

INHOUDSTAFEL

1. Inleiding...	3
2. Beschrijving van de data	6
2.1 APS Survey 2003	6
2.2 Socio-Economische Enquête 2001	6
3. Analyse van de APS Survey 2003	7
3.1 Inleiding	7
3.2 Bivariate analyse	9
3.3 Multivariate analyse	10
4. Analyse van de Socio-Economische Enquête 2001	13
4.1 Inleiding	13
4.2 Bivariate analyse	16
4.3 Multivariate analyse	18
5. Conclusie en discussie	23
Referenties	24
Bijlage	25

1. INLEIDING

Een survey is een enquête bij een (groot) aantal personen/instellingen met behulp van een al dan niet gestandaardiseerde vragenlijst. Deze bevraging kan op verschillende manieren gebeuren: face-to-face, telefonisch, schriftelijk of via het web. De keuze van de methode van bevraging gebeurt best op basis van het onderzoeksdoel, de daarbij geformuleerde problemen en de te onderzoeken populatie.

In de handleiding “Kwaliteitsrichtlijnen bij het uitvoeren van surveyonderzoek” (APS, 2001: 26-29) vergelijken we de verschillende methodes van dataverzameling en hun sterktes en zwaktes. In deze nota zoeken we enkel een antwoord op de vraag *in welke mate telefonische surveys representatief kunnen zijn*. Anders gesteld: worden alle eenheden van de doelpopulatie (in dezelfde mate) bereikt? Het antwoord op deze vraag wordt natuurlijk bepaald door de doelpopulatie zelf. Voor een survey bij werknemers van een organisatie verwachten we bijvoorbeeld een ander antwoord dan voor een survey bij de volledige Vlaamse bevolking. Het is immers waarschijnlijk dat die organisatie accurate telefoongegevens heeft van al haar werknemers. Concreet gaan we in deze nota na of een telefonische survey bij Vlamingen effectief alle Vlamingen kan bereiken. Veel enquêteresultaten die via de media en andere kanalen op het publiek worden losgelaten zijn immers gebaseerd op telefonische surveys. Vraag hierbij is of je op basis van een telefonische enquête correcte uitspraken kan doen over de mening van dé Vlaming over een of ander probleem.

Het antwoord op onze vraag wordt bepaald door *twee factoren* (Ellis & Krosnick, 1999).

1) bezit van een telefoon(lijn)

Niet iedereen bezit een telefoon en wie wel/niet hangt samen met enkele socio-demografische achtergrondvariabelen (vnl. inkomen, opleidingsniveau en leeftijd). Dit houdt verband met de bepaling van het steekproefkader, één van de belangrijke elementen bij het vergelijken van de verschillende methodes van dataverzameling. Het steekproefkader

is de (administratieve) omschrijving van alle onderzoekseenheden in de populatie. De toename van het aantal mobiele telefoontoestellen en, daarmee gepaard gaande, de afname van het aantal vaste telefoonlijnen bemoeilijken het opstellen van een adequaat steekproefkader voor telefonische surveys (zie verder).

2) *non-respons*

Respondenten kunnen onbereikbaar blijven ondanks herhaaldelijke contactnemingen en natuurlijk zijn er ook respondenten die weigeren mee te werken aan surveys. Ook deze verschillende vormen van non-respons kunnen gerelateerd worden aan enkele socio-demografische achtergrondvariabelen. Bij telefonische surveys is de respons over het algemeen lager dan bij face-to-face surveys, maar wel hoger dan bij postenquêtes en websurveys. Ellis & Krosnick vermoeden dat de non-respons-vertekening bij telefonische surveys een ander karakter heeft dan bij face-to-face surveys. Ouderen en vrouwen zouden zich aan de telefoon minder bedreigd voelen. Sceptische respondenten zouden dan weer makkelijker geneigd zijn om aan de telefoon te weigeren. Deze hypothesen worden wel niet door alle - in hun meta-analyse opgenomen - studies bevestigd (ibid.: 14).

In deze nota beperken we ons tot de eerste factor. We bekijken de verspreiding van telefoons in Vlaanderen. We doen dat op basis van twee verschillende dataverzamelingen: de APS-survey naar sociaal-culturele verschuivingen in Vlaanderen 2003 (APS2003) en de laatste volkstelling of Socio-Economische Enquête 2001 (SEE2001). Een belangrijk onderscheid is dat de eerste een individuele survey is en de tweede een huishoudsurvey (voor het onderdeel dat wij geanalyseerd hebben).

Zoals verder zal blijken, heeft dat een merkbare impact op de resultaten die we bekomen. Ook de verschillende tijdsperiodes waarin de surveys afgenomen zijn, verklaren enkele verschillen.

Eén van de redenen om deze vraag naar de representativiteit van telefonische enquêtes te stellen is natuurlijk het toegenomen gsm-bezit en daarmee gepaard gaande de afname van het aantal vaste telefoonlijnen. Het Belgisch Instituut voor Postdiensten en Telecommunicatie telde eind 2003 5.073.760 vaste telefoonaansluitingen in België. Dat

waren er zo'n 187.000 minder dan 4 jaar voordien.

In dezelfde periode steeg het aantal mobilofoniekanten van 3.186.602 naar 8.712.269 (BIPT, 2004). Deze cijfers maken duidelijk dat de telecommunicatie-context in België en dus ook in Vlaanderen sterk geëvolueerd is de laatste jaren. Telefonische surveys hebben deze evolutie niet altijd gevolgd. Bij gebrek aan afdoende lijsten met gsm-nummers en ook als gevolg van een aantal praktische problemen, zoals bijvoorbeeld de hogere kostprijs, gebeuren zij vaak nog uitsluitend via de vaste lijn. Een belangrijke vraag hierbij is dus: "Wie bezit er (nog) een vaste telefoon?". Meer toegepast luidt die vraag: "Als je op basis van een staal van vaste telefoonbezitters een uitspraak doet over x % van de Vlamingen die voorstander zijn van y, is die uitspraak dan gerechtvaardigd?".

Een onderzoeker die zich bewust is van deze problematiek, kan zich de vraag stellen of bijkomende enquêtes via mobiele telefoons dit probleem kunnen oplossen. Het antwoord op die laatste vraag is zeer complex en verwijst naar het steekproefkader zoals hierboven bepaald. Bij een standaard telefonische survey die enkel via vaste telefoonlijnen verloopt, is het steekproefkader eigenlijk een lijst met alle Vlamingen en hun vast telefoonnummer. Die lijst mag ook virtueel zijn. Onbekende of privé-nummers vormen in theorie geen probleem omdat de bezitters ervan via een toevalsprocedure (Random Digit Dialing) ook bereikt kunnen worden.

Dat meerdere leden van een huishouden een telefoon delen kan (gedeeltelijk) opgelost worden door binnen het huishouden toevallig respondenten te selecteren (bijvoorbeeld op basis van verjaardagen). Maar o.a. door het toegenomen gsm-bezit is niet iedereen (nog) terug te vinden op die (virtuele) lijst. Het combineren van deze lijst met een andere (virtuele) lijst, nl. deze met mobiele telefoonnummers, creëert bijkomende problemen.

Bepaalde groepen komen op beide lijsten voor en zullen dus meer kans hebben om toevallig geselecteerd te worden. Bovendien is de eerste lijst grotendeels een lijst met huishoudens en de tweede lijst een lijst met individuen. De steekprofeenheden zijn dus niet dezelfde. Bij vaste lijnen is de logische steekprofeenheden het huishouden, voor mobiele telefoons is dat de persoon. Bij een gemengde survey is de samenstelling van een adequaat steekproefkader

dat de selectiekans van eenheden kent en/of onder controle houdt, bijgevolg een zeer hachelijke onderneming.

Gemengde enquêtes met zulke complexe designs worden voor zover wij weten, in België niet of slechts in beperkte mate toegepast voor telefonische surveys. TNS/Dimarso voert bijvoorbeeld wel een telefonische peiling uit naar stemintenties waarbij ook gsm-enquêtes worden gebruik. Maar de gsm-respondenten zijn niet volledig toevallig geselecteerd, want bekenden van vorig onderzoek (e-mail communicatie met Jan Drijvers van TNS/Dimarso, november 2004).

In Finland gebeurt wel al een aanzienlijk deel van officiële surveys van het plaatselijke nationale instituut voor de statistiek via mobiele telefoons. Maar daar zijn ook lijsten met gsm-nummers beschikbaar (Kuusela en Simpanen, 2002). Respondenten worden er eerst geselecteerd uit een bevolkingsregister, waarna hun telefoonnummer (vast of mobiel) opgezocht wordt, wat in meer dan 90% van de gevallen mogelijk is. Zonder zulke lijsten vereist een gemengde survey een bijzonder complex design, en mede daarom zijn ze zo zeldzaam.

De vraag naar de verspreiding van telefoons en het belang ervan voor telefonische surveys leidde in andere landen tot gelijkaardige analyses als degene die in deze nota beschikbaar zijn. Zo toonden Kuusela & Vikki (1999) aan dat de dekkinggraad van het vaste telefoonnet in Finland eind jaren '90 snel wijzigde als gevolg van de groeiende populariteit van mobiele telefoons. Jongere alleenstaanden beschikten in Finland toen al vaker enkel over een gsm, voornamelijk deze jongeren die in stedelijk gebied woonden in huurwoningen. De Leeuw et al. (2002) vinden dezelfde samenhangen. Jong en/of alleenstaande en/of student zijn, vergroot de kans dat je alleen maar een mobiele telefoon hebt, net zoals een lagere socio-economische status.

Cobben (2004) vindt verder voor Nederland ook minder vaste telefoons (met bekend nummer) bij allochtonen en gescheidenen.

Kuusela & Simpanen (2002) beschrijven de relatie met de woonsituatie. Eigenaars en bewoners van eengezinswoningen beschikken vaker over een vaste lijn. Deze woonsituatie hangt natuurlijk samen met enkele socio-demografische achtergrondvariabelen.

In deze nota bekijken we verschillen in telefonische bereikbaarheid in Vlaanderen, zowel via de vaste lijn als de mobiele telefoon, maar met de nadruk op vaste telefoonlijnen, omwille van de directe relevantie daarvan voor telefonische surveys. In een eerste stap kijken we naar verschillen volgens een aantal klassieke achtergrondvariabelen, in een tweede stap betrekken we ook woningvariabelen.



2. BESCHRIJVING VAN DE DATA

2.1 APS-SURVEY 2003

Het APS-onderzoeksinstrument “Sociaal-culturele verschuivingen in Vlaanderen” is een jaarlijkse survey die is opgevat als een “multicliëntsysteem”.

De structuur van de vragenlijst is drieledig: 1) een vast gedeelte; 2) een variabel periodiek gedeelte en 3) een variabel ad-hocgedeelte. Het vast gedeelte bevat een aantal vragen die elk jaar opnieuw aan bod komen en die - naast vragen m.b.t. sociaal-demografische kenmerken - peilen naar sociale netwerken, naar lidmaatschap van verenigingen en participatie aan culturele activiteiten en vrijetijdsbesteding.

In het periodiek variabel gedeelte komen om de 2 à 3 jaar vragen aan bod m.b.t. het vertrouwen in de instellingen, vertrouwen in de democratie, subjectieve veiligheid e.d.

Het variabel adhoc-gedeelte tenslotte wordt elk jaar opgebouwd rond een beleidsrelevant thema. In 2003 werd de ad-hocmodule opgebouwd rond informatie- en communicatietechnologie (ICT). De data van 2003 bevatten daardoor ook informatie over telefoon- en gsm-bezit en -gebruik.

De bevraging gebeurt door middel van persoonlijke interviews (face-to-face onderzoek). In 2003 werd gebruik gemaakt van het computer ondersteund interviewen (CAPI-methode). De onderzoekspopulatie omvat de Nederlandstalige bevolking van Belgische nationaliteit tussen 18 en 85 jaar in het Vlaamse Gewest of in Brussel.

In 2003 werden in totaal 1437 Vlamingen bevroegd door 101 getrainde interviewers. Voor het realiseren van dit aantal zijn in totaal 2290 adressen gebruikt. Het aantal weigeringen bedroeg 19%.

De gerealiseerde steekproef verschilt niet van de populatieverdeling voor leeftijd en geslacht. De verdeling van het hoogst behaalde diploma in de gerealiseerde steekproef verschilt wel statistisch significant van de verdeling van het hoogst behaalde diploma in de bevolking.

Er is een sterke oververtegenwoordiging in de steekproef van de hoger geschoolden (niet-universitair hoger onderwijs en universitair onderwijs). Daarnaast is er een duidelijke ondervetegenwoordiging van de categorie met enkel een diploma van lager onderwijs of geen behaald diploma. Om die non-responsvertekening statistisch te remediëren, werden de data van de gerealiseerde steekproef gewogen (poststratificatie) (zie Carton, Verbelen en Van Geel, 2003).

2.2 SOCIO-ECONOMISCHE ENQUÊTE 2001

Eind 2001 organiseerde het Nationaal Instituut voor de Statistiek de Socio-Economische Enquête 2001 (SEE2001). Deze enquête werd gehouden bij alle inwoners van België, ingeschreven in de gemeentelijke bevolkingsregisters op 1 oktober 2001. Alle personen, Belgen én buitenlanders die op dat moment hun hoofdverblijfplaats hadden in België, werden ondervraagd. Alleen voor diplomatiek personeel en leden van een krijgsmacht op missie in België werd een uitzondering gemaakt.

Elk huishouden ontving één woning/huishoudformulier en één individueel formulier voor elke persoon in het huishouden. Het individuele formulier bevatte onder meer vragen over het gevolgde onderwijs en de tewerkstellingssituatie van de persoon. Het woning/huishoudformulier bevatte vragen over de woning, maar ook over telefoon- en gsm-bezit.

De participatie aan SEE2001 kan zonder meer goed worden genoemd. Meer dan 96% van de aangeschreven respondenten in België nam deel aan de enquête (al dan niet na een herinnering/verwittiging). Voor het Vlaamse Gewest liggen de cijfers zelfs nog iets hoger: 98,1% van de Vlaamse huishoudens stuurde het woningformulier in.

In de grote steden was er iets minder medewerking, maar voor Antwerpen en Gent werd toch nog altijd een responsgraad van 94,8% respectievelijk 96,3% gehaald. In tegenstelling tot de zeer lage unit-nonrespons was de item-nonrespons voor een aantal vragen wel aanzienlijk.

Naast de data die bekomen werden via deze enquêtes werden eveneens gegevens uit bestaande registers (vnl.

het Rijksregister) geïntegreerd in enkele bestanden. Het NIS bezorgde APS drie bestanden.

Uit het bestand op huishoudniveau dat op basis van de ingevulde formulieren samengesteld werd, trok het NIS voor APS een 10% steekproef. In deze steekproef werden enkel de individuele huishoudens opgenomen. Collectieve huishoudens werden buiten beschouwing gelaten.

Een tweede bestand bevatte informatie die gehaald werd uit het Rijksregister. Voor alle gezinsleden van de huishoudens die in de steekproef van het woningbestand geselecteerd werden, haalde het NIS een aantal variabelen uit het Rijksregister zoals de geboortedatum, burgerlijke staat en verhouding tot de referentiepersoon van het huishouden.

Dit is dus een bestand op individueel niveau en niet op huishoudniveau. Het is geen aselechte steekproef van de Vlaamse bevolking omdat de steekproeftrekking gebeurde op huishoudniveau.

Het derde bestand is eveneens een bestand op individueel niveau. Dat bestand is het resultaat van het “persoonsformulier” van de Socio-Economische Enquête en bevat informatie over de tewerkstellingssituatie en het opleidingsniveau van - opnieuw - alle leden van de geselecteerde huishoudens.

Voor de analyses in deze nota werden de drie bestanden samengevoegd. De koppeling is gebeurd door aggregatie. De persoonsgegevens (zowel deze die uit het Rijksregister komen als deze die gebaseerd zijn op de individuele vragenlijst) werden toegekend aan het huishouden (onderzoekseenheden van een hoger niveau).

Met het oog hierop werden voor de huishoudens enkele nieuwe genummerde variabelen gemaakt, die het onderwijsniveau van de eerste persoon in het huishouden bevatten, het onderwijsniveau van de tweede persoon enzovoort.

De analyse gebeurde dus op huishoudniveau, maar nam ook informatie van het individuele niveau op. Zo kan het telefoonbezit van het huishouden bijvoorbeeld gerelateerd worden aan opleidingskenmerken, tewerkstellingssituatie...

De omvang van deze 10%-steekproef is zeer groot. Het

bestand bevat informatie over 242.397 huishoudens en 586.378 personen. Bij bestanden van deze omvang zijn (vrijwel) alle gevonden samenhangen statistisch significant. Bij de analyse van dat bestand belichten we daarom voornamelijk de grootte van verschillen en de sterkte van samenhangen en verwijzen we vooral naar significantie als de verschillen niet of bijna niet significant zijn.

De vraag naar telefoonbezit werd in SEE2001 op huishoudniveau gesteld. Voor vaste telefoons is het ook (meestal) een kenmerk op huishoudniveau. Voor mobiele telefoons is dat in regel niet het geval. De steekprofeenheden bij APS2003 zijn personen, wat ineens een aantal opmerkelijke verschillen verklaart die we aantreffen in resultaten.

3. ANALYSE VAN DE APS-SURVEY 2003

3.1 INLEIDING

We bekijken eerst de algemene verspreiding van vaste telefoons en gsm's. Uit *tabel 1* blijkt dat 15% van de respondenten geen vast telefoontoestel heeft.

Van diegenen die wel een vaste telefoon hebben thuis, gebruikt vrijwel iedereen dat toestel (meer dan 99%).

Tabel 1: Verspreiding van vaste telefoontoestellen

	<i>frequentie</i>	<i>percentage</i>
<i>wel vast telefoontoestel</i>	1218	85,0%
<i>geen vast telefoontoestel</i>	215	15,0%

Bron: APS 2003

Het aantal mensen dat thuis een gsm rapporteert, ligt een beetje lager (zie *tabel 2* op volgende bladzijde).

Bemerk dat het aantal gsm's niet werd bevraagd. Je

kan uit deze tabellen dus niet afleiden dat er meer vaste telefoonlijnen zijn dan gsm-abonnementen. Zoals uit de cijfers van het BIPT blijkt, is het trouwens net omgekeerd. Voor gsm's is het niet zo dat bezit in huis min of meer gelijk staat met gebruik.

Bijna 10% van de mensen die zeggen een gsm in huis te hebben, gebruikt hem niet. Oftewel: 7,5% van de respondenten heeft een gsm in huis, maar gebruikt die niet (zie tabel 3).

Omdat de vraag naar het bezit niet het *persoonlijk* bezit betrof, zijn dat meer dan waarschijnlijk in hoofdzaak gsm-toestellen van andere familieleden.

Tabel 2: Verspreiding van mobiele telefoons

	<i>frequentie</i>	<i>percentage</i>
<i>thuis een gsm</i>	1169	81,6%
<i>thuis geen gsm</i>	264	18,4%

Bron: APS 2003

Tabel 3: Gebruik van mobiele telefoons

	<i>frequentie</i>	<i>percentage</i>
<i>ja</i>	1062	74,1%
<i>neen</i>	107	7,5%
<i>niet van toepassing</i>	264	18,4%

Bron: APS 2003

Om “telefonische bereikbaarheid” te operationaliseren gaan we uit van *bezit* van een vast telefoontoestel en *gebruik* van een gsm.

Eén argument hiervoor is de empirische vaststelling dat beide bij een vast toestel min of meer samenvallen.

Een bijkomend argument is dat ook mensen die zeggen het vaste toestel niet te gebruiken (een zeer kleine groep dus) toch via dat toestel bereikbaar zijn.

Als bij een telefonische survey een toevalsprocedure wordt gebruikt om binnen de geselecteerde huishoudens de respondenten te bepalen, dan belandt die kleine groep “niet-gebruikers maar wel een vaste telefoon in huis” toch in het steekproefkader.

