# *Appendix 1: Methodologische toelichting*

## Inhoudsopgave

# 1. DE STEEKPROEF EN DE STEEKPROEFTREKKING

De toegepaste steekproefprocedure is een 'gestratificeerde tweetrapssteekproef met clustering op het niveau van postcodes'. De steekproeftrekking gebeurt in 4 stappen waarvan stappen 2 en 3 in feite gelijktijdig gebeuren (dus in feite 3 stappen).

De <u>eerste stap</u> bestaat erin te stratificeren op het niveau van de vervoersgebieden[1]: er wordt in verhouding tot het inwonersaantal van een vervoersgebied enerzijds en de totale vooropgestelde grootte van de netto steekproef (voor OVG 4.5: 1.600 interviews) anderzijds, bepaald hoeveel interviews per vervoersgebied moeten worden afgenomen. Vervolgens wordt de clustergrootte bepaald, bijvoorbeeld een cluster van netto 10 personen/interviews. Op basis van het aantal te realiseren interviews in een bepaald vervoersgebied weten we dan hoeveel clusters in een bepaald vervoersgebied moeten getrokken worden.

Bij de <u>tweede stap</u> worden in een bepaald vervoersgebied de postcodes geselecteerd en (gelijktijdig in feite) het aantal clusters (en dus ook het aantal respondenten) per postcode. Er wordt dus slechts geïnterviewd in een bepaald aantal postcodes. Dit doen we om te voorkomen dat het enquêtebureau naar alle gemeenten moet, om daar dan soms slechts één interview te doen[2]. Via een speciale techniek worden dus per vervoersgebied de postcodes en het aantal clusters per postcode geselecteerd. Het aantal clusters in een postcode is gedeeltelijk afhankelijk van het toeval en gedeeltelijk van het aantal inwoners. Hoe groter het aantal inwoners, hoe meer kans dat er uit die postcode een cluster zal getrokken worden.

De <u>derde stap</u> is dan een éénvoudige toevalssteekproef in de betreffende postcode om het aantal personen te selecