten robuust zijn. Leeftijd heeft wederom een significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 0,1%. De coëfficiënt is -0,224 en dus vrijwel even groot als tijdens de vorige drie analyses. Ook de invloed van institutionele ontevredenheid op de afhankelijke variabele is significant bij een criterium van 0,1%. De relatie is negatief. De logged odds dalen bij een grotere ontevredenheid en de kans op het wisselen van partijvoorkeur wordt daarom kleiner. Daarnaast heeft ideologische extremiteit een significante invloed bij een criterium 0,1%. De coëfficiënt is negatief. Dit impliceert dat een extremere ideologie leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Verder heeft kijken naar nieuwsprogramma's een significante coëfficiënt bij een criterium van 5%. De relatie is positief, dus meer kijken naar nieuwsprogramma's op tv leidt tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Tot slot is de interactieterm wederom significant bij een criterium van 0,1%. De relatie tussen regeringsdeelname en wisselen van partijvoorkeur wordt beïnvloed door tevredenheid met het gevoerde beleid. De interactieterm heeft een negatieve coëfficiënt van -0,345. Dit betekent dat bij elke stap op de variabele tevredenheid regering, de coëfficiënt van de variabele regeringsdeelname 0,345 kleiner wordt. In Tabel 4.9 staat de coëfficiënt van regeringsdeelname bij de verschillende waardes van tevredenheid regering.

Tevredenheid regering	Coëfficiënt regeringsdeelname
0 – Zeer ontevreden	0,956
1	0,611

2	0,266
3 – Zeer tevreden	-0,079

Tabel 4.9 Coëfficiënten *regeringsdeelname*

Politieke sofisticatie heeft ook in dit model geen significante invloed op het wisselen van partijvoorkeur bij een criterium van 5%. Een stap hoger op de schaal van politieke sofisticatie betekent dat de odds op het wisselen van partijvoorkeur stijgen met slechts 1,8% $((1,018-1)*100\%)$. H1 en H2 worden dus beiden voor de vierde keer verworpen. Tot slot hebben ook de variabelen geslacht en inkomen geen significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 5%.

Laten we nogmaals de substantiële invloed van de variabele institutionele ontevredenheid nader beschouwen. Dit wordt gedaan aan de hand van een persoon met onderstaand profiel.

- Politieke sofisticatie: 6
- Institutionele ontevredenheid: 0
- Geslacht: 1
- Leeftijd: 3
- Ideologie: 2
- Inkomen: 4
- Regeringspartij: 1
- Tevredenheid regering: 2
- Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's: 2

Bovenstaande persoon heeft een kans van 30,7% om van partij te wisselen. Een tweede persoon met hetzelfde profiel, maar een score van tien op de variabele institutionele ontevredenheid, heeft een kans van 59,1% om van partijvoorkeur te wisselen. Een verhoging van de variabele institutionele

ontevredenheid van categorie nul naar categorie tien, verhoogt dus in dit geval de kans op het wisselen van partijvoorkeur met 28,4 procentpunten.

Het is tevens interessant om te kijken naar de substantiële invloed van de interactieterm. Dit wordt gedaan aan de hand van een persoon met onderstaand profiel.

- Politieke sofisticatie: 6
- Institutionele ontevredenheid: 0
- Geslacht: 1
- Leeftijd: 3
- Ideologie: 2
- Inkomen: 4
- Regeringspartij: 1
- Tevredenheid regering: 0
- Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's: 2

Deze zeer ontevreden regeringspartijstemmer heeft een kans van 80,8% om van partijvoorkeur te wisselen. Indien deze persoon zeer tevreden oordeelt over het gevoerde beleid, dan is de kans om van partijvoorkeur te wisselen 60,0%. Het verschil is 20,8 procentpunten.

4.3. Tweede analyse

Uit de eerste analyse kan de conclusie getrokken worden dat politieke sofisticatie geen significante invloed heeft op de kans dat een individu van partij wisselt. Zowel H1 als H2 kan daarom op basis van de eerste analyse verworpen worden.

In de tweede analyse zal een alternatieve operationalisering van de variabele politieke sofisticatie gebruikt worden. Bij de factor analyse in paragraaf 3.3.5. bleek dat de variabele opleidingsniveau het minst sterk laadt op de onderliggende factor. In 2002 was de score van opleidingsniveau zelfs lager dan de grenswaarde van 0,4 (zie Tabel 3.9). Daarom is het interessant om de index politieke sofisticatie voor de tweede analyse alleen op te bouwen uit de variabelen politieke kennis en politieke interesse. Op die manier kan gekeken worden of de ‘slechte’ resultaten uit de eerste analyse niet worden veroorzaakt door een foutieve operationalisering.

De alternatieve index voor politieke sofisticatie heeft een minimale waarde van nul (geen politieke kennis, geen interesse in politiek) en een maximale waarde van acht (veel politieke kennis, veel interesse in politiek). De variabele opleidingsniveau zal als ‘losse’ variabele in de analyse worden toegevoegd. De minimale score voor opleidingsniveau is nul (basisonderwijs) en de maximale score is vier (hbo of universiteit). Zie Tabel 3.4 voor de frequentietabellen van de variabele opleidingsniveau en zie Tabel 4.10 voor de frequentietabellen van de alternatieve operationalisering van de variabele politieke sofisticatie.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Lage mate van sofisticatie	51	2,4%	4	0,2%	19	0,7%
1	252	12,0%	54	2,8%	110	3,9%
2	448	21,3%	169	8,9%	241	8,6%
3	335	15,9%	261	13,7%	555	19,8%
4	314	14,9%	344	18,0%	565	20,1%
5	276	13,1%	323	16,9%	469	16,7%

6	203	9,7%	315	16,5%	379	13,5%
7	147	7,0%	265	13,9%	195	6,9%
8 – Hoge mate van sofisticatie	75	3,6%	172	9,0%	90	3,2%
Missing	-	-	-	-	183	6,5%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 4.10 *Mate van politieke sofisticatie (alternatieve operationalisering)*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

4.3.1. Verkiezingsjaar 1998

In Tabel 4.11 staan de resultaten van de tweede logistische regressie voor het verkiezingsjaar 1998.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	0,203 (0,492)	-
Politieke sofisticatie (alternatieve operationalisering)	-0,051 (0,048)	0,950
Institutionele ontevredenheid	0,073 (0,047)	1,076
Opleidingsniveau	0,115 (0,070)	1,122
Geslacht	0,001 (0,164)	1,001
Leeftijd	-0,216 (0,063)***	0,806
Inkomen huishouden	-0,056 (0,047)	0,946
Ideologische extremiteit	-0,092 (0,067)	0,912
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	-0,002 (0,108)	0,998
Regeringsdeelname	0,117 (0,311)	1,125
Tevredenheid regering	0,019 (0,129)	1,019
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,155 (0,157)	0,856
Chi ²	31,656***	

Nagelkerke pseudo R ²	0,054
N = 810 (38,6%)	

Tabel 4.11 Resultaten tweede analyse NKO 1998

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Het model als geheel is significant bij een criterium van 0,1%. Het toevoegen van de onafhankelijke variabele leidt er dus toe dat de afhankelijke variabele significant beter voorspeld kan worden. De pseudo R-square van Nagelkerke toont dat dit model iets beter is dan het eerste model. Het eerste model had namelijk een R-square van 0,049 en dit model heeft een R-square van 0,054. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 68,3% naar 68,8%. Concluderend kan gesteld worden dat dit tweede model als geheel iets beter presteert dan het eerste model.

Politieke sofisticatie heeft in dit model geen significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 5%. De coëfficiënt is tevens erg klein, namelijk -0,051. De invloed van politieke sofisticatie op de logged odds van het wisselen van partijvoorkeur is daarom verwaarloosbaar. Merk op dat de coëfficiënt een negatieve richting heeft. In het eerste model had de coëfficiënt een positieve richting.

De variabele opleidingsniveau heeft geen significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 5%. Ook de invloed van opleidingsniveau op de kans op het wisselen van partijvoorkeur is daarom te verwaarlozen. De richting van de coëfficiënt is positief. Een hoger opleidingsniveau leidt tot een hogere logged odds en als gevolg tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur.

Verder is het tweede model niet substantieel anders dan het eerste model. De variabele leeftijd is nog steeds significant bij een criterium van 0,1% en de coëfficiënt is vrijwel even groot als in het eerste model. De andere variabelen zijn, net als in het eerste model, niet significant bij een criterium

van 5%. Ook de coëfficiënten van de overige variabelen zijn vergelijkbaar met de coëfficiënten in het eerste model.

4.3.2. Verkiezingsjaar 2002

In Tabel 4.12 staan de resultaten van de tweede logistische regressie analyse voor het verkiezingsjaar 2002.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-1,301 (0,487)	-
Politieke sofisticatie (alternatieve operationalisering)	-0,011 (0,042)	0,989
Institutionele ontevredenheid	0,171 (0,039)***	1,186
Opleidingsniveau	0,050 (0,062)	1,051
Geslacht	0,127 (0,140)	1,135
Leeftijd	-0,198 (0,052)***	0,820
Inkomen huishouden	-0,060 (0,035)	0,942
Ideologische extremiteit	-0,131 (0,058)*	0,877
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,185 (0,096)*	1,243
Regeringsdeelname	1,738 (0,253)***	5,685
Tevredenheid regering	0,019 (0,116)	1,019
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,338 (0,139)*	0,713
Chi ²	141,352***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,168	
N = 1065 (55,8%)		

Tabel 4.12 Resultaten tweede analyse NKO 2002

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Het model als geheel is significant beter dan een model zonder onafhankelijke variabelen bij een criterium van 0,1%. Het model is niet krachtiger dan het eerste model. Zowel model één als model twee heeft namelijk een pseudo R-square van 0,168. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 59,8% naar 66,1%

In dit model blijkt wederom dat politieke sofisticatie geen significante invloed heeft op de kans om van partijvoorkeur te wisselen bij een criterium van 5%. Merk op dat de coëfficiënt een negatieve richting heeft. In het eerste model had de coëfficiënt een positieve richting. Eén stap hoger op de schaal politieke sofisticatie leidt tot een daling van de odds op het wisselen van partijvoorkeur met 1,1% $((0,989-1)*100\%)$. Deze daling is, zoals gezegd, niet significant en kan dus verwaarloosd worden.

Opleidingsniveau heeft tevens in 2002 geen significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 5%. Verder wijkt model twee niet veel af van model één. De variabelen die significant waren in model één, zijn ook significant bij hetzelfde criterium in model twee. De coëfficiënten zijn bovendien vrijwel gelijk.

4.3.3. Verkiezingsjaar 2006

In Tabel 4.13 staan de resultaten van de tweede logistische regressie analyse voor het verkiezingsjaar 2006.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-0,029 (0,388)	-
Politieke sofisticatie (alternatieve operationalisering)	0,041 (0,042)	1,042
Institutionele ontevredenheid	0,076 (0,037)*	1,079
Opleidingsniveau	-0,087 (0,060)	0,917

Geslacht	0,021 (0,122)	1,022
Leeftijd	-0,248 (0,046)***	0,781
Inkomen huishouden	0,027 (0,032)	1,027
Ideologische extremiteit	-0,127 (0,048)**	0,881
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,141 (0,073)	1,151
Regeringsdeelname	0,954 (0,191)***	2,597
Tevredenheid regering	0,004 (0,084)	1,004
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,542 (0,113)***	0,582
Chi ²	104,475***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,104	
N = 1317 (46,9%)		

Tabel 4.13 Resultaten tweede analyse NKO 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Het model als geheel is significant bij een criterium van 0,1%. Dit tweede model is bovendien iets krachtiger dan het eerste model. De R-square van Nagelkerke bedraagt namelijk 0,104. De R-square van het eerste model heeft een waarde van 0,102. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 63,3% naar 65,8%.

De variabele politieke sofisticatie heeft wederom geen significante coëfficiënt bij een criterium van 5%. In het eerste model had de coëfficiënt een negatieve richting, maar in dit model is de relatie positief. Een hogere politieke sofisticatie leidt tot een hoger logged odds en dus tot een grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Echter, er is een aanzienlijke kans dat deze relatie op toeval berust.

De coëfficiënt van de variabele opleidingsniveau is tevens niet significant bij een criterium van 5%.

Merk op dat de niet significante coëfficiënt in deze analyse een negatieve richting heeft. In de vorige

twee analyses had de coëfficiënt van opleidingsniveau een positieve richting. Een negatieve coëfficiënt impliceert dat een hoger opleidingsniveau leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur.

Verder is het tweede model niet sterk veranderd ten opzichte van het eerste model. De variabelen leeftijd, institutionele ontevredenheid en ideologische extremiteit zijn ook in dit model significant. Dit geldt tevens voor de interactieterm. De coëfficiënten van deze variabelen zijn tevens niet sterk veranderd. De enige belangrijke verandering is opgetreden bij de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's. In het eerste model was deze variabele significant bij een criterium van 5%. Dit geldt niet voor het tweede model. Echter, de coëfficiënt is niet heel sterk veranderd (van 0,150 naar 0,141). De *p-waarde* in het tweede model bedraagt 0,053. Dit betekent dat de coëfficiënt net niet significant is bij een criterium van 5%.

4.3.4. Verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006

In Tabel 4.14 staan de resultaten van de tweede logistische regressie voor de verkiezingsjaren 1998, 2002 en 2006 gezamenlijk.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-0,420 (0,243)	-
Politieke sofisticatie (alternatieve operationalisering)	0,010 (0,024)	1,010
Institutionele ontevredenheid	0,118 (0,023)***	1,126
Opleidingsniveau	0,032 (0,035)	1,032
Geslacht	0,035 (0,079)	1,036
Leeftijd	-0,220 (0,029)***	0,803
Inkomen huishouden	-0,037 (0,019)	0,964

Ideologische extremiteit	-0,121 (0,032)***	0,886
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,121 (0,050)*	1,128
Regeringsdeelname	0,953 (0,130)***	2,594
Tevredenheid regering	-0,021 (0,057)	0,979
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,343 (0,073)***	0,709
Chi ²	208,621 ***	-
Nagelkerke pseudo R ²	0,087	
N = 3192 (46,8%)		

Tabel 4.14 Resultaten tweede analyse NKO 1998, 2002, 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

De chi-square score toont dat het model als geheel significant is bij een criterium van 0,1%. Het model heeft een R-square van 0,087. Ook het eerste model had deze R-square. Dit model is daarom niet krachtiger dan het eerste model. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 63,4% naar 65,6%.

De bovenstaande resultaten bevestigen dat politieke sofisticatie en opleidingsniveau geen significante invloed hebben op de afhankelijke variabele bij een criterium van 5%. De resultaten van de tweede analyse zijn daarom robuust te noemen.

De resultaten van het tweede model wijken verder weinig af van de resultaten van het eerste model.

De significantieniveaus en coëfficiënten zijn in model twee vrijwel gelijk aan de significantieniveaus en coëfficiënten in model één. Institutionele ontevredenheid, leeftijd, ideologische extremiteit en frequentie kijken naar nieuwsprogramma's zijn ook in dit model significant bij een minimaal criterium van 5%. Dit geldt tevens voor de interactieterm.

4.4. Derde analyse

Voor de derde analyse wordt de variabele institutionele ontevredenheid op een alternatieve wijze geoperationaliseerd. Tot nu toe is in een aantal modellen gebleken dat institutionele ontevredenheid van invloed is op de kans dat iemand van partij wisselt. Deze relatie is positief. De kans op het wisselen van partijvoorkeur neemt dus toe als de institutionele ontevredenheid toeneemt. Het is interessant om te kijken of deze relatie ‘standhoudt’ als er gebruik wordt gemaakt van een alternatieve operationalisering.

In paragraaf 3.4.4. werd een factoranalyse uitgevoerd. In deze analyse werd bekeken hoe sterk de variabelen vertrouwen in politieke partijen, vertrouwen in het parlement, vertrouwen in politici en tevredenheid met het functioneren van de Nederlandse democratie laden op een onderliggende dimensie (zie Tabel 3.15). De variabele tevredenheid met het functioneren van de Nederlandse democratie laadde in elk verkiezingsjaar het minst sterk op de onderliggende factor institutionele ontevredenheid. De coëfficiënt voor deze variabele was in 1998 en 2002 zelfs lager dan de grenswaarde van 0,4. Daarom wordt ervoor gekozen deze variabele niet te gebruiken voor de alternatieve operationalisering van de variabele institutionele ontevredenheid. Alleen de variabelen vertrouwen in politieke partijen, vertrouwen in het parlement en vertrouwen in politici worden dus gebruikt voor de alternatieve operationalisering.

De nieuwe index heeft een minimale waarde van nul (zeer tevreden) en een maximale waarde van zeven (zeer ontevreden). Zie Tabel 4.15 voor de frequentietabellen.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
0 – Zeer tevreden	11	0,5%	13	0,7%	6	0,2%

1	110	5,2%	8,3	4,4%	102	3,6%
2	322	15,3%	328	17,2%	431	15,4%
3	229	10,9%	353	18,5%	394	14,0%
4	181	8,6%	289	15,2%	363	12,9%
5	153	7,3%	277	14,5%	290	10,3%
6	103	4,9%	132	6,9%	169	6,0%
7 – Zeer ontevreden	29	1,4%	13	0,7%	45	1,6%
Missing	963	45,8%	419	22,0%	1006	35,9%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 4.15 Institutionele ontevredenheid (alternatieve operationalisering)

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

Een tweede verandering in de derde analyse ten opzichte van de eerste analyse is dat de variabele leeftijd niet in categorieën zal worden toegevoegd, maar in jaren.

4.4.1. Verkiezingsjaar 1998

In Tabel 4.16 staan de resultaten van de derde analyse voor het verkiezingsjaar 1998.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	0,682 (0,490)	-
Politieke sofisticatie	0,012 (0,033)	1,012
Institutionele ontevredenheid (alternatieve operationalisering)	0,092 (0,053)	1,097
Geslacht	-0,042 (0,162)	0,959
Leeftijd	-0,028 (0,006)***	0,973
Inkomen huishouden	-0,048 (0,047)	0,953

Ideologische extremititeit	-0,092 (0,067)	0,912
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	-0,032 (0,107)	0,968
Regeringsdeelname	0,163 (0,309)	1,177
Tevredenheid regering	0,035 (0,127)	1,035
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,178 (0,155)	0,837
Chi ²	30,812***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,052	
N = 811 (38,6%)		

Tabel 4.16 Resultaten derde analyse NKO 1998

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

De chi-square score toont dat het model als geheel significant is bij een criterium van 0,1%. Het model met onafhankelijke variabelen is dus significant beter dan het model zonder onafhankelijke variabelen. De R-square van Nagelkerke bedraagt 0,052. Dit model is daarmee iets krachtiger dan het eerste model van het verkiezingsjaar 1998. Het eerste model had namelijk een R-square van 0,049. De verbetering is niet groot. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabele van 68,2% naar 68,6%.

De variabele institutionele ontevredenheid is ook in dit model niet significant bij een criterium van 5%. Dit betekent dat iemands institutionele ontevredenheid geen significante invloed heeft op zijn of haar keuze om van partij te wisselen. De richting van de coëfficiënt is, net als in het eerste model, positief. Dit impliceert een positieve relatie: stijgt de institutionele ontevredenheid dan stijgen de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur. De coëfficiënt in dit model is groter dan in het eerste model (0,092 en 0,071 respectievelijk). Er dient echter rekening mee gehouden te worden dat institutionele ontevredenheid in dit model zeven categorieën heeft en in het eerste model tien. In model één kunnen de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur stijgen met maximaal 0,71 (10*0,071). In het derde model kunnen de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur stijgen

met maximaal 0,644 ($7 \times 0,092$). De relatie in model drie is daarom zwakker dan de relatie in model één.

Leeftijd heeft ook in de alternatieve operationalisering een significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 0,1%. De relatie is, net als in de voorgaande modellen, negatief. Een hogere leeftijd leidt tot een lagere logged odds en tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Als leeftijd toeneemt met één jaar dan nemen de odds op het wisselen van partijvoorkeur af met 2,7% ($(0,973-1) \times 100\%$).