Tabel 4: Telefonische bereikbaarheid

	<i>frequentie</i>	<i>percentage</i>
<i>niet via vast toestel en niet via gsm</i>	14	1,0%
<i>via vast toestel, maar niet via gsm</i>	357	24,9%
<i>via gsm, maar niet via vast toestel</i>	202	14,1%
<i>zowel via vast toestel als via gsm</i>	861	60,1%

Bron: APS 2003

Tabel 4 rapporteert telefonische bereikbaarheid in Vlaanderen volgens deze operationalisering. De grootste groep respondenten is zowel via vast toestel als via gsm bereikbaar, 1/4 is alleen met een vast toestel te bereiken en zo’n 14% enkel via een gsm. Een zeer kleine groep (zo’n 1%) is telefonisch niet bereikbaar.

Deze laatste groep is eigenlijk te klein om er verdere statistische analyses op uit te voeren. Al bij al kunnen we ook stellen dat van de doelpopulatie van de APS-survey (Nederlandstalige Belgen woonachtig in het Vlaamse Gewest of in Brussel) vrijwel iedereen telefonisch bereikbaar is.

Tenminste ... als we een complex design zouden toepassen met zowel enquêtes via het vast toestel als via de gsm, een design dat in België niet of slechts in beperkte mate toegepast wordt (zie inleiding).

Telefonische surveys in België verlopen (voornamelijk) nog uitsluitend via de vaste lijn. Grootschalige surveys via de mobiele telefoon zijn onbestaande of zeer zeldzaam.

Natuurlijk komen sms-polls waarbij grote groepen gevraagd worden om bvb. één stelling te beoordelen frequent voor, maar die sluiten een uitgebreide vraagstelling uit en zijn meestal gebaseerd op zelfselectie door de respondent.

In de volgende analyse onderzoeken we daarom wie wel en wie niet een vast toestel in huis heeft. We kijken dus wie apriori onbereikbaar is bij een “standaard” telefonische survey.

3.2 BIVARIATE ANALYSE

Eerst bekijken we enkele bivariate samenhangen. We zien welke categorieën van respondenten geen vaste lijn in huis hebben (zie tabel 5).

Tabel 5 toont duidelijke samenhangen met huishoudtype en leeftijd, en in mindere mate met de tewerkstellingssituatie. Opleidingsniveau en origine hebben geen significante effecten. De drie variabelen die wel een impact hebben zijn daarenboven duidelijk

Tabel 5: Aandeel respondenten zonder vaste telefoon volgens enkele achtergrondvariabelen

	<i>% zonder vaste telefoon</i>	<i>N waarop % berekend is</i>
leeftijd respondent***		
18-24 jaar	22,6%	155
25-34 jaar	29,0%	241
35-44 jaar	14,5%	290
45-54 jaar	12,7%	251
55-64 jaar	8,8%	204
65-74 jaar	4,4%	181
75-85 jaar	10,0%	110
huishoudtype***		
bij ouders	9,0%	177
alleenstaande	31,2%	205
alleenstaande ouder	36,4%	44
met partner	12,4%	523
met partner en kinderen	9,2%	447
overige	36,8%	38
hoogst behaalde diploma^{ns}		
geen of ten hoogste lager onderwijs	15,0%	346
ten hoogste lager secundair onderwijs	17,4%	288
ten hoogste hoger secundair onderwijs	16,2%	474
niet universitair hoger onderwijs	9,2%	229
universitair onderwijs	14,9%	87
tewerkstellingssituatie**		
leerling/student	9,8%	82
betaald werk	17,3%	756
(brug)gepensionneerd	9,1%	328
andere	17,3%	266
origine^{ns}		
autochtoon	14,6%	1.319
allochtoon ^o	19,1%	110

^o Benaderende operationalisering: ofwel had de respondent niet de Belgische nationaliteit bij zijn/haar geboorte, ofwel heeft zijn/haar vader en/of moeder niet de Belgische nationaliteit

** $p < 0,01$

*** $p < 0,001$

ns niet significant

Bron: APS 2003

gecorrleerd. Dat verklaart ook het effect van leeftijd dat op het eerste zicht niet lineair is.

Jongeren hebben minder vaak een vaste telefoonlijn in huis dan ouderen, maar bij de allerjongste groep (18-25 jaar) is het aandeel met vaste lijn groter dan bij de groep die net iets ouder is (26-34 jaar).

Dit wordt natuurlijk verklaard door huishoudtype. Van de jongste leeftijdscategorie woont nog een grote groep bij de ouders en zij hebben daardoor wel een vaste telefoon in huis.

In de dataset zijn er slechts 35 jongeren van 18 tot 25 jaar die niet bij hun ouders inwonen. Hierop een percentage berekenen is gevaarlijk, maar het is toch opvallend dat meer dan 2/3 ervan geen vaste lijn in huis heeft.

De conclusie is dus duidelijk dat jongeren minder vaak bereikbaar zijn via een vaste lijn, tenzij ze nog bij hun ouders inwonen.

Ook de oudste groep (75-85 j.) springt er blijkbaar wat uit, met meer respondenten zonder telefoon dan bij de groep die net iets jonger is.

Maar ook dit kan samenhangen met huishoudtype. In deze groep zijn er immers meer alleenstaanden, die ook minder vaak telefoon in huis hebben.

Het contactblad dat de interviewers van de survey hebben ingevuld, biedt enige informatie over de woning van de respondenten.

De interviewers moesten de aard van de woning aanduiden (vrijstaande woning, half-open bebouwing,...) en ook een inschatting geven van de staat van de woning van de respondent in vergelijking met de andere woningen in de buurt. Omdat die laatste variabele enkel relatief bekeken kan worden, beperken we ons hier tot de aard van de woning.

Tabel 6 toont duidelijk dat de aard van de woning een impact heeft op het telefoonbezit. Respondenten die wonen in vrijstaande woningen beschikken veel vaker over een telefoon dan alle andere respondenten.

3.3 MULTIVARIATE ANALYSE

Met een logistische regressie berekenen we netto-effecten voor alle variabelen. Deze netto-effecten controleren voor de andere onafhankelijke variabelen in het model.

We nemen eerst de socio-demografische achtergrondvariabelen op en in een volgende stap de aard van de woning. Die zou in een causaal model immers bestempeld kunnen worden als een intermediaire variabele.

Omdat leeftijd en huishoudtype zo sterk samenhangen, gaan we met behulp van interactie-effecten op zoek naar leeftijdseffecten binnen een bepaald huishoudtype.

Voor de groep die nog bij de ouders inwoont, nemen we geen leeftijdsvariabelen op omdat die groep heel

Tabel 6: Aandeel respondenten zonder vaste telefoon volgens aard van de woning

	<i>% zonder vaste telefoon</i>	<i>N waarop % berekend is</i>
<i>eengezinswoning open bebouwing</i>	8,0%	611
<i>eengezinswoning half-open bebouwing</i>	15,3%	242
<i>eengezinswoning gesloten bebouwing</i>	19,3%	357
<i>appartement</i>	27,8%	176
<i>overige</i>	23,9%	46

p < 0,001

Bron: APS 2003

leeftijdshomogeen is. Als we voor leeftijd ook een hoofdeffect zouden opnemen of een effect van leeftijd zouden berekenen bij de groep die bij de ouders woont, zijn de leeftijdseffecten en ook de andere effecten van huishoudtype niet meer stabiel.

In deze logistische regressie kunnen we leeftijd opnemen als metrische variabele. We hebben de oorspronkelijke variabele gecentreerd rond het gemiddelde (47 jaar) zodat het intercept verwijst naar mensen met een gemiddelde leeftijd. Bij de respondenten die met partner wonen nemen we ook leeftijd in het kwadraat op. Bij dit huishoudtype is er inderdaad een extra niet-lineair verband. Dit betekent dat bij deze groep een zelfde leeftijdsverschil bij jongeren een andere impact heeft op telefoonbezit dan bij ouderen.

Bij de andere huishoudtypes vonden we geen kwadratisch effect en bij alleenstaande ouders vonden we zelfs helemaal geen leeftijdseffecten. (Dit was ook een kleine groep in de dataset.)

Tewerkstellingssituatie hangt ook sterk samen met leeftijd en huishoudtype.

Bij een bepaalde leeftijdsgroep vinden we alleen nog gepensioneerden en bij de respondenten die nog bij hun ouders wonen is er een hele grote groep die nog studeert.

Daarom hebben we enkel ruimere variabelen opgenomen in de logistische regressie: “al dan niet hebben van betaald werk” en “beschikt over arbeids- of pensioensinkomen”. Die bleken niet significant, net zomin als variabele origine.

Tabel 7: Netto-effecten in een logistische regressie

	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>Sig.</i>	<i>Exp (B)</i>
onderwijsniveau				
<i>geen/lager onderwijs</i>	-0,736	0,173	***	0,479
<i>lager secundair onderwijs</i>	-0,375	0,157	*	0,687
<i>hoger secundair onderwijs</i>	0,096	0,141		1,101
<i>hoger onderwijs</i>	1,015	0,188	***	2,759
huishoudtype en leeftijd				
<i>bij ouders</i>	0,764	0,256	**	2,148
<i>alleenstaande</i>	-1,243	0,190	***	0,288
<i>alleenstaande*leeftijd</i>	0,084	0,011	***	1,088
<i>alleenstaande ouder</i>	-0,923	0,294	**	0,397
<i>met partner</i>	0,845	0,228	***	2,327
<i>met partner*leeftijd</i>	0,098	0,011	***	1,103
<i>met partner*(leeftijd) ²</i>	-0,002	0,001	**	0,998
<i>met partner en kinderen</i>	1,364	0,251	***	3,912
<i>met partner en kinderen*leeftijd</i>	0,099	0,023	***	1,104
intercept	1,609	0,119	***	4,996

* $p < 0,05$

** $p < 0,01$

*** $p < 0,001$

Bron: APS 2003

Zowel voor onderwijsniveau als voor huishoudtype werken we met effectcodering. Dat impliceert dat het intercept de gemiddelde waarde geeft van de gemiddeldes binnen de onderscheiden onderwijsniveaus en huishoudtypes, en de parameters zelf het verschil geven t.o.v. dat gemiddelde.

We werken bijgevolg niet met een (arbitraire) referentiecategorie. Niet-universitair hoger onderwijs en universitair onderwijs werden samengebracht in één categorie: hoger onderwijs. Voor onderwijsniveau hebben we twee verschillende effectcoderingen gebruikt, zodat we de effecten kunnen geven van alle diploma's. Die effecten zijn gebaseerd op twee verschillende logistische regressies die helemaal identiek zijn op één parameter na.

Eén keer krijgen we geen effect voor hoger onderwijs en één keer wordt het effect van geen/lager onderwijs niet weergegeven. Een beetje optellen en aftrekken zou overigens ook de parameters voor alle onderwijsniveaus geven.

De afhankelijke variabele van de logistische regressie tenslotte is het al dan niet bezitten van een vaste telefoon, waarbij waarde 1 duidt op het bezit en waarde 0 op het niet-bezit.

Het intercept in *tabel 7* is gelijk aan 1,6 wat overeenkomt met een odds van ongeveer 5 en een verwacht percentage van 83%.

Dit is een ongewogen gemiddelde van de percentages telefoonbezit voor de verschillende huishoudtypes en onderwijsniveaus.

Alleenstaanden en alleenstaande ouders hebben een duidelijk kleinere kans dan dit gemiddelde om een vaste telefoon in huis te hebben (de B-parameters zijn negatief). Respondenten die bij hun ouders wonen, hebben een duidelijk grotere kans om een vaste telefoon in huis te hebben, net zoals respondenten die met hun partner wonen en respondenten die met hun partner en kinderen onder één dak wonen. Deze laatste groep heeft de grootste kans.

Opvallend is ook dat er in de logistische regressie toch significante verschillen zijn volgens onderwijsniveau. Lager opgeleiden en dan vooral de mensen zonder diploma of met ten hoogste een diploma lager onderwijs hebben minder vaak een vaste telefoon,

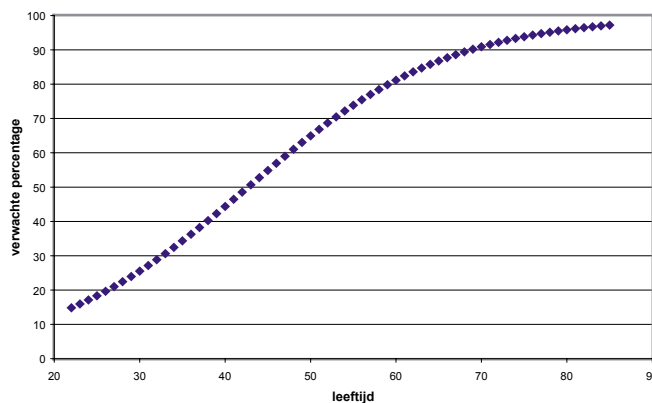
terwijl mensen met diploma hoger onderwijs vaker een vaste telefoon hebben.

De conclusie is dus dat er wel een netto-effect uitgaat van het onderwijsniveau, maar dat dit in de bivariate analyse grotendeels onderdrukt wordt door de samenhang van deze onafhankelijke variabele met de andere onafhankelijke variabelen (leeftijd en huishoudtype).

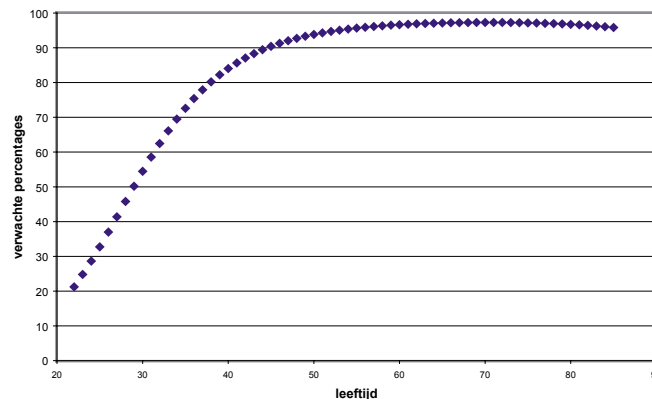
Tot slot bekijken we ook nog de leeftijdseffecten voor de 3 huishoudtypes waar we verschillen volgens leeftijd hebben gevonden. Dit doen we aan de hand van grafieken met verwachte percentages.

De huishoudtypes in de titels van de grafieken zijn gebaseerd op de definiëring door de respondent. Een volledig correcte omschrijving voor grafiek 2 zou bijvoorbeeld zijn “verwachte aandeel respondenten met telefoon in huis bij respondenten die samenwonen met hun partner”.

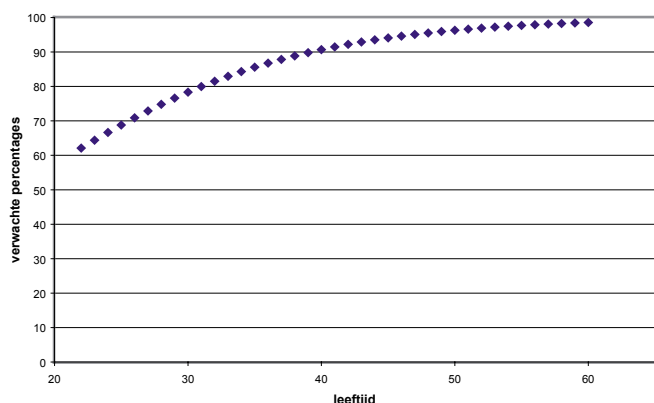
*Grafiek 1: Verwachte aandeel **alleenstaanden** met vaste telefoon (Bron APS 2003)*



*Grafiek 2: Verwachte aandeel **koppels zonder kinderen** met vaste telefoon (Bron APS 2003)*



Grafiek 3: *Verwachte aandeel koppels met kinderen met vaste telefoon (Bron APS 2003)*



Deze grafieken geven schattingen weer volgens het logistische regressiemodel. Voor alleenstaanden en koppels zonder kinderen geven we verwachte waarden van 22 tot 85 jaar. Voor koppels met inwonende kinderen enkel van 22 tot 60 jaar. De reden hiervoor is dat de schattingen beter zijn naarmate een type vaker voorkomt en dat respondenten die ouder zijn dan 60 jaar en inwonende kinderen hebben, schaars zijn in het bestand.

We zien dat voor de drie types geldt dat het kleinste aandeel huishoudens met vaste telefoon zich bevindt bij de jongeren. Bij koppels met of zonder kinderen ligt het aandeel huishoudens met telefoon vanaf 50 jaar zeer hoog (boven de 90%). Bij alleenstaanden is het aandeel huishoudens met vaste telefoon lager maar er is, naarmate de leeftijd stijgt, een continue stijging van dat aandeel.

Bemerk dat deze grafieken geen te verwachten evoluties weergeven! Ze tonen zeker niet welke kans een alleenstaande die nu 40 jaar is, binnen de 10 jaar zal hebben om dan een vaste telefoon in huis te hebben. Ze geven de geschatte kansen weer die nu (= 2003!) gelden volgens leeftijd voor de verschillende huishoudtypes. Deze geschatte kansen zijn ook nog steeds de ongewogen gemiddeldes van de onderscheiden onderwijsniveaus. Bij lager opgeleiden liggen de kansen lager, bij hoger opgeleiden liggen ze hoger.

In een volgende stap nemen we de aard van de woning op als onafhankelijke variabele in de analyse. De opname van deze variabele heeft een beperkte impact op de resultaten voor de overige variabelen. De effecten

van opleidingsniveau en huishoudtype worden wat kleiner en de standaardfouten bij de parameters voor deze effecten een (klein) beetje groter.

Deze veranderingen voldoen aan de verwachtingen omdat beide variabelen gecorreleerd zijn met de aard van de woning. De aard van de woning heeft zelf ook nog een bijkomend effect op telefoonbezit.

Respondenten die wonen in een vrijstaande woning hebben het vaakst telefoon in huis, significant meer dan bewoners van huizen in half-open of gesloten bebouwing en bewoners van appartementen. Dit is een netto-effect, bovenop de effecten van de socio-demografische achtergrondvariabelen (zie bijlage 1).

Deze analyse toont duidelijk aan dat het al dan niet hebben van een vaste telefoon niet toevallig is. Een “standaard” telefonische survey impliceert dus noodzakelijkerwijze verschillende kansen om bepaalde respondentengroepen te bereiken.

Zo’n standaard telefonisch onderzoek kan met andere woorden geen volledige representativiteit garanderen.

Een correctie van de steekproef d.m.v. herweging op basis gekende populatieverdelingen voor socio-demografische achtergrondvariabelen zal dit niet kunnen verhelpen omdat er bovenop de relaties met die achtergrondvariabelen nog samenhangen zijn met de woonsituatie.

4. ANALYSE VAN DE SOCIO-ECONOMISCHE ENQUÊTE 2001

4.1 INLEIDING

Ook bij de volkstellingsdata bekijken we eerst enkele univariate frequentietabellen. De vragen in SEE2001 waren niet exact dezelfde als deze in APS2003. De algemene vraag luidde “Over welke gerieflijkheden beschikt het huishouden?”. In het daaropvolgende rijtje werden ook een vaste telefoonaansluiting en een gsm opgesomd. De respondenten konden de vraag beantwoorden met “geen”, “één” en “twee of meer”.

Tabel 8 toont eerst en vooral de item-nonrespons op deze vraag. Voor bijna 3% van de huishoudens hebben we geen informatie.

De cijfers voor de overige huishoudens liggen in de lijn van de APS-cijfers: 12,4% heeft geen vaste telefoon en 87,6% wel. Voor de APS-data was dat respectievelijk 15% en 85%.

Dat het telefoonbezit in SEE2001 iets hoger ligt, kan waarschijnlijk verklaard worden door het verschil in het moment van de bevraging. In 2003 lag het aantal vaste telefoonlijnen al een beetje lager dan in 2001.

Bij de vraag naar gsm-bezit ligt de item-non-respons nog hoger (zie tabel 9). Vrijwel 9% van de huishoudens hebben deze vraag niet beantwoord. Je zou kunnen veronderstellen dat een grote meerderheid van deze non-respons gelijkstaat met niet-bezit.

De vraag lijkt immers niet bedreigender of onduidelijker dan de vraag naar het bezit van een vaste

lijn, hoewel het natuurlijk mogelijk is dat sommigen in 2001 nog niet wisten waarvoor een gsm staat.