De rest van het model wijkt weinig af van het eerste model. Zowel de significantieniveaus als de coëfficiënten zijn niet substantieel veranderd ten opzichte van het eerste model.

4.4.2 Verkiezingsjaar 2002

In Tabel 4.17 staan de resultaten van de derde logistische regressie analyse voor het verkiezingsjaar 2002.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-0,901 (0,464)	-
Politieke sofisticatie	0,019 (0,030)	1,019
Institutionele ontevredenheid (alternatieve operationalisering)	0,213 (0,048)***	1,237
Geslacht	0,147 (0,137)	1,158
Leeftijd	-0,022 (0,005)***	0,978
Inkomen huishouden	-0,060 (0,034)	0,942
Ideologische extremiteit	-0,123 (0,056)*	0,884
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,191 (0,093)*	1,210

Regeringsdeelname	1,748 (0,247)***	5,745
Tevredenheid regering	-0,017 (0,113)	0,983
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,347 (0,137)*	0,707
Chi ²	150,178***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,173	
N = 1097 (57,5%)		

Tabel 4.17 Resultaten derde analyse NKO 2002

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Het model als geheel is significant bij een criterium van 0,1%. De R-square van Nagelkerke heeft een waarde van 0,173. De R-square in het eerste model bedroeg 0,165. Dit model is daarom iets krachtiger dan het eerste model. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 59,3% naar 66,2%.

De variabele institutionele ontevredenheid heeft net als in het eerste model een significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 0,1%. Dit betekent dat met een zekerheid van 99,9% gesteld kan worden dat iemands institutionele ontevredenheid van invloed is op zijn of haar keuze om van partij te wisselen. De coëfficiënt heeft een waarde van 0,213 en is daarmee groter dan de coëfficiënt in het eerste model (0,169). De richting van de relatie is gelijk, namelijk positief. De relatie in model drie is zwakker dan de relatie in model één. De logged odds op het wisselen van partijvoorkeur kunnen in model één maximaal stijgen met 1,69 (10*0,169). In model kunnen de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur maximaal stijgen met 1,491 (7*0,213).

De variabele leeftijd heeft een significante coëfficiënt bij een criterium van 0,1%. De coëfficiënt bedraagt -0,022. Dit betekent dat de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur afnemen met 0,022 als leeftijd stijgt met één jaar. De relatie is dus negatief. Als leeftijd toeneemt met één jaar, dan dalen de odds op het wisselen van partijvoorkeur met 2.2% ((0,978-1)*100%).

Model drie wijkt verder niet substantieel af van model één. De variabelen die in model één significant waren, zijn ook in dit model significant bij hetzelfde criterium. De coëfficiënten in model drie zijn tevens vergelijkbaar met de coëfficiënten in model één.

4.4.3. Verkiezingsjaar 2006

In Tabel 4.18 staan de resultaten van de derde analyse voor het verkiezingsjaar 2006.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	0,171 (0,383)	-
Politieke sofisticatie	-0,010 (0,028)	0,990
Institutionele ontevredenheid (alternatieve operationalisering)	0,073 (0,044)	1,075
Geslacht	0,037 (0,121)	1,038
Leeftijd	-0,020 (0,004)***	0,980
Inkomen huishouden	0,020 (0,032)	1,020
Ideologische extremiteit	-0,123 (0,047)**	0,884
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,138 (0,072)	1,148
Regeringsdeelname	0,910 (0,189)***	2,485
Tevredenheid regering	-0,004 (0,083)	0,996
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,536 (0,112)***	0,585
Chi ²	98,164***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,098	
N = 1322 (47,1%)		

Tabel 4.18 Resultaten derde analyse NKO 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

De chi-square score toont dat het model als geheel significant is bij een criterium van 0,1%. De R-square van Nagelkerke is 0,098. Dit model is daarmee iets zwakker dan het eerste model, aangezien de R-square van het eerste model 0,102 bedraagt. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 63,3% naar 65,8%

De belangrijkste verandering in dit model ten opzichte van het eerste model is dat de coëfficiënt van de variabele institutionele ontevredenheid niet meer significant is bij een criterium van 5%. Dit betekent dat voor het verkiezingsjaar 2006 er geen significante relatie bestaat tussen institutionele ontevredenheid en de afhankelijke variabele. In model één was er wél sprake een significante relatie. De operationalisering van de variabele institutionele ontevredenheid heeft dus voor het jaar 2006 invloed op de relatie tussen de variabele en de kans op het wisselen van partijvoorkeur.

De variabele leeftijd heeft een significante invloed op de afhankelijke variabele bij een criterium van 0,1%. De relatie is negatief. Dit betekent dat een hogere leeftijd leidt tot een lagere logged odds en tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. De odds op het wisselen van partijvoorkeur dalen met 2%, als leeftijd toeneemt met één jaar $((0.980-1)*100)$.

Het derde model wijkt verder weinig af van het eerste model. De significantieniveaus en de waarden van de coëfficiënten zijn in model drie vrijwel hetzelfde als in model één.

4.4.4. Verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006

In Tabel 4.19 staan de resultaten van de vierde analyse voor de verkiezingsjaren 1998, 2002 en 2006 gezamenlijk.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-0,618 (0,224)	-
Politieke sofisticatie	-0,001 (0,017)	0,999
Institutionele ontevredenheid (alternatieve operationalisering)	0,100 (0,026)***	1,105
Geslacht	0,020 (0,077)	1,020
Leeftijd	-0,008 (0,002)***	0,994
Inkomen huishouden	-0,006 (0,019)	0,995
Ideologische extremiteit	-0,109 (0,031)***	0,897
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,056 (0,048)	1,058
Regeringsdeelname	0,892 (0,128)***	2,441
Tevredenheid regering	-0,059 (0,056)	0,942
Regeringsdeelname*Tevredenheid regering	-0,318 (0,072)***	0,727
Chi ²	169,166***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,070	
N = 3230 (47,4%)		

Tabel 4.19 Resultaten derde analyse NKO 1998, 2002, 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Het model is als geheel significant bij een criterium van 0,1%. De R-square van Nagelkerke toont dat dit model iets zwakker is dan het eerste model. De R-square bedraagt namelijk 0,070, terwijl de R-square van het eerste model 0,086 bedraagt. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijk variabelen van 63,2% naar 65,8%.

De variabele institutionele ontevredenheid is net als in het eerste model significant bij een criterium van 0,1%. De invloed van institutionele ontevredenheid op de afhankelijke variabele is wél kleiner dan in het eerste model, aangezien de coëfficiënt kleiner is geworden. De logged odds op het

wisselen van partijvoorkeur kunnen in het eerste model stijgen met maximaal 1,18 ($0,118 \cdot 10$). In dit model is de stijging maximaal 0,700 ($0,100 \cdot 7$).

Ook de variabele leeftijd is in dit model significant bij een criterium van 0,1%. De relatie is negatief, hetgeen impliceert dat de kans op het wisselen van partijvoorkeur daalt als de leeftijd toeneemt. De odds op het wisselen van partijvoorkeur dalen met 0,6% als de leeftijd toeneemt met één jaar ($(0,994-1) \cdot 100\%$).

Opvallend is verder dat de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's op tv geen significante invloed heeft op de afhankelijke variabele bij een criterium van 5%. In het eerste model was dit wél het geval. De coëfficiënt van deze variabele is daarnaast behoorlijk gedaald ten opzichte van eerste model. De rest van het derde model wijkt niet sterk af van het eerste model.

4.5. Vierde analyse

In deze laatste analyse zullen twee variabelen nader bestudeerd worden. Dit zijn de variabelen ideologische extremiteit en frequentie kijken naar nieuwsprogramma's op tv. Deze zijn interessant, omdat beide in een aantal modellen een significante invloed hadden op de afhankelijke variabele.

Ideologische extremiteit bleek in veel modellen een negatieve invloed te hebben op de afhankelijke variabele. Met andere woorden, een extremere ideologie leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Het is interessant om te kijken of er een verschil bestaat tussen extreem linkse respondenten en extreem rechtse mensen. De verwachting is dat extreem linkse mensen volatieler zijn. Op de linkerkzijde van het politieke spectrum zijn namelijk meer politieke partijen dan op de rechterzijde van het spectrum. Extreem linkse mensen hebben daarom meer partijen die enigszins acceptabel zijn dan extreem rechtse mensen en de kans op het wisselen van partijvoorkeur is logischerwijs groter. Op de linkerkzijde bestaan de SP, GroenLinks, de PvdA en de ChristenUnie. Op de

rechterzijde de VVD. De PVV is een twijfelgeval. Deze partij wordt vaak ook als rechts bestempeld, maar is sociaal-economisch eerder een linkse dan een rechtse partij. Ook de SGP is een rechtse partij, maar gezien de streng christelijke ideologie zal deze partij voor weinig mensen een serieuze optie zijn.

De oorspronkelijke variabele ideologie heeft een minimale waarde van nul (extreem links) en een maximale waarde van 10 (extreem rechts). De oorspronkelijke variabele zal worden gehercodeerd.

De waardes nul en één krijgen score één. Dit betekent extreem links. De waardes twee en drie krijgen score twee en dit staat voor links. De waardes vier, vijf en zes krijgen score drie. Score drie staat voor centrum. De waardes zeven en acht krijgen score vier en dit staat voor rechts. Negen en tien worden score vijf en dit betekent extreem rechts. In Tabel 4.20 staan de frequentietabellen voor deze nieuwe variabele.

	1998		2002		2006	
	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage	Frequentie	Percentage
1 – Extreem links	78	3,7%	59	3,1%	128	4,6%
2 – Links	393	18,7%	409	21,4%	429	15,3%
3 – Centrum	921	43,8	895	46,9%	970	34,6%
4 – Rechts	476	22,7%	454	23,8%	719	25,6%
5 – Extreem rechts	71	3,4%	54	2,8%	99	3,5%
Missing	162	7,7%	36	1,9%	461	16,4%
Totaal	2101	100%	1907	100%	2806	100%

Tabel 4.20 *Ideologie*

Bron: NKO 1998, 2002, 2006

Voor de analyse zal deze variabele in dummy's worden toegevoegd. De categorie extreem links is de referentiecategorie. Op deze manier is te bepalen of er een significant verschil bestaat tussen extreem rechtse en extreem linkse mensen.