Deze hypothese wordt gedeeltelijk bevestigd door de vaststelling dat de groepen die de hoogste nonrespons laten optekenen ook de groepen zijn die het minst vaak over een gsm beschikken. Bij de oudste leeftijdsgroepen (ouder dan 70 jaar) wordt maar liefst 20% non-respons opgetekend voor deze vraag.

Ook bij de vraag naar een vaste telefoon kan overigens dezelfde constatacie gemaakt worden.

Daar vinden we bijvoorbeeld meer non-respons bij de alleenstaanden, die ook minder vaak over een vaste lijn blijken te beschikken.

Ondanks deze vaststellingen is het methodologisch natuurlijk het meest correct om verder te werken met de observaties waarbij we wel een betekenisvol antwoord hebben bekomen. Bij deze groep respondenten bedraagt het percentage niet-bezitters meer dan 32% van de huishoudens.

Tabel 8: Bezit van vaste telefoonaansluitingen

	<i>frequentie</i>	<i>percentage</i>	<i>percentage op geldige antwoorden</i>
<i>geen</i>	29.165	12,0%	12,4%
<i>één</i>	196.108	80,9%	83,1%
<i>twee of meer</i>	10.631	4,4%	4,5%
<i>ontbrekende waarde</i>	6.493	2,7%	

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

Tabel 9: Bezit van mobiele telefoons

	<i>frequentie</i>	<i>percentage</i>	<i>percentage op geldige antwoorden</i>
<i>geen</i>	71.043	29,3%	32,2%
<i>één</i>	90.997	37,5%	41,2%
<i>twee of meer</i>	58.860	24,3%	26,6%
<i>ontbrekende waarde</i>	21.497	8,9%	

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

Dat is beduidend hoger dan in APS2003 (18%). Dit kan eveneens verklaard worden door het tijdsverschil. Tussen 2001 en 2003 is het gsm-bezit en -gebruik immers zeer sterk toegenomen.

Een gelijkaardige operationalisering van telefonische bereikbaarheid als bij de APS-survey is onmogelijk omdat er nergens gevraagd werd naar het gebruik van de gsm of vaste telefoon.

We kunnen wel kijken naar een kruising van beide bezit-variabelen en zo kijken of en hoe bezit van telefoon en bezit van gsm samenhangen.

Tabel 10: Kruistabel van bezit van vaste telefoonlijn en gsm

		GSM		
		geen	1	2 of meer
vaste telefoon	geen	2,2%	7,1%	3,8%
	1	29,8%	32,1%	20,1%
	2 of meer	0,4%	1,5%	2,8%

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

Bemerk dat meer dan 10% van de huishoudens niet is opgenomen in tabel 10! Zij hebben een ontbrekende waarde op minstens één van beide variabelen. De tabel geldt dus enkel voor de huishoudens waarvoor we wel informatie hebben.

Ook hier geldt dat een duidelijke meerderheid van de huishoudens zonder vaste telefoon, wel één of meerderde gsm's bezit. Maar iets meer dan 2% van de huishoudens heeft geen vaste telefoon en geen gsm ter beschikking. Zij zijn dus apriori telefonisch niet bereikbaar. Dit percentage ligt iets hoger dan in de APS-survey. Maar het verschil zou het gevolg kunnen zijn van toeval. Bovendien gaat het hier over huishoudens en in de APS-data over personen en is er ook het verschil in moment van bevraging.

Het aandeel onbereikbare personen is niet op te maken uit deze tabel. Maar we kunnen op basis van gezinsgrootte en/of huishoudtype wel een aantal groepen selecteren, waarbij we deze vraag min of meer toereikend kunnen beantwoorden. Wij doen de oefening voor de alleenstaanden en de koppels zonder kinderen. Voor de alleenstaanden is er geen probleem. Een gsm in het huishouden

is een persoonlijke gsm. Misschien gebruikt die alleenstaande zijn/haar gsm of vaste telefoon zelden of nooit, maar in theorie is hij/zij dus wel bereikbaar. Tabel 11 geeft dezelfde informatie als in de kruistabel hierboven, maar nu dus enkel voor de alleenstaanden.

Tabel 11: Kruistabel van bezit van vaste telefoonlijn en gsm bij alleenstaanden

		GSM		
		geen	1	2 of meer
vaste telefoon	geen	6,2%	17,3%	1,2%
	1	45,1%	26,4%	1,9%
	2 of meer	0,5%	1,1%	0,4%

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

Van de alleenstaanden is 6,2% a priori onbereikbaar voor telefonische enquêtes. Verder blijkt dat de meerderheid van de alleenstaanden zonder vast toestel wel over een gsm beschikken. Verdere analyse toont aan dat dit mede bepaald wordt door de leeftijd (zoals te verwachten was natuurlijk).

Jonge alleenstaanden zonder vaste lijn hebben veel vaker een gsm dan oudere alleenstaanden zonder vaste lijn. Bij de 18 tot 24-jarige alleenstaanden heeft 82% één of meer gsm's. Bij de 18 tot 24-jarige alleenstaanden zonder vaste lijn is dat zelfs 95%. Bij de alleenstaande 75-plussers heeft maar 9% één of meer gsm's en als deze laatste groep niet beschikt over een vaste lijn, loopt dit percentage slechts op tot 17%.

Ook voor koppels zonder kinderen, kunnen we een poging doen om telefonische (on)bereikbaarheid op persoonsniveau in te schatten. Dat blijft dan wel een benadering omdat één persoon van het koppel twee gsm's kan gebruiken en de andere geen (zie ook tabel 11 waaruit blijkt dat zo'n 3% van de alleenstaanden meer dan één gsm ter beschikking heeft).

Ook kan één gsm door beide partners gebruikt worden. In theorie zijn beide personen dan telefonisch bereikbaar, maar vanuit surveyoogpunt behoren zij toch niet allebei tot het steekproefkader: zij hebben immers niet allebei een kans om toevallig geselecteerd te worden voor een steekproef.

Rekening houdende met deze beperkingen, kunnen we uit *tabel 12* toch besluiten dat bij 1% van de koppels beide partners zeker uit de boot vallen bij een telefonische survey en bij minstens 3% van de koppels één van beide partners.

Tabel 12: Kruistabel van bezit van vaste telefoonlijn en gsm bij koppels zonder kinderen

		GSM		
		geen	1	2 of meer
vaste telefoon	geen	1,0%	3,1%	4,4%
	1	38,4%	36,5%	13,0%
	2 of meer	0,5%	1,6%	1,6%

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

Deze laatste, relatief optimistische, conclusie geldt - net zoals de conclusies bij *tabel 4*, *tabel 10* en *tabel 11* - alleen als er een ingewikkeld steekproefdesign wordt gebruikt met zowel vaste nummers als gsm-nummers.

Omdat zulke designs zeer zeldzaam zijn in Vlaanderen (zie hierboven), onderzoeken we ook bij de data van SEE2001 verder het bezit van een vaste lijn. Deze analyse gebeurt op huishoudniveau.

De vraag die de verdere analyse dus moet beantwoorden is welke huishoudens onbereikbaar blijven voor “standaard” telefonische surveys.

4.2 BIVARIATE ANALYSE

In een eerste stap bekijken we terug opnieuw enkele bivariate samenhangen: zie *tabel 13* op de volgende bladzijde.

Door de grote aantallen zijn gewoon alle samenhangen significant op niveau $\alpha = 0,001$. We rapporteren dan ook geen sterretjes in deze en de volgende tabellen.

Er is een eerste duidelijke samenhang met de leeftijd van de referentiepersoon in het huishouden. Hoe ouder de referentiepersoon, hoe groter de kans dat het

huishouden beschikt over een vaste telefoonlijn. Voor de oudste leeftijdscategorieën ligt het telefoonbezit op 95%. Bij de categorie 25-34 jaar daalt dit tot minder dan drie op vier en bij de allerjongste groep zelfs tot $\pm 35\%$.

In APS 2003 vonden we dat het telefoonbezit terug afnam bij de alleroudste groep, een effect dat wel niet helemaal bevestigd werd in de multivariate analyse.

Hier vinden we zo'n effect niet. Als we ervan uitgaan dat (persoonlijk) telefoonbezit lager ligt in rusthuizen, zou de afwezigheid van collectieve huishoudens in deze steekproef een bijkomende reden voor de afwezigheid van dat effect kunnen zijn.

Ook volgens de andere socio-demografische achtergrondvariabelen zijn er opvallende verschillen in het bezit van een vaste lijn. Voor huishoudtype geldt dat het hoogste percentage bezitters opgetekend wordt bij koppels met kinderen en het laagste percentage bij alleenstaanden.

Opvallend hierbij is nog dat alleenstaande mannen veel vaker geen vaste telefoon hebben dan alleenstaande vrouwen.

Verder hebben huishoudens waarin het hoogste diploma hoger onderwijs is vaker een vaste lijn. Bij hoger universitair onderwijs ligt het aandeel bezitters nog iets hoger dan bij hoger niet-universitair onderwijs.

We vinden ook vaker een vaste telefoon bij huishoudens waarvan de referentiepersoon werkt of gepensioneerd is en bij koppels die beschikken over twee arbeids- of pensioensinkomens.

Tot slot ligt het bezit van een vaste telefoon duidelijk lager als de referentiepersoon de Marokkaanse, Turkse of een andere niet-EU nationaliteit heeft.

Deze achtergrondvariabelen zijn niet onafhankelijk van elkaar. Leeftijd, huishoudtype, onderwijsniveau en tewerkstellingssituatie hangen duidelijk samen. Daarom gaan we ook bij deze data op zoek naar netto-effecten in een logistische regressie.

Vooraleer we die analyse bespreken, gaan we nog de bivariate samenhang tussen telefoonbezit en enkele woonvariabelen na.