Ook de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's op tv bleek in een aantal modellen een significante invloed te hebben op de afhankelijke variabele. In het theoretisch kader (hoofdstuk 2) werd reeds gesuggereerd dat het mogelijk is dat deze relatie wordt beïnvloed door de variabele politieke sofisticatie. De gedachte hierbij is dat mensen met een hoge mate van sofisticatie zich minder laten beïnvloeden door personen dan mensen met een lage sofisticatie. In het vierde model zal daarom een tweede interactieterm worden toegevoegd (frequentie kijken naar nieuwsprogramma's*politieke sofisticatie).

De overige variabelen in de analyse zijn gelijk aan de variabelen in het eerste model.

4.5.1. Verkiezingsjaar 1998

In Tabel 4.21 staan de resultaten van de vierde analyse voor het verkiezingsjaar 1998.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	0,958 (0,778)	-
Politieke sofisticatie	-0,111 (0,082)	0,895
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	-0,415 (0,275)	0,661
Nieuwsprogramma's*sofisticatie	0,061 (0,040)	1,063
Extreem links vs links	-0,034 (0,443)	0,966
Extreem links vs centrum	0,049 (0,431)	1,051
Extreem links vs rechts	-0,187 (0,447)	0,830

Extreem links versus extreem rechts	-0,190 (0,650)	0,827
Institutionele ontevredenheid	0,069 (0,047)	1,071
Geslacht	-0,045 (0,164)	0,956
Leeftijd	-0,254 (0,058)***	0,776
Inkomen	-0,042 (0,047)	0,959
Regeringsdeelname	0,189 (0,313)	1,208
Tevredenheid regering	0,042 (0,129)	1,043
Regeringsdeelname*tevredenheid regering	-0,194 (0,156)	0,824
Chi ²	30,615**	
Nagelkerke pseudo R ²	0,052	
N = 810 (38,6%)		

Tabel 4.21 Resultaten vierde analyse NKO 1998

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

De chi-square score toont dat het model als geheel significant is bij een criterium van 1%. Dit model is iets sterker dan het eerste model, aangezien de R-square in dit model hoger is dan in het eerste model (0,052 en 0,049 respectievelijk). Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 68,1% naar 68,4%.

Opvallend is dat geen enkele dummy een significante coëfficiënt heeft bij een criterium van 5%. Dit betekent dat de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur niet significant hoger of lager zijn voor de categorieën links, centrum, rechts en extreem rechts ten opzichte van de categorie extreem links. De richting van de coëfficiënt van de dummy extreem links versus extreem rechts heeft wél de verwachte richting. De logged odds op het wisselen van partijvoorkeur zijn namelijk 0,190 lager voor een extreem rechtse kiezer dan voor een extreem linkse kiezer. De kans op het wisselen van partijvoorkeur is logischerwijs kleiner voor iemand die extreem rechts is dan voor iemand die

extreem links is. Het is overigens vreemd dat de eerste en de derde dummy een negatieve richting hebben. Dit impliceert namelijk dat linkse en rechtse kiezers een kleinere kans hebben op het wisselen van partijvoorkeur dan extreem linkse kiezers, terwijl de eerste drie analyses hebben uitgewezen dat een extremere ideologie leidt tot een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur.

De interactieterm nieuwsprogramma's*sofisticatie heeft tevens geen significante coëfficiënt. Dit betekent dat de relatie tussen kijken naar nieuwsprogramma's op tv niet significant wordt beïnvloed door de variabele politieke sofisticatie. De coëfficiënt heeft ook niet de verwachte richting. De coëfficiënt van de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's bedraagt -0,415 voor iemand met score nul op de variabale politieke sofisticatie. Elke stap hoger op de variabele politieke sofisticatie betekent dat de coëfficiënt van de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's toeneemt met 0,061. Stel, twee personen hebben score twee voor de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's. Persoon A heeft heel veel sofisticatie (score twaalf) en persoon B heeft weinig sofisticatie (score nul). De coëfficiënt voor persoon A bedraagt 0,713 en de coëfficiënt voor persoon B bedraagt -0,415. De logged odds voor persoon A zijn dus hoger dan de logged odds van persoon B. Dit is in tegenstrijd met de verwachting.

Het is in principe mogelijk dat niet frequentie kijken naar nieuwsprogramma's de hoofdterm is, maar politieke sofisticatie. Vanuit theoretisch perspectief is dit echter niet plausibel.

De rest van dit model wijkt niet substantieel af van het eerste model. De coëfficiënten en significantieniveaus zijn nauwelijks veranderd ten opzichte van model één.

4.5.2. Verkiezingsjaar 2002

In Tabel 4.22 staan de resultaten van de vierde analyse voor het verkiezingsjaar 2002.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-1,454 (0,847)	-
Politieke sofisticatie	-0,025 (0,084)	0,975
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,074 (0,295)	1,077
Nieuwsprogramma's*sofisticatie	0,014 (0,037)	1,014
Extreem links vs links	0,221 (0,427)	1,247
Extreem links vs centrum	0,291 (0,419)	1,337
Extreem links vs rechts	0,076 (0,431)	1,079
Extreem links versus extreem rechts	0,107 (0,660)	1,112
Institutionele ontevredenheid	0,176 (0,040)***	1,192
Geslacht	0,124 (0,141)	1,132
Leeftijd	-0,205 (0,049)***	0,814
Inkomen	-0,053 (0,035)	0,948
Regeringsdeelname	1,727 (0,252)***	5,626
Tevredenheid regering	0,010 (0,116)	1,010
Regeringsdeelname*tevredenheid regering	-0,332 (0,138)*	0,717
Chi ²	137,736***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,164	
N = 1065 (55,8%)		

Tabel 4.22 Resultaten vierde analyse NKO 2002

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Het model is als geheel significant bij een criterium van 0,1%. Het model is wat betreft sterkte vergelijkbaar met het eerste model, aangezien de R-square van dit model 0,164 is en van model één 0,165. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 59,8% naar 65,4%.

Ook in dit model zijn de dummy's van de variabele ideologie niet significant bij een criterium van 5%. Dit betekent dat de logged odds op het wisselen van partijvoorkeur niet significant hoger of lager zijn voor de categorieën links, centrum, rechts en extreem rechts ten opzichte van de categorie extreem links. De richting van de laatste dummy (extreem links versus extreem rechts) heeft tevens niet de verwachte richting. De coëfficiënt bedraagt namelijk 0,176 en dit betekent dat de logged odds van een extreem rechtse stemmer hoger zijn dan van een extreem linkse kiezer. Een extreem rechtse kiezer heeft daarom een grotere kans om van partij te wisselen dan een extreem linkse kiezer.

De interactieterm nieuwsprogramma's*sofisticatie heeft geen significante coëfficiënt bij een criterium van 5%. Dit betekent dat de relatie tussen kijken naar nieuwsprogramma's op tv niet significant wordt beïnvloed door de variabele politieke sofisticatie. Net als in het verkiezingsjaar 1998 heeft de coëfficiënt van de interactieterm niet de verwachte richting. De rest van dit vierde model wijkt niet substantieel af van het eerste model.

4.5.3. Verkiezingsjaar 2006

In Tabel 4.23 staan de resultaten van de vierde logistische regressie voor het verkiezingsjaar 2006.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-1,002 (0,616)	-
Politieke sofisticatie	0,063 (0,064)	1,065
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,424 (0,239)	1,528
Nieuwsprogramma's*sofisticatie	-0,037 (0,031)	0,964
Extreem links vs links	0,036 (0,294)	1,037
Extreem links vs centrum	0,319 (0,288)	1,375
Extreem links vs rechts	-0,075 (0,308)	0,928
Extreem links versus extreem rechts	0,042 (0,422)	1,043

Institutionele ontevredenheid	0,076 (0,037)*	1,079
Geslacht	0,056 (0,122)	1,057
Leeftijd	-0,235 (0,043)***	0,791
Inkomen	0,026 (0,032)	1,026
Regeringsdeelname	0,980 (0,203)***	2,664
Tevredenheid regering	0,006 (0,086)	1,007
Regeringsdeelname*tevredenheid regering	-0,526 (0,113)***	0,591
Chi ²	105,404***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,105	
N = 1317 (46,9%)		

Tabel 4.23 Resultaten vierde analyse NKO 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

De chi-square waarde toont dat het model als geheel significant is bij een criterium van 0,1%. Dit model is niet substantieel krachtiger dan het eerste model. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 63,3% naar 65,8%.

De dummy's van de variabele ideologie zijn wederom niet significant bij een criterium van 5%. De coëfficiënt van de laatste dummy (extreem links versus extreem rechts) heeft bovendien niet de verwachte richting. Ook de richting van de derde dummy (extreem links versus rechts) heeft een onverwachte richting. De coëfficiënt bedraagt namelijk -0,075. Dit betekent dat de logged van een rechtse kiezer lager zijn dan de logged odds van een extreem linkse kiezer. De rechtse kiezer heeft daarom een kleinere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Dit strookt niet met de resultaten uit de eerste drie analyses.

De coëfficiënt van de interactieterm nieuwsprogramma's*sofisticatie is, net als in de vorige twee analyses, niet significant bij een criterium van 5%. De relatie tussen frequentie kijken naar nieuwsprogramma's en de afhankelijke variabele wordt dus niet beïnvloed door de variabele politieke sofisticatie. Merk op dat de coëfficiënt wél de verwachte richting heeft. De coëfficiënt van de variabele frequentie kijken naar nieuwsprogramma's is 0,424 bij een score van nul op de variabele politieke sofisticatie. Elke stap hoger op de variabele sofisticatie, verlaagt de coëfficiënt met 0,037. De invloed van frequentie kijken naar nieuwsprogramma's is dus kleiner voor mensen met een hoge mate van politieke sofisticatie dan voor mensen met een lage mate van politieke sofisticatie. De rest van het model wijkt niet substantieel af van model één.