Tabel 13: Aandeel huishoudens zonder vaste telefoon volgens enkele achtergrondvariabelen

	<i>% zonder vaste telefoon</i>	<i>N waarop % berekend is</i>
leeftijd referentiepersoon		
18-24 jaar	64,4%	3.778
25-34 jaar	27,1%	32.606
35-44 jaar	13,8%	49.303
45-54 jaar	10,1%	45.810
55-64 jaar	7,7%	37.718
65-74 jaar	5,3%	37.180
75 jaar en ouder	5,3%	29.462
huishoudtype		
alleenstaande	22,4%	62.984
waarvan alleenstaande vrouw	13,9%	36.006
alleenstaande man	33,6%	26.978
alleenstaande ouder	19,3%	15.891
waarvan alleenstaande moeder	19,9%	12.913
alleenstaande vader	16,6%	2.978
koppel zonder kinderen	7,8%	67.770
koppel met kinderen	6,7%	78.961
overige	14,0%	10.298
onderwijsniveau huishouden¹		
lager onderwijs	11,3%	31.884
lager secundair onderwijs	13,5%	53.548
hoger secundair onderwijs	16,3%	65.740
hoger niet-universitair onderwijs	8,4%	37.544
hoger universitair onderwijs	5,6%	25.808
professionele status referentiepersoon		
leerling/student	55,8%	319
werkend	14,5%	128.169
werkzoekend	39,2%	6.137
(brug)gepensioneerd	5,8%	83.102
overige	17,3%	16.156
inkomens bij koppels		
geen arbeids- of pensioensinkomen	14,9%	4.845
één arbeids- of pensioensinkomen	7,7%	44.276
twee arbeids- of pensioensinkomens	6,6%	96.864
nationaliteit referentiepersoon		
Belgisch	12,7%	226.587
Nederlands	8,2%	3.468
overige EU-landen (EU-15)	15,1%	3.532
Marokkaans	51,5%	705
Turks	42,2%	505
overige	34,7%	1.107

¹ Bij koppels werd het hoogste onderwijsniveau van beide partners genomen. Anders dan bij APS2003 werd de mogelijkheid "geen" niet voorzien in de vragenlijst. Het lijkt waarschijnlijk dat dit tot bijkomende item non-respons heeft geleid.

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

Tabel 14 toont dat telefoonbezit samenhangt met de bewonerstitel, de aard van de woning en de staat waarin de woning zich bevindt.

Uit de tabel blijkt inderdaad dat eigenaars het vaakst een vaste lijn in huis hebben en huurders op de privé-markt het minst vaak, huishoudens die een vrijstaande woning betrekken hebben vaker een vaste lijn dan appartementsbewoners.

Huishoudens waarvan de woning zich in betere staat bevindt tot slot, hebben vaker telefoon in huis dan deze waarvan de woning minstens één grote herstelling behoeft.

Ook deze kenmerken hangen onderling samen (in appartementenwonen meer huurders) en bovendien zijn ze niet onafhankelijk van de achtergrondkenmerken (zie de analyse van de woonsituatie op basis van SEE2001 in APS, 2004). Ook hier zullen we in een

logistische regressie op zoek gaan naar netto-effecten die controleren voor alle andere variabelen.

4.3 MULTIVARIATE ANALYSE

In deze logistische regressie nemen we leeftijd op als metrische variabele (gecentreerd rond het gemiddelde, 53 jaar). Door de grote aantallen kunnen we het effect van leeftijd heel gedetailleerd modelleren en tot een vierde machtsterm opnemen. Omdat de huishoudens de analyse-eenheden zijn, wordt de leeftijd van de referentiepersoon opgenomen in de analyse.

Dat maakt dat we geen probleem hebben met respondenten die inwonen bij hun ouders en we leeftijd niet als interactie-effect met huishoudtype moeten opnemen. Onderwijsniveau (hoogste in huishouden) en huishoudtype zijn opnieuw effectgecodeerd. Voor nationaliteit (referentiepersoon) werken we wel met

Tabel 14: Aandeel huishoudens zonder vaste telefoon volgens enkele woonvariabelen

	<i>% zonder vaste telefoon</i>	<i>N waarop % berekend is</i>
<i>bewonerstitel</i>		
<i>eigenaar</i>	7,1%	171.586
<i>huurder</i>	28,9%	43.458
<i>sociale huurder</i>	21,7%	13.845
<i>kostenloos</i>	17,0%	3.442
<i>aard van de woning</i>		
<i>eengezinswoning open bebouwing</i>	5,7%	84.199
<i>eengezinswoning half open bebouwing</i>	9,4%	48.285
<i>eengezinswoning gesloten bebouwing</i>	13,3%	52.712
<i>appartement, studio, kamer, loft</i>	26,3%	44.781
<i>overige</i>	21,3%	1.851
<i>staat van de woning¹</i>		
<i>geen grote of kleine herstellingen nodig</i>	9,8%	136.132
<i>slechts één kleine herstelling nodig</i>	12,4%	30.169
<i>meer dan één kleine herstelling nodig</i>	15,9%	33.325
<i>minstens één grote herstelling nodig</i>	21,1%	24.256
¹ De huishoudens werd gevraagd naar de staat van de elektrische installatie, de binnenmuren, de buitenmuren, de ramen, de dakgoot en het dak. Zij konden kiezen uit de antwoordmogelijkheden “in goede staat”, “kleine herstellingen nodig” en “grote herstellingen nodig”. Deze samengestelde variabele is dus het resultaat van zelfrapportering.		
Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef		

een dummycodering omdat het daar voor de hand ligt om de Belgische nationaliteit als referentiecategorie te gebruiken.

Ook hier hangt de professionele status van de referentiepersoon te sterk samen met de andere onafhankelijke variabelen, zodat een opname ervan met dezelfde categorieën als in de bivariate analyse teveel multicollineariteitsproblemen stelt.

Bovendien zijn de huishoudens de analyse-eenheden en is het relevanter het aantal inkomens in het huishouden als onafhankelijke variabele op te nemen.

We nemen hiervoor arbeids- en pensioensinkomens samen, omdat er veel ouderen in het bestand zitten (nog meer dan in APS 2003) en er zo vrijwel geen multicollineariteit met leeftijd overblijft. Voor deze variabele gebruiken we terug effectcodering, net zoals voor geslacht. Deze variabelen en ook het aantal inwonende kinderen (gecentreerd rond 1) zijn wel enkel relevant voor sommige huishoudtypes en worden dus als interactie-effect opgenomen.

Overall waar we effectcodering hebben toegepast, zijn de gerapporteerde netto-effecten het resultaat van meerdere equivalente logistische regressies. Voor huishoudtype betekent dit ook dat die effecten slaan op het gemiddelde van de verschillende effecten die als interactie-effect met dat bepaalde type opgenomen zijn, met de verdere specificatie van één inwonend kind bij alleenstaande ouders en koppels met kinderen.

De resultaten in *tabel 15* tonen dat hogergeschoolden een grotere kans hebben om een vaste telefoon in huis te hebben. Wanneer we de andere effecten constant houden, stijgt de kansverhouding wel telefoon/geen telefoon met factor 1,75 bij huishoudens waar het hoogste diploma hoger niet-universitair is en met factor 2,75 als dat universitair onderwijs is.

Voor alle andere onderwijsniveaus vinden we een kleinere kans, met de kleinste kans voor het laagste onderwijsniveau. Net als bij de analyse van APS2003 merken we dus een verschil in het effect van opleidingsniveau tussen de bivariate en de multivariate analyse.

Dit is een gevolg van de samenhang tussen dit kenmerk en de overige opgenomen variabelen in de logistische regressie (vnl. leeftijd). Als we voor

de andere effecten controleren vinden telkens het grootste aantal huishoudens zonder vaste telefoon bij de laagst opgeleiden.

De andere gevonden bivariate samenhangen worden grotendeels bevestigd. Alleenstaanden beschikken minder vaak over een telefoon dan gemiddeld, koppels zonder en koppels met kinderen vaker.

Bij de alleenstaanden hebben vrouwen vaker een telefoon dan mannen; bij de alleenstaande ouders is dat verschil er niet. Zowel bij alleenstaanden als bij alleenstaande ouders verhoogt een arbeids- of pensioensinkomen de kans op een telefoon.

Hetzelfde geldt voor koppels. Bij koppels met kinderen is er nog een aanzienlijk verschil tussen één of twee arbeids- of pensioensinkomens met de hoogste kans voor die laatste groep. Bij koppels zonder kinderen is dat onderscheid er vrijwel niet.

Verder zijn er negatieve effecten voor alle nationaliteiten behalve voor de Nederlanders. Nederlanders hebben een grotere kans om een vaste telefoon in huis te hebben dan Belgen, maar voor alle andere nationaliteiten is die kans lager, met kleinste aantal vaste telefoonlijnen bij de Marokkanen.

De verschillende leeftijdseffecten zijn klein omdat de variabelen zelf (tot de vierde macht) heel groot worden.

In *tabel 15* lijken drie leeftijdseffecten gelijk aan nul, maar de derde en vierde machtseffecten zijn wel significant en substantieel. In *tabel 16* tonen we voor de leeftijdseffecten de parameters met 10 cijfers na de komma.

We illustreren deze effecten van leeftijd met curves met verwachte waarden voor alleenstaanden, alleenstaande ouders, koppels zonder en koppels met kinderen.

Net zoals bij de grafische voorstelling van de resultaten van de logistische regressie bij APS2003, beperken we de leeftijdsbreedte van de grafiek tot vaak voorkomende types.

Voor koppels of alleenstaande ouders met inwonende kinderen beperken we de predictie dus tot 65 jaar. De verwachte percentages in de grafieken zijn

Tabel 15: Netto-effecten in een logistische regressie

	B	S.E.	Exp (B)
leeftijd			
leeftijd	0,064	0,001	1,066
(leeftijd) ²	0,000	0,000	1,000
(leeftijd) ³	0,000	0,000	1,000
(leeftijd) ⁴	0,000	0,000	1,000
onderwijsniveau			
lager onderwijs	-0,841	0,021	0,431
lager secundair onderwijs	-0,532	0,015	0,587
hoger secundair onderwijs	-0,199	0,013	0,819
hoger niet-universitair onderwijs	0,562	0,019	1,754
hoger universitair onderwijs	1,010	0,025	2,746
huishoudtype, inkomens en inwonende kinderen			
alleenstaande			
met arbeids- of pensioensinkomen	-0,805	0,017	0,447
zonder arbeids- of pensioensinkomen	0,190	0,016	1,210
vrouw	-0,190	0,016	0,827
man	0,351	0,012	1,421
alleenstaande ouder			
met arbeids- of pensioensinkomen	-0,351	0,012	0,704
zonder arbeids- of pensioensinkomen	-0,284	0,023	0,753
aantal inwonende kinderen	0,170	0,025	1,185
koppel zonder kinderen			
zonder arbeids- of pensioensinkomen	-0,170	0,025	0,844
met één arbeids- of pensioensinkomen	0,270	0,024	1,311
met twee arbeids- of pensioensinkomens	-0,367	0,048	0,693
koppel met kinderen			
zonder arbeids- of pensioensinkomen	0,175	0,032	1,191
met één arbeids- of pensioensinkomen	0,192	0,029	1,211
met twee arbeids- of pensioensinkomens	0,664	0,023	1,943
aantal inwonende kinderen	-0,584	0,045	0,558
overige			
met één arbeids- of pensioensinkomen	0,065	0,028	1,067
met twee arbeids- of pensioensinkomens	0,519	0,027	1,680
aantal inwonende kinderen	0,156	0,016	1,168
overige	0,153	0,028	1,166
nationaliteit			
Nederlands	0,542	0,073	1,720
rest EU-15	-0,111	0,058	0,895
Marokkaans	-1,455	0,124	0,233
Turks	-1,016	0,126	0,362
rest niet-EU	-0,737	0,086	0,478
intercept			
	2,474	0,017	11,875

¹ Behalve de kwadratische term voor leeftijd (die wel opgenomen wordt omdat de 3de en 4de machtsterm significant zijn) en het effect van "rest EU" zijn alle effecten significant op niveau $\alpha = 0,001$.

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

Tabel 16: De leeftijdseffecten in de logistische regressie

	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>Exp (B)</i>
leeftijd			
leeftijd	0,0638696345	0,0011689813	1,0659534262
(leeftijd)2	0,0000200605	0,0000748926	1,0000200607
(leeftijd)3	0,0000073301	0,0000015603	1,0000073301
(leeftijd)4	-0,0000009015	0,000000694	0,9999990985

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

gemiddeldes. Naargelang het geslacht (alleenstaanden) of de beschikbaarheid van inkomens liggen de schattingen dus hoger of lager.

De grafieken op de volgende bladzijde maken duidelijk dat bij alle huishoudtypes ouderen het vaakst een vaste telefoon hebben. Hoe ouder de referentiepersoon is, hoe groter de kans dat het huishouden over een vaste telefoon beschikt.

Alleen bij de alleenstaanden vinden we bij de alleroudste groep (90+) iets minder een telefoon dan bij de groep die wat jonger is.

Bij koppels met kinderen is er een continue stijging, maar eigenlijk verwachten we hier altijd veel huishoudens met telefoon. Bij koppels zonder kinderen, is er een sterke stijging in het begin, wat ook betekent dat bij de jongste van deze koppels een aanzienlijk aandeel geen telefoon heeft.

Naast deze evolutie van de verwachte percentages volgens leeftijd tonen de grafieken dat telefoonbezit altijd het laagst is bij de alleenstaanden.

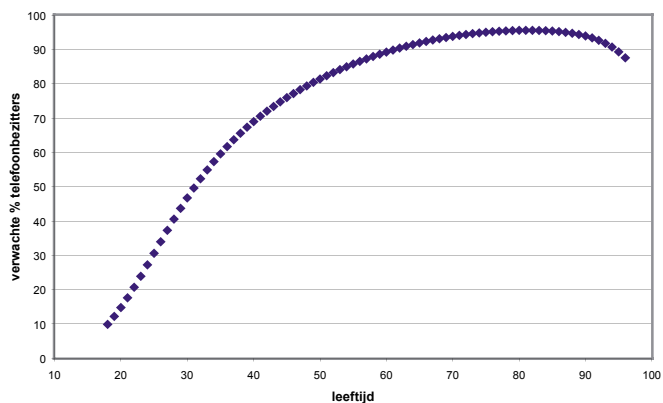
In een volgende stap nemen we de woningvariabelen op in de analyse. De vaststelling daarbij is dat die kenmerken die samenhangen met de woning alle nog een invloed uitoefenen op het telefoonbezit, naast (en bovenop) de effecten van de socio-demografische variabelen.

Uit de logistische regressie met deze woningkenmerken (zie bijlage 2) blijkt dat huurders op de privé-markt en huurders op de sociale woningmarkt minder kans hebben op een vaste telefoon in huis.

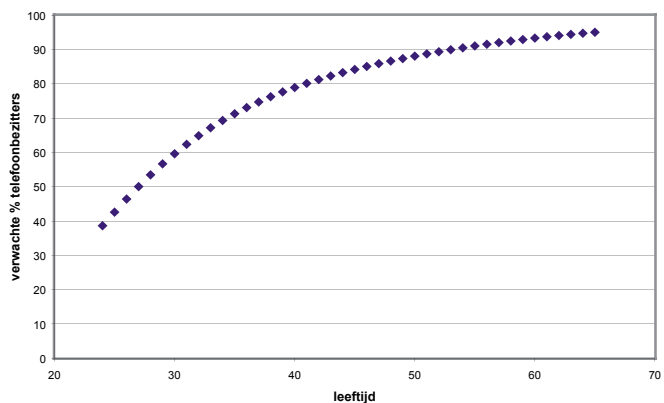
Daarnaast vinden we het vaakst vaste telefoons bij bewoners van vrijstaande woningen en het minst vaak bij appartementsbewoners. Bovendien is de kans op een vaste telefoon kleiner als de woning verschillende kleine of minstens één grote herstelling behoeft. Dit zijn allemaal netto-effecten!

Uit de analyses van SEE2001 blijkt dus opnieuw duidelijk dat het karakter van de gegarandeerde nonrespons bij telefonische surveys zeker niet toevallig is.

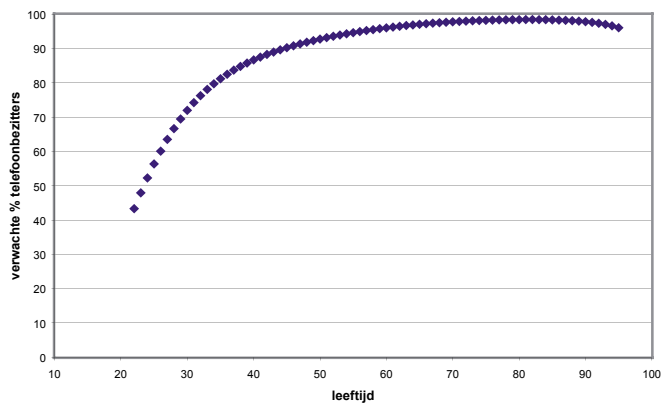
Grafiek 4: Verwachte aandeel **alleenstaanden** met vaste telefoon



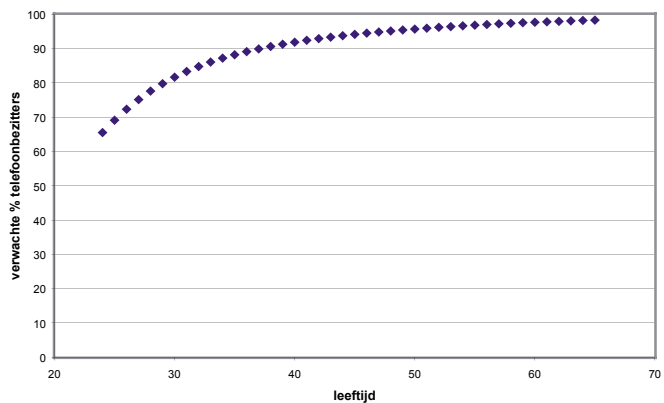
Grafiek 5: Verwachte aandeel **alleenstaande ouders met 1 kind** met vaste telefoon



Grafiek 6: Verwachte aandeel **koppels zonder kinderen** met vaste telefoon



Grafiek 7: Verwachte aandeel **koppels met twee kinderen** met vaste telefoon



Bron grafieken: NIS, SEE2001, 10%-steekproef



5. CONCLUSIE EN DISCUSSIE

Niettegenstaande de verschillen tussen de APS-survey (2003) en de Socio-Economische Enquête (2001) tonen de analyses aan dat bij een standaard telefonisch onderzoek bepaalde respondentengroepen een kleinere kans hebben om bereikt te worden omwille van het niet beschikken over een vaste telefoonlijn. Gelijkaardig onderzoek in andere landen leidde tot dezelfde conclusies. Een analyse voor Nederland heeft bovendien aangetoond dat herwegen op (de klassieke) achtergrondvariabelen het probleem niet oplost (Cobben, 2004). De netto-effecten van de woonvariabelen in onze analyses maken duidelijk dat die conclusie ook voor België geldt.

Anderzijds is er ondanks de sterke stijging van het gsm-bezit, ook nog een groep die niet bereikbaar is via de mobiele telefoon.

De conclusie moet dus zijn dat telefonische surveys, willen ze representatief zijn, een gemengd design moeten toepassen, met zowel enquêtes via de vaste lijn als enquêtes via de mobiele telefoon. In Finland zijn zulke designs al standaardpraktijk, maar in dat land zijn dan ook lijsten met gsm-nummers beschikbaar. De representativiteit wordt gewaarborgd door eerst een steekproef te trekken op basis van een bevolkingsregister en nadien een telefoonnummer te zoeken voor de geselecteerde respondenten. Voor een grote groep is dat een gsm-nummer, en voor meer dan 90% van de respondenten wordt een nummer gevonden.

De andere respondenten kunnen eventueel nog benaderd worden voor een face-to-face enquête (Kuusela en Simpanen, 2002). Voor Vlaanderen is zo'n werkwijze onmogelijk omdat lijsten met gsm-nummers vrijwel onbeschikbaar zijn. Vrijwillige opname in de lijsten van de inlichtingendienst van Belgacom (1207) is mogelijk, maar het systeem bevat voorlopig slechts 260.000 nummers (situatie eind december 2004). Gegeven de vrijwilligheid lijkt een dekkingsgraad van 90% ook in de toekomst onhaalbaar.