4.5.4. Verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006

In Tabel 4.24 staan de resultaten van de vierde analyse voor de verkiezingsjaren 1998, 2002 en 2006 gezamenlijk.

	B-coëfficiënt (s.e.)	Exp(B)
Constante	-0,582 (0,401)	-
Politieke sofisticatie	-0,004 (0,042)	0,966
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,049 (0,149)	1,050
Nieuwsprogramma's*sofisticatie	0,010 (0,020)	1,010
Extreem links vs links	0,070 (0,210)	1,073
Extreem links vs centrum	0,216 (0,203)	1,241
Extreem links vs rechts	-0,117 (0,211)	0,890
Extreem links versus extreem rechts	-0,072 (0,302)	0,931
Institutionele ontevredenheid	0,120 (0,023)***	1,128
Geslacht	0,044 (0,079)	1,045

Leeftijd	-0,225 (0,028)***	0,798
Inkomen	-0,034 (0,019)	0,967
Regeringsdeelname	1,000 (0,132)***	2,719
Tevredenheid regering	-0,007 (0,057)	0,993
Regeringsdeelname*tevredenheid regering	-0,354 (0,073)***	0,702
Chi ²	207,006***	
Nagelkerke pseudo R ²	0,086	
N = 3192 (46,8%)		

Tabel 4.24 Resultaten vierde analyse NKO 1998, 2002, 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Het model als geheel is significant bij een criterium van 0,1%. Het model is niet substantieel krachtiger dan model één, aangezien de R-square van Nagelkerke slechts met 0,001 is gestegen ten opzichte van het eerste model. Het aantal juist voorspelde cases stijgt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen van 64,4% naar 64,7%.

Ook in deze analyse zijn de dummy's van de variabele ideologie niet significant bij een criterium van 5%. De verschillen tussen de categorieën links, centrum, rechts en extreem rechts ten opzichte van de categorie extreem links berusten dus (waarschijnlijk) op toeval. De coëfficiënt van de dummy extreem links versus extreem rechts heeft wél de verwachte richting.

Ook de interactieterm nieuwsprogramma's*sofisticatie is voor de vierde keer niet significant bij een criterium van 5%. De relatie tussen frequentie kijken naar nieuwsprogramma's en de afhankelijke variabele wordt dus niet beïnvloed door politieke sofisticatie. De rest van het model wijkt niet substantieel af van het eerste model.

4.5. Samenvatting resultaten

In de onderstaande vier tabellen (Tabel 4.25 tot en met Tabel 4.28) staan de resultaten van de vier analyses. Een hypothese is bevestigd, indien de relatie de verwachte richting heeft én significant is bij een criterium van minimaal 5%. In de Bijlage staan de resultaten gegroepeerd per verkiezingsjaar.

Model	Variabele	Hypothese	Richting	Significant	Hypothese bevestigd
1	Politieke sofisticatie	H1/H2	Positief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Nee	Nee
	Geslacht	H4	Negatief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Nee	Nee
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1 ⁷	H8	Negatief	Nee	Nee
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Negatief	Nee	Nee
2	Politieke sofisticatie	H1/H2	Negatief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Nee	Nee
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Nee	Nee
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Nee	Nee
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Negatief	Nee	Nee
3	Politieke sofisticatie	H1/H2	Positief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Nee	Nee
	Geslacht	H4	Negatief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Nee	Nee
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Nee	Nee
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Negatief	Nee	Nee
4	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Nee	Nee
	Geslacht	H4	Negatief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Nee	Nee
	Extreem links vs links	-	Negatief	Nee	-

⁷ Interactie 1: regeringsdeelname * tevredenheid regering

	Extreem links vs centrum	-	Positief	Nee	-
	Extreem links vs rechts	-	Negatief	Nee	-
	Extreem links versus extreem rechts	-	Negatief	Nee	-
	Interactie 2 ⁸	-	Positief	Nee	-

 Tabel 4.25 *Samenvatting resultaten NKO 1998*

Model	Variabele	Hypothese	Richting	Significant	Hypothese bevestigd
1	Politieke sofisticatie	H1/H2	Positief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Ja	Ja
2	Politieke sofisticatie	H1/H2	Negatief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Ja	Ja
3	Politieke sofisticatie	H1/H2	Positief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Ja	Ja
4	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Positief	Ja	Ja
	Extreem links vs links	-	Positief	Nee	-
	Extreem links vs centrum	-	Positief	Nee	-

⁸ Interactie 2: frequentie kijken naar nieuwsprogramma's * politieke sofisticatie

	Extreem links vs rechts	-	Positief	Nee	-
	Extreem links versus extreem rechts	-	Positief	Nee	-
	Interactie 2	-	Positief	Nee	-

Tabel 4.26 Samenvatting resultaten NKO 2002

Model	Variabele	Hypothese	Richting	Significant	Hypothese bevestigd
1	Politieke sofisticatie	H1/H2	Negatief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Positief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Ja	Ja
2	Politieke sofisticatie	H1/H2	Positief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Positief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Nee	Nee
3	Politieke sofisticatie	H1/H2	Negatief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Nee	Nee
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Positief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Nee	Nee
4	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Positief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Positief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Extreem links vs links	-	Positief	Nee	-
	Extreem links vs centrum	-	Positief	Nee	-
	Extreem links vs rechts	-	Negatief	Nee	-
	Extreem links versus extreem rechts	-	Positief	Nee	-

	Interactie 2	-	Negatief	Nee	-
--	--------------	---	----------	-----	---

Tabel 4.27 Samenvatting resultaten NKO 2006

Model	Variabele	Hypothese	Richting	Significant	Hypothese bevestigd
1	Politieke sofisticatie	H1/H2	Positief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Ja	Ja
2	Politieke sofisticatie	H1/H2	Positief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Ja	Ja
3	Politieke sofisticatie	H1/H2	Negatief	Nee	Nee
	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Ideologische extremiteit	H6	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	H9	Positief	Nee	Nee
4	Institutionele ontevredenheid	H3	Positief	Ja	Ja
	Geslacht	H4	Positief	Nee	Nee
	Leeftijd	H5	Negatief	Ja	Ja
	Inkomen	H7	Negatief	Nee	Nee
	Interactie 1	H8	Negatief	Ja	Ja
	Extreem links vs links	-	Positief	Nee	
	Extreem links vs centrum	-	Positief	Nee	-
	Extreem links vs rechts	-	Negatief	Nee	-
	Extreem links versus extreem rechts	-	Negatief	Nee	-
	Interactie 2	-	Positief	Nee	-

Tabel 4.28 Samenvatting resultaten analyse NKO 1998, 2002, 2006

5. Conclusie

“Het enige voorspelbare aan het Nederlandse electoraat is zijn onvoorspelbaarheid.

Zijn enige stabiele kenmerk is zijn instabiliteit” (Mair, 2008)⁹

Bovenstaande quote van Peter Mair was het startpunt van dit onderzoek. In deze scriptie is getracht een beter beeld te krijgen van de volatiele kiezer. Is het Nederlandse electoraat als geheel volatiel, zoals Mair suggereert, of hebben volatiele kiezers bepaalde eigenschappen die hen (duidelijk) onderscheiden van stabiele of niet-volatiele kiezers?

In meer wetenschappelijke termen is een poging gedaan het wisselen van partijvoorkeur tussen twee opeenvolgende verkiezingen van individuele kiezers te verklaren. Hierbij stonden drie theorieën centraal. Deze theorieën zijn dominant in het onderzoek naar individuele volatilititeit. De eerste twee theorieën kijken naar de politieke sofisticatie van stemmers. Politieke sofisticatie is een functie van interesse in politiek, kennis van politiek en opleidingsniveau. Theorie één voorspelt dat politieke sofisticatie leidt tot meer volatilititeit, aangezien kiezers met een hoge mate van politieke sofisticatie beslissingen kunnen nemen onafhankelijk van politieke partijen. Politiek gesofisticeerde kiezers hebben geen stabiele band met een partij, aangezien ze onafhankelijk politieke informatie en gebeurtenissen kunnen evalueren. Het gevolg is dat deze kiezers een grotere kans hebben om van partijvoorkeur te wisselen. De tweede theorie voorspelt het omgekeerde. Volgens deze theorie zijn juist kiezers met een lage mate van politieke sofisticatie volatiel, aangezien zij eigenlijk niet goed weten waar partijen inhoudelijk voor staan. De uiteindelijke keuze voor een partij is als gevolg daarvan een instabiele keuze. De kans dat tijdens de volgende verkiezingen op een andere partij wordt gestemd, is daarom groter. De derde theorie kijkt naar institutionele ontevredenheid. Dit

⁹ Het citaat is ontleend aan Van der Meer *et al.* (2012)

heeft betrekking op wantrouwen ten opzichte van politieke instituties, met name politici, partijen en het parlement, en ontevredenheid met het functioneren de democratie. De derde theorie voorspelt dat ontevreden kiezers een grotere kans hebben om van partij te wisselen. Naast de centrale variabelen politieke sofisticatie en institutionele ontevredenheid zijn er verschillende controlevariabelen gebruikt.

De doelstelling van deze scriptie was het oplossen van de tegenstelling tussen de bovenstaande theorieën. De concepten politieke sofisticatie en institutionele ontevredenheid zijn beide zeer belangrijk in het onderzoek naar individuele volatiliteit. Daarom is het interessant om te kijken aan de hand van welke variabele het beter mogelijk is de werkelijkheid (individuele volatiliteit) te verklaren. De centrale onderzoeksvraag luidde:

In hoeverre kunnen politieke ontevredenheid en politieke sofisticatie een verklaring bieden voor individuele volatiliteit?