Een recente actie van de operator maakt het wel mogelijk opgenomen te worden in het systeem zonder

dat je nummer op papier of op het internet gepubliceerd wordt. De inlichtingendienst kan mensen die op zoek zijn naar een nummer dan wel doorschakelen maar geven het nummer zelf niet door. Dit zou meer gsm-bezitters kunnen overhalen om hun nummer toch door te geven (e-mailcommunicatie met Danny Verhaeghe van Belgacom, december 2004).

Zonder goed dekkende lijsten is het opstellen van een adequaat design voor een gemengde survey bijzonder gecompliceerd, omdat de logische steekproefeenheid verschilt. Voor vaste lijnen is de logische eenheid het huishouden, voor mobiele telefoons is dat het individu. Werken met een dubbel design is dus onvermijdelijk, maar de noodzakelijke steekproefkaders zijn niet beschikbaar. Een dubbel random digit dialing - design waarbij ook toevallig gsm-nummers worden opgebeld, lost - indien dat al haalbaar zou zijn - dit probleem niet helemaal op omdat sommige groepen van respondenten een dubbele selectiekans hebben en anderen niet. In dat geval is er dan een soort ontubbeling nodig. (Couper, 2002).

De conclusie is dat de opkomst van mobiele telefoons een aantal uitdagingen stelt aan de praktijk van telefonische surveys met betrekking tot steekproeftrekking en dekkingsgraad. Deze zullen de surveywereld nog een tijdje bezighouden, op z'n minst totdat afdoende lijsten beschikbaar zijn.

REFERENTIES

APS (2001). Kwaliteitsrichtlijnen bij het uitvoeren van surveyonderzoek. Brussel: ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, administratie Planning en Statistiek.

APS (2004). Woonkwaliteit en tevredenheid met de woonomgeving. Een analyse van het woningformulier van de Socio-Economische Enquête 2001. Brussel: ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, administratie Planning en Statistiek.

BIPT (2004). Tiende Jaarverslag van het Raadgevend Comité voor de Telecommunicatie. 1 januari – 31 december 2003. Brussel: Belgisch Instituut voor postdiensten en telecommunicatie.

Carton, Ann, Jan Verbelen en Hendrik Van Geel (2004) Basisdocumentatie. Sociaal-culturele verschuivingen in Vlaanderen 2003. Brussel: ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, administratie Planning en Statistiek.

Cobben, Fannie (2004). Nonresponse correction techniques in household surveys at Statistics Netherlands: a CAPI-CATI comparison. Voorburg: Statistics Netherlands, Division of Technology and Facilities, Methods and Informatics Department.

Couper, Mick P. New Technologies and Survey Data Collection: Challenges and Opportunities. Paper gepresenteerd op 'International Conference on Improving Surveys' in Kopenhagen, 25-28 Augustus.

De Leeuw, Edith D., Jim Lepkowski en Sun-Woong Kim (2002) Have Telephone Surveys a Future in the 21st century? Paper gepresenteerd op 'International Conference on Improving Surveys' in Kopenhagen, 25-28 Augustus.

Ellis, Charles H. en Jon A. Krosnick (1999). Comparing Telephone and Face-to-Face Surveys in Terms of Sample Representativeness: A Meta-Analysis of Demographic Characteristics, NES Technical Report Series, No. nes010871.

Kuusela, Vesa en Vikki Kai (1999). Change of Telephone Coverage Due to Mobile Phones. Paper gepresenteerd op 'International Conference on Survey Nonresponse' in Portland, Oregon, 28-31 Oktober.

Kuusela, Vesa en Matti Simpanen (2002) Effects of Mobile Phones on Telephone Survey Practices and Results. Paper gepresenteerd op 'International Conference on Improving Surveys' in Kopenhagen, 25-28 Augustus.

BIJLAGE 1: LOGISTISCHE REGRESSIE MET AARD VAN DE WONING ALS BIJKOMENDE VARIABELE (APS2003)

	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>Sig.</i>	<i>Exp (B)</i>
onderwijsniveau				
<i>geen/lager onderwijs</i>	-0,687	0,174	***	0,503
<i>lager secundair onderwijs</i>	-0,355	0,160	*	0,701
<i>hoger secundair onderwijs</i>	0,055	0,142		1,056
huishoudtype en leeftijd				
<i>bij ouders</i>	0,744	0,258	**	2,104
<i>alleenstaande</i>	-1,148	0,196	***	0,317
<i>alleenstaande*leeftijd</i>	0,084	0,011	***	1,087
<i>alleenstaande ouder</i>	-0,822	0,298	**	0,440
<i>met partner</i>	0,837	0,229	***	2,310
<i>met partner*leeftijd</i>	0,096	0,010	***	1,101
<i>met partner*(leeftijd) ²</i>	-0,002	0,001	**	0,998
<i>met partner en kinderen</i>	1,254	0,252	***	3,505
<i>met partner en kinderen*leeftijd</i>	0,093	0,023	***	1,097
aard van de woning				
<i>eengezinswoning half-open bebouwing</i>	-0,645	0,261	*	0,525
<i>eengezinswoning gesloten bebouwing</i>	-0,812	0,227	***	0,444
<i>appartement</i>	-0,877	0,268	**	0,416
<i>overige</i>	-0,464	0,448		0,629
intercept	2,128	0,187	***	8,396
* $p < 0,05$				
** $p < 0,01$				
*** $p < 0,001$				

In deze bijkomende analyse hebben we aard van de woning opgenomen als dummyvariabele met een vrijstaande woning als referentiecategorie.

Het intercept is duidelijk groter geworden. Dit komt omdat het aandeel respondenten met telefoon het grootst is bij diegenen die in vrijstaande eengezinswoningen wonen.

De parameters voor de vier andere categorieën zijn dan ook negatief; alleen deze bij de kleine categorie “overige” is niet significant.

De parameters voor de effecten van de andere

variabelen liggen in de lijn van deze bij de analyse zonder aard van de woning als onafhankelijke variabele.

Wel zijn bijna alle effecten van huishoudtype en onderwijsniveau iets kleiner. In deze tabel geven we niet alle effecten voor onderwijsniveau, maar het effect van hoger onderwijs ligt ook in de lijn van dat in tabel 7 (en het is eenvoudig te berekenen).

BIJLAGE 2: LOGISTISCHE REGRESSIE MET DE WONINGKENMERKEN ALS BIJKOMENDE VARIABELEN (SEE2001)

	B	S.E.	Exp (B)
leeftijd			
leeftijd	0,059	0,001	1,060
(leeftijd) ²	0,000	0,000	1,000
(leeftijd) ³	0,000	0,000	1,000
(leeftijd) ⁴	0,000	0,000	1,000
onderwijsniveau			
lager onderwijs	-0,821	0,023	0,440
lager secundair onderwijs	-0,512	0,016	0,599
hoger secundair onderwijs	-0,221	0,014	0,802
hoger niet-universitair onderwijs	0,519	0,020	1,680
huishoudtype, inkomens en inwonende kinderen			
alleenstaande			
zonder arbeids- of pensioensinkomen	-0,591	0,019	0,554
man	-0,190	0,017	0,873
	-0,379	0,013	0,685
alleenstaande ouder			
zonder arbeids- of pensioensinkomen	-0,165	0,025	0,848
aantal inwonende kinderen	-0,170	0,027	0,889
	0,093	0,027	1,097
koppel zonder kinderen			
zonder arbeids- of pensioensinkomen	0,200	0,026	1,221
met één arbeids- of pensioensinkomen	-0,307	0,052	0,736
	0,155	0,035	1,167
koppel met kinderen			
zonder arbeids- of pensioensinkomen	0,478	0,024	1,613
met één arbeids- of pensioensinkomen	-0,463	0,048	0,630
aantal inwonende kinderen	0,071	0,030	1,073
	0,128	0,017	1,137
nationaliteit			
Nederlands	0,582	0,077	1,789
rest EU-15	0,080	0,062	1,084
Marokkaans	-1,079	0,132	0,340
Turks	-0,842	0,134	0,431
rest niet-EU	-0,398	0,089	0,672
bewonerstitel			
huurder	-0,603	0,020	0,547
sociale huurder	-0,482	0,031	0,618
kostenloos	-0,147	0,059	0,863
aard van de woning			
eengezinswoning half open bebouwing	-0,289	0,025	0,749
eengezinswoning gesloten bebouwing	-0,524	0,024	0,592
appartement, studio, kamer, loft	-0,741	0,025	0,476
overige	-0,523	0,080	0,593
nood aan herstellingen			
slechts één kleine herstelling nodig	-0,026	0,024	0,974
meer dan één kleine herstelling nodig	-0,164	0,022	0,849
minstens één grote herstelling nodig	-0,241	0,023	0,786
intercept	3,111	0,025	22,446

Bron: NIS, SEE2001, 10%-steekproef

Ook in deze analyse hebben we de woningkenmerken als dummy gecodeerd. De referentiecategorieën zijn “eigenaar”, “vrijstaande woning” en “geen herstellingen nodig”. Het intercept is veel groter dan in tabel 15, omdat de respondenten die tot deze categorieën behoren het vaakst een vaste telefoon hebben. Alle andere parameters zijn dan ook negatief. Huurders hebben minder vaak een vaste telefoon, net als appartementsbewoners en mensen die een woning betrekken die minstens één grote herstelling behoeft. Dit zijn dus allemaal netto-effecten.

Net zoals bij de analyse in bijlage 1 worden de effecten voor de andere variabelen iets kleiner, omdat de socio-demografische variabelen samenhangen met de woningvariabelen.



Ministerie van de
Vlaamse Gemeenschap

Verantwoordelijke uitgever:
Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap
Administratie Planning en Statistiek
Jan Pickery
Ann Carton

Voor meer info over deze technische nota:
jan.pickery@azf.vlaanderen.be

Technische en administratieve ondersteuning:
Karina Van De Velde

Grafische vormgeving brochure:
Guy De Smet

Verscheen reeds eerder in de reeks noT@S:

1. De socio-economische status van de landbouwer
2. Statistisch Profiel Limburg
3. Containerbegrippen en hun validiteit voor onderzoek

BEZOEK ONZE WEBSITE WWW.VLAANDEREN.BE/APS