Voor de beantwoording van deze vraag is gebruikt gemaakt van logistische regressie analyse. De afhankelijke variabele, wisselen van partijvoorkeur tussen twee opeenvolgende verkiezingen, heeft namelijk een dichotoom karakter: een kiezer is van partij gewisseld of niet. De analyse is toegepast op Nederland, omdat Nederland een interessante, maar tot op heden weinig bestudeerde casus is. Meer specifiek zijn de verkiezingsjaren 1998, 2002 en 2006 onderzocht aan de hand van data afkomstig uit het NKO. De analyse is uitgevoerd op de verkiezingsjaren afzonderlijk en gezamenlijk. Dit vergroot de robuustheid van de resultaten. De robuustheid is tevens vergroot door het draaien van verschillende modellen met alternatieve operationalisering.

Het belangrijkste en meest opvallende resultaat is dat de variabele politieke sofisticatie in geen enkel model en in geen enkel verkiezingsjaar een significante invloed heeft op de kans om van partij te wisselen. De richting van de coëfficiënt was daarnaast niet in alle modellen gelijk. In zeven analyses

had in de coëfficiënt van de variabele politieke sofisticatie een positieve richting, in vijf gevallen een negatieve richting. Tot slot had de coëfficiënt in elke analyse een kleine tot zeer kleine waarde. Dit resultaat is robuust te noemen, aangezien het naar voren is gekomen in maar liefst twaalf analyses, verspreid over drie verkiezingsjaren. Bovendien is het resultaat niet afhankelijk van de gebruikte operationalisering, aangezien analyses zijn uitgevoerd met twee verschillende operationalisering van het concept politieke sofisticatie. Op basis van dit onderzoek kan daarom gesteld worden dat de kans om van partij te wisselen niet wordt beïnvloed door de mate van politieke sofisticatie. H1 en H2 kunnen dus op basis van deze studie verworpen worden.

Dit resultaat is belangrijk voor het onderzoeksveld. In vrijwel elk onderzoek naar individuele volatiliteit wordt politieke sofisticatie gebruikt als onafhankelijke variabele. Met recht kan gezegd worden dat politieke sofisticatie een dominant concept is in het onderzoek naar volatiliteit. De resultaten van dit onderzoek trekken de legitimiteit van deze dominantie in twijfel. In geen enkele analyse is immers een verband, positief dan wel negatief, gevonden tussen de mate van politieke sofisticatie en de kans om van partijvoorkeur te wisselen.

Het tweede belangrijke resultaat is dat institutionele ontevredenheid wél een significante en substantiële invloed heeft op de kans op van partijvoorkeur te wisselen. In elke analyse, zestien in totaal, had de coëfficiënt een positieve richting. Dit is in overeenstemming met H3. De coëfficiënt was overigens niet in elke analyse significant. In totaal was de coëfficiënt elf keer significant bij een minimaal criterium van 5%. Opvallend is dat institutionele ontevredenheid in de vier analyses voor verkiezingsjaar 1998 geen enkele keer significant was. Het is niet geheel duidelijk wat hiervoor de oorzaak is. Een mogelijkheid is dat de p-waarde laag uitvalt, omdat in 1998 slechts rond de 810 respondenten geanalyseerd konden worden. Dit zou verklaren waarom ook geen enkele andere variabele, behalve leeftijd, in 1998 een significante invloed heeft op de afhankelijke variabele. Aan de andere kant is deze verklaring niet geheel bevredigend, aangezien de coëfficiënt van de variabele

institutionele ontevredenheid voor elk model in het verkiezingsjaar 1998 het kleinst is.

Desalniettemin kan op basis van dit onderzoek met een redelijke zekerheid geconcludeerd worden dat institutionele ontevredenheid de kans op het wisselen van partijvoorkeur vergroot. Deze conclusie is robuust, omdat in elf analyses de coëfficiënt significant was bij een minimaal criterium van 5%. Bovendien had de alternatieve operationalisering geen invloed op dit resultaat en was de coëfficiënt ook positief in de gevallen dat er geen sprake was van significantie. H3 kan daarom op basis van deze studie worden aangenomen.

Ook dit resultaat is van belang voor het onderzoeksveld. Institutionele ontevredenheid is belangrijk in het onderzoek naar individuele volatiliteit, zeker sinds het artikel van Zelle (1995). Echter, institutionele ontevredenheid is zeker niet zo dominant aanwezig in onderzoeken als politieke sofisticatie. Op basis van dit onderzoek kan deze 'ongelijkheid' als onterecht worden aangemerkt.

De conclusie dat institutionele ontevredenheid een significante en substantiële invloed heeft op de kans om van partijvoorkeur te wisselen, is bovendien belangrijk vanuit maatschappelijk perspectief. Volatiliteit kan namelijk op basis van dit onderzoek voor een (belangrijk) deel gezien worden als een uiting van ontevredenheid met de manier waarop de democratie en politieke instituties functioneren. Een toename van volatiliteit is met deze wetenschap een verontrustende ontwikkeling.

De centrale onderzoeksvraag kan als volgt beantwoord worden. De invloed van politieke sofisticatie op de kans om van partijvoorkeur te wisselen is verwaarloosbaar. Bovendien is er een aanzienlijke kans dat de gevonden relaties tussen politieke sofisticatie en de afhankelijke variabele berusten op toeval en dus niet bestaan in de werkelijkheid. Met een redelijke zekerheid kan gesteld worden dat institutionele ontevredenheid de kans op het wisselen van partijvoorkeur vergroot. Deze relatie berust (zeer) waarschijnlijk niet op toeval. Bovendien is de invloed van institutionele ontevredenheid op de kans om van partijvoorkeur te wisselen substantieel.

De resultaten met betrekking tot institutionele ontevredenheid zijn in overeenstemming met de resultaten van eerder onderzoek (zie bijvoorbeeld Zelle, 1995; Dalton & Weldon, 2005; Söderlund, 2008; Dassonneville, 2012). In deze onderzoeken werd namelijk, net als in dit onderzoek, een positief verband gevonden tussen institutionele ontevredenheid en de kans op het wisselen van partijvoorkeur. De resultaten met betrekking tot politieke sofisticatie komen daarentegen niet overeen met eerder onderzoek (zie bijvoorbeeld Berelson, 1952; Berelson *et al.*, 1963; Bybee *et al.*, 1981; Dalton, 2007; Albright, 2009; Dassonneville, 2012). In eerder onderzoek werd namelijk vaak wél een verband gevonden, positief dan wel negatief, tussen politieke sofisticatie en individuele volatiliteit.

Een derde conclusie op basis van dit onderzoek is dat geslacht geen invloed heeft op de kans om van partijvoorkeur te wisselen. In geen enkel model en in geen enkel verkiezingsjaar heeft de variabele geslacht een significante coëfficiënt. De richting van de coëfficiënt is bovendien niet eenduidig. H4 wordt daarom op basis van dit onderzoek verworpen.

Het vierde belangrijke resultaat is dat leeftijd wél een sterk significante en substantiële invloed heeft op de kans om van partijvoorkeur te wisselen. In alle analyses die zijn uitgevoerd, werd een sterk negatief verband gevonden tussen leeftijd en de afhankelijke variabele. Dit resultaat is daarom zeer robuust. Leeftijd verkleint de kans om van partijvoorkeur te wisselen. Opvallend is bovendien dat de coëfficiënt van de variabele leeftijd weinig verschilt tussen verschillende analyses. Op basis van dit onderzoek wordt H5 aangenomen.

Ook ideologische extremiteit heeft in veel analyses een significante en substantiële invloed op de kans om van partijvoorkeur te wisselen. De relatie is negatief, dus een extremere ideologie leidt tot een kleinere kans om van partijvoorkeur te wisselen. Dit verband werd bevestigd in negen van de twaalf analyses en is daarom redelijk robuust. De niet significante relaties zijn alle drie gevonden in

het verkiezingsjaar 1998. Zoals eerder gezegd, is het mogelijk dat dit veroorzaakt wordt door het relatief kleine aantal respondenten dat in dit jaar geanalyseerd kon worden. In het vierde model is onderzocht of er een verschil is tussen extreem rechtse mensen en extreem linkse mensen wat betreft volatiliteit. Dit verschil is niet gevonden.

Op basis van dit onderzoek kan met zekerheid de conclusie worden getrokken dat inkomen geen invloed heeft op de kans om van partijvoorkeur te wisselen. In geen enkele analyse werd een significante coëfficiënt gevonden. Bovendien had de coëfficiënt vaak een kleine waarde. De richting van de coëfficiënt was daarnaast niet eenduidig. H7 kan daarom verworpen worden.

De eerste interactieterm (regeringsdeelname * tevredenheid regering) had in twaalf van de zestien analyses een significante coëfficiënt. Dit betekent dat de relatie tussen regeringsdeelname en de kans op het wisselen van partijvoorkeur wordt beïnvloed door de tevredenheid met de regering. Ontevreden regeringspartijstemmers hebben een grotere kans om van partijvoorkeur te wisselen dan ontevreden niet-regeringspartijstemmers. Dit is overeenstemming met de verwachting. Het verschil tussen regeringspartijstemmers en niet-regeringspartijstemmers wordt, gezien de negatieve coëfficiënt van de interactieterm, kleiner naarmate de tevredenheid met de regering toeneemt. In sommige gevallen hadden zeer tevreden regeringspartijstemmers zelfs een kleinere kans om van partijvoorkeur te wisselen dan zeer tevreden niet-regeringspartijstemmers. Ook dit komt overeen met de verwachting. H8 wordt dus op basis van deze studie aangenomen. Alleen in het verkiezingsjaar 1998 was de coëfficiënt van de eerste interactieterm geen enkele keer significant bij een minimaal criterium van 5%.

De laatste onderzochte variabele is frequentie kijken naar nieuwsprogramma's op tv. Er is in dit onderzoek enig bewijs voor gevonden dat meer kijken naar nieuwsprogramma's leidt tot een significant grotere kans op het wisselen van partijvoorkeur. Deze relatie werd gevonden in zes van de

twaaft analyses. Hieruit moet geconcludeerd worden dat het resultaat matig robuust is. Meer onderzoek naar de relatie tussen het volgen van politiek op tv en volatiliteit is daarom gewenst. Duidelijk is overigens wél dat, zoals bleek in het vierde model, de relatie niet wordt beïnvloed door politieke sofisticatie.

Op basis van deze analyse ontstaat het volgende beeld van de volatiele kiezer. De volatiele kiezer is ontevreden met het functioneren van de democratie, staat wantrouwig ten opzichte van belangrijke politieke instituties, is jong, heeft een gematigde ideologie, volgt de politiek op de tv, heeft op een regeringspartij gestemd en is ontevreden over de regering.

Een voorbeeld ter illustratie van het bovenstaande. Voor dit voorbeeld worden de resultaten van de eerste analyse voor het verkiezingsjaar van 2006 gebruikt (paragraaf 4.2.3.). Eerst wordt de kans op het wisselen van partijvoorkeur berekend voor iemand met het onderstaande profiel.

- Politieke sofisticatie: 6
- Institutionele ontevredenheid: 0
- Geslacht: 1
- Inkomen: 4
- Ideologische extremiteit: 5
- Leeftijd: 7
- Regeringsdeelname: 1
- Tevredenheid regering: 3
- Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's: 0

Merk op dat de bovenstaande persoon op alle significante variabelen waardes heeft die geassocieerd worden met een kleine kans op het wisselen van partijvoorkeur. Voor deze persoon is de kans op het

wisselen van partijvoorkeur slechts 5,3%. Vervolgens krijgen alle significante variabelen waardes die op basis van dit onderzoek worden geassocieerd met een grote kans op het wisselen van partijvoorkeur. Dus institutionele ontevredenheid krijgt score zeven, ideologische extremiteit score nul, leeftijd waarde één, tevredenheid regering score één en frequentie kijken naar nieuwsprogramma's waarde drie. De overige variabelen blijven gelijk. De kans op het wisselen van partijvoorkeur voor iemand met een dergelijk profiel is 79,1%.

Het laatste resultaat is dat de modellen als geheel niet (heel) krachtig zijn. De R-square van Nagelkerke lag voor alle analyses rond de 0,1. Dit geeft aan dat de modellen verre van compleet zijn (Pollock, 2009, p. 201). Dit biedt uiteraard mogelijkheden voor toekomstig onderzoek.

De vraag is in hoeverre dit onderzoek kan bijdragen aan de wetenschappelijke vooruitgang. Voor de beantwoording van deze vraag, moet naar een aantal zaken gekeken worden. Allereerst moet de kracht van het onderzoek beschouwd worden. De kracht van dit onderzoek is allereerst dat er gebruik is gemaakt van goede en betrouwbare data. Het NKO wordt in Nederland sinds 1971 uitgevoerd door ervaren wetenschappers. Gesteld kan worden dat, wil men individuele volatiliteit in Nederland onderzoeken, er op dit moment geen betere bron bestaat. Het tweede sterke punt is dat de variabelen op een gangbare wijze zijn geoperationaliseerd. Dit betekent dat de interne validiteit gegarandeerd is, tenzij alle eerdere onderzoeken de concepten op een foutieve manier hebben geoperationaliseerd. Dit is (zeer) onwaarschijnlijk. Een derde sterke punt is dat de resultaten robuust zijn. Verschillende verkiezingsjaren zijn zowel afzonderlijk als gezamenlijk geanalyseerd. Bovendien is er gebruik gemaakt van alternatieve operationaliseringen op basis van de factor analyses die in hoofdstuk 3 zijn uitgevoerd.

Ten tweede moet bekeken worden wat de zwaktes zijn van het onderzoek. Een eerste probleem van dit onderzoek is het relatief grote aantal *missings*. Dit geldt voornamelijk voor het jaar 1998. Op basis van de frequentietabellen lijkt er geen sprake te zijn van een *bias* in de *missings*. Een bias kan echter

niet volledig worden uitgesloten. Een tweede probleem is dat één (belangrijke) variabele niet in de analyse is toegevoegd, aangezien de data hiertoe geen mogelijkheden bood. Dit is de variabele ontevredenheid met een specifieke partij. Alle andere belangrijke variabelen zijn overigens wél meegenomen in de analyse.

Ten derde moet bekeken worden in hoeverre de resultaten *generaliseerbaar* zijn. Met andere woorden, zijn de resultaten alleen van toepassing op Nederland of kunnen de resultaten geldend zijn voor meerdere landen? Gezien de robuustheid van de resultaten, de betrouwbaarheid en kwaliteit van de gebruikte data en de gangbare wijze waarop de resultaten zijn geoperationaliseerd, moet de conclusie worden getrokken dat de resultaten generaliseerbaar zijn. Er is echter één mogelijkheid die de generaliseerbaarheid zou kunnen verstoren. Uit het literatuuronderzoek bleek dat er ook veel onderzoek wordt gedaan naar volatiliteit op systeemniveau (zie hoofdstuk 1). In dit soort onderzoeken wordt geprobeerd de volatiliteit van verkiezingen of landen als geheel te verklaren. Het is opmerkelijk dat tot dusverre het onderzoek naar volatiliteit op het systeemniveau en het onderzoek naar individuele volatiliteit volledig gescheiden zijn, terwijl het mogelijk is dat variabelen op het systeemniveau van invloed zijn op de relatie tussen de variabelen op het individuele niveau en de afhankelijke variabele. In technische termen, er kan sprake zijn van *causale heterogeniteit* (Jones & Steenbergen, 2002, p. 219). Tot op heden is deze mogelijkheid niet onderzocht op het gebied van individuele volatiliteit. Toekomstig onderzoek zou zich hier op moeten richten middels *multilevel analysis*.

Concluderend kan gesteld worden dat dit onderzoek, ondanks enkele tekortkomingen, een waardevolle bijdrage levert aan het wetenschappelijke debat omtrent individuele volatiliteit. Vervolgonderzoek zou naar de mening van de auteur vergelijkend van aard moeten zijn, zodat met meer zekerheid de generaliseerbaarheid vastgesteld kan worden. Bovendien zou het interessant zijn om de mogelijkheden voor een multilevel analyse te onderzoeken. Tot slot is het wenselijk dat

individuele volatiliteit ook als een intervalvariabele onderzocht wordt. Op basis van het NKO is dit onmogelijk, aangezien enkel naar het stemgedrag tijdens de laatste en de vorige verkiezingen wordt gevraagd. Het zou interessant zijn om inzicht te krijgen in het stemgedrag van kiezers tijdens meer dan twee opeenvolgende verkiezingen. In Nederland zal dit overigens een tijdrovend en kostbaar project zijn, omdat hier op dit moment nog geen data over beschikbaar is.

Volatiliteit en het verklaren van volatiliteit is niet enkel vanuit wetenschappelijk perspectief belangrijk en interessant. Ook maatschappelijk gezien is het essentieel om inzicht te krijgen in de oorzaken van wispelturig stemgedrag. Grote verschuivingen van zetels zetten de slagvaardigheid van het parlement en de regering onder druk en verstoren de continuïteit van beleid. Onzekerheid voor burgers is hiervan het gevolg. Hopelijk heeft dit onderzoek ook vanuit maatschappelijk perspectief geleid tot waardevolle inzichten.

Aarts, K., Kolk, H. van der, & Kamp, M. (1999). *Dutch Parliamentary Election Study 1998*. Amsterdam: Steinmetz Archive/Stichting Kiezersonderzoek Nederland.

Aarts, K., Kolk, H. van der, Rosema, M. & Schmeets, H. (2007). *Dutch Parliamentary Election Study 2006*. Data Archiving and Networked Services/Statistics Netherlands (CBS)/Dutch Electoral Research Foundation (SKON).

Albright, J.J. (2009). Does Political Knowledge Erode Party Attachments? A Review of the Cognitive Mobilization Thesis. *Electoral Studies*, 28 (2), 248–260.

Allison, P. D. (1999). *Multiple Regression*. London: Sage Publications.

Andeweg, R. B. & Irwin, G. A. (2004). *Governance and Politics of the Netherlands*. Houndsmill: Palgrave Macmillan.

Bartolini, S. & Mair, P. (1990). *Identity, Competition and Electoral Availability*. Cambridge: Cambridge University Press

Berelson, B. (1952). Democratic Theory and Public Opinion. *The Public Opinion Quarterly* 16 (3): 313-330.

Berelson, B.R., Lazarsfeld, P.F. & McPhee, W.N. (1963) *Voting: A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign*. Chicago: University of Chicago Press.

Boyd, R. W. (1986). Electoral Change and the Floating Voter: The Reagan Elections. *Political Behavior* 8 (3): 230-244.

Bybee, C. R. *et al.* (1981). Mass Communication and Voter Volatility. *The Public Opinion Quarterly* 45 (1): 69-90.

Brug, W. van der & Mughan, A. (2007). Charisma, Leader Effects and Support for Right-Wing Populist Parties. *Party Politics* 13 (1): 29-51.

Bryman, A. & Cramer, D. (2004). Constructing Variables. In: M. Hardy & A. Bryman (Eds) *The Handbook of Data Analysis*. Los Angeles: Sage, pp. 17-34.

Centraal Bureau voor de Statistiek (2012). *Onderwijs*. Vinddatum: 06 april 2012,
<http://www.cbs.nl/nl-NL/menu/themas/onderwijs/cijfers/default.htm>.

Costelle, A. B. & Osborne, J. W. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10 (7): 1-9.

Crewe, I. & Denver, D. (eds.) (1985). *Electoral Change in Western Democracies: Patterns and Sources of Electoral Volatility*. New York: St. Martin's.

Crow, D. (2005). Crossing Party Lines: Volatility and Ticket Splitting in Mexico. *Bulletin of Latin American Research* 24 (1): 1-20.

Dalton, R. J. (1984). Cognitive Mobilization and Partisan Dealignment in Advanced Industrial Democracies. *The Journal of Politics* 46 (1): 264-284.

Dalton, R. J. (2007). Partisan Mobilization, Cognitive Mobilization and the Changing American Electorate. *Electoral Studies* 26 (2): 274-286.

Dalton, R.J. & Wattenberg, M.P. (eds.) (2002). *Parties without Partisans. Political Change in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press.

Dalton, R. J. & Weldon, S. A. (2005). Public Images of Political Parties: a Necessary Evil?. *West European Politics* 28 (5): 931-951.

Dassonneville, R. (2012). Electoral Volatility, Political Sophistication, Trust and Efficacy: A study on Changes in Voter Preferences During the Belgian Regional Elections of 2009. *Acta Politica* 47 (1): 18-41.

Downs, A. (1957). *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper & Row.

Drummond, A. J. (2006). Electoral Volatility and Party Decline in Western Democracies: 1970-1995. *Political Studies* 54 (3): 628-647.

Fennema, M. (1997). Some Conceptual Issues and Problems in the Comparison of Anti-Immigrant Parties in Western Europe. *Party Politics* 3 (4): 473-492.

Field, A. (2008). *Discovering Statistics Using SPSS*. London: Sage Publications.

Gallagher, M., Laver, M. & Mair, P. (2006). *Representative Government in Modern Europe: Institutions, Parties and Governments*. New York: McGraw-Hill.

Goertz, G. & Mahoney, G. (2004). The Possibility Principle: Choosing Negative Cases in Comparative Research. *The American Political Science Review* 98 (4): 653-669.

Graaf, N. D. de, Jaspers, E., Lubbers, M. (2009). Measuring Once Twice: An Evaluation of Recalling Attitudes in Survey Research. *European Sociological Review* 25 (3), 287-301.

Hayes, B. C. & McAllister, I. (2001). Women, Electoral Volatility and Political Outcomes in Britain. *European Journal of Marketing* 35 (9): 971-983.

Jones, B. S. & Steenbergen, M. R. (2002). Modeling Multilevel Data Structures. *American Journal of Political Science* 46 (1): 218-237.

Pederson, M. N. (1979). The Dynamics of European Party Systems: Changing Patterns of Electoral Volatility. *European Journal of Political Research* 7 (1): 1-26.

Inglehart, R. (1970). Cognitive Mobilization and European Identity. *Comparative Politics* 3 (1): 45–70.

Irwin, G. A., Holsteyn, J. J. M. van & Ridder, J. M. den (2005). *Dutch Parliamentary Election Study 2002-2003*. Amsterdam: Steinmetz Archive/Stichting Kiezersonderzoek Nederland.

Kolk, H. van der (2000). Aarzelende, Wisselende en Zwevende Kiezers. In: J. J. A. Thomassen, C. W. A. M. Aarts & H. van der Kolk (eds.). *Politieke Veranderingen in Nederland 1971-1998, Kiezers en de Smalle Marges van de Politiek*. Den Haag: SDU, pp. 93-106.

Lange, S. de, Meer, T. van der & Pellikaan, H. (2007). Fortuyn's Legacy: Party System Change in the Netherlands. *Comparative European Politics* 5 (3): 282-302.

Mainwaring, S. & Zocco, E. (2007). Political Sequences and the Stabilization of Interparty Competition: Electoral Volatility in Old and New Democracies. *Party Politics* 13 (2): 155-178.

Mair, P. (2008). Electoral Volatility and the Dutch Party System: A Comparative Perspective. *Acta Politica* 43 (2): 235-23.

Marthaler, S. (2008). The Paradox of the Politically-Sophisticated Partisan: The French Case. *West European Politics* 31 (5): 937-959.

McAllister, I. (2007). The Personalization of Politics. In: R. J. Dalton & H. D. Klingemann (eds.) *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford: Oxford University Press, pp. 571-588.

Meer, T. van der, Elsas, E. van, Lubbe, R. & Brug, W. van der (2012). *Kieskeurige kiezers*. Universiteit van Amsterdam.

Menard, S. (2001). *Applied Logistic Regression Analysis*. Thousand Oaks: Sage.

Parlement & Politiek (z.j.). *Regering*. Vinddatum: 07 mei 2012, <http://www.parlement.com/regering>.

Pedersen, M. N. (1979). The Dynamics of European Party Systems: Changing Patterns of Electoral Volatility. *European Journal of Political Research* 7 (1): 1-26.

Pollock, P. H. (2009). *An SPSS Companion to Political Analysis*. Washington: CQ Press.

Powell, G. & Whitten, G. (1993). A Cross-national Analysis of Economic Voting: Taking Account of the Political Context. *American Journal of Political Science*, 37 (2): 391–414.

Robbert, K. M. & Wibbels, E. (1999). Party Systems and Electoral Volatility in Latin America: A Test of Economic, Institutional and Structural Explanations. *The American Political Science Review* 93 (3): 575-590.

Schumpeter, J. (1950). *Capitalism, Socialism and Democracy*. New York: Harper Torchbooks.

Smits, F. & Spierings, N. (aanstaande). Sociale Integratie en het Kijken naar Nieuwsprogramma's als Determinanten voor het Wisselen van Politieke Partijkeuze in de Periode 1994-2006. *Mens en Maatschappij* 87 (2): 150-173.

Söderlund, P. (2008). Retrospective Voting and Electoral Volatility: A Nordic Perspective. *Scandinavian Political Studies* 31 (2): 217-240.

Stichting KijkOnderzoek (2012). *Publicaties*. Vinddatum: 05 juni 2012, <http://www.kijkonderzoek.nl/publicaties/>.

Tavits, M. (2005). The Development of Stable Party Support: Electoral Dynamics in Post-Communist Europe. *American Journal of Political Science* 49 (2): 293-298.

Zelle, C. (1995). Social dealignment versus political frustration: Contrasting explanations of the Floating Vote in Germany. *European Journal of Political Research* 27 (3): 319-345.

Variabele	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Politieke sofisticatie	0,009	-0,051	0,012	-0,111
Institutionele ontevredenheid	0,071	0,073	0,092	0,069
Geslacht	-0,045	0,001	-0,042	-0,045
Leeftijd	-0,258***	-0,216***	-0,028***	-0,254***
Inkomen	-0,048	-0,056	-0,048	-0,042
Ideologische extremiteit	-0,096	-0,092	-0,092	-
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	-0,028	-0,002	-0,032	-0,415
Regeringsdeelname	0,171	0,117	0,163	0,189
Tevredenheid regering	0,037	0,019	0,035	0,042
Interactie 1 ¹⁰	-0,183	-0,155	-0,178	-0,194
Opleidingsniveau	-	0,115	-	-
Extreem links vs links	-	-	-	-0,034
Extreem links vs centrum	-	-	-	0,049
Extreem links vs rechts	-	-	-	-0,187
Extreem links versus extreem rechts	-	-	-	-0,190
Interactie 2 ¹¹	-	-	-	0,061
Nagelkerke pseudo R-Square	0,049	0,054	0,052	0,052

Tabel 1 Resultaten verkiezingsjaar 1998

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

¹⁰ Interactie 1: regeringsdeelname * tevredenheid regering

¹¹ Interactie 2: frequentie kijken naar nieuwsprogramma's * politieke sofisticatie

Variabele	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Politieke sofisticatie	0,010	-0,011	0,019	-0,025
Institutionele ontevredenheid	0,169***	0,171***	0,213***	0,176***
Geslacht	0,118	0,127	0,147	0,124
Leeftijd	-0,210***	0,198***	-0,022***	-0,205 ***
Inkomen	-0,058	-0,060	-0,060	-0,053
Ideologische extremiteit	-0,132*	-0,131*	-0,123*	-
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,174*	0,185*	0,191*	
Regeringsdeelname	1,738***	1,738***	1,748***	1,727***
Tevredenheid regering	0,018	0,019	-0,017	0,010
Interactie 1	-0,341*	-0,338*	-0,347*	-0,332*
Opleidingsniveau	-	0,050	-	-
Extreem links vs links	-	-	-	0,221
Extreem links vs centrum	-	-	-	0,291
Extreem links vs rechts	-	-	-	0,076
Extreem links versus extreem rechts	-	-	-	0,107
Interactie 2	-	-	-	0,014
Nagelkerke pseudo R-Square	0,167	0,168	0,173	0,164

Tabel 2 Resultaten verkiezingsjaar 2002

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Variabele	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Politieke sofisticatie	-0,006	0,041	-0,010	0,063
Institutionele ontevredenheid	0,078*	0,076*	0,073	0,076*
Geslacht	0,038	0,021	0,037	0,056
Leeftijd	-0,223***	-0,248***	-0,020***	-0,235***
Inkomen	0,022	0,027	0,020	0,026
Ideologische extremiteit	-0,122*	-0,127**	-0,123**	-
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,150*	0,141	0,138	0,424
Regeringsdeelname	0,929***	0,954***	0,910***	0,980***
Tevredenheid regering	-0,004	0,004	-0,004	0,006
Interactie 1	-0,527***	-0,542***	-0,536***	-0,526***
Opleidingsniveau	-	-0,087	-	-
Extreem links vs links	-	-	-	0,036
Extreem links vs centrum	-	-	-	0,319
Extreem links vs rechts	-	-	-	-0,075
Extreem links versus extreem rechts	-	-	-	0,042
Interactie 2	-	-	-	0,037
Nagelkerke pseudo R-Square	0,102	0,104	0,098	0,105

Tabel 3 Resultaten verkiezingsjaar 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

Variabele	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Politieke sofisticatie	0,018	0,010	-0,001	-0,004
Institutionele ontevredenheid	0,118***	0,118***	0,100***	0,120***
Geslacht	0,031	0,035	0,020	0,044
Leeftijd	-0,224***	-0,220***	-0,008***	-0,225***
Inkomen	-0,036	-0,037	-0,006	-0,034
Ideologische extremiteit	-0,121***	-0,121***	-0,109***	-
Frequentie kijken naar nieuwsprogramma's	0,118*	0,121*	0,056	0,049
Regeringsdeelname	0,956***	0,953***	0,892***	1,000***
Tevredenheid regering	-0,021	-0,021	-0,059	-0,007
Interactie 1	-0,345***	-0,343***	-0,318***	-0,354***
Opleidingsniveau	-	0,032	-	-
Extreem links vs links	-	-	-	0,070
Extreem links vs centrum	-	-	-	0,216
Extreem links vs rechts	-	-	-	-0,117
Extreem links versus extreem rechts	-	-	-	-0,072
Interactie 2	-	-	-	0,010
Nagelkerke pseudo R-Square	0,086	0,087	0,070	0,086

Tabel 4 Resultaten verkiezingsjaren 1998, 2002, 2006

*p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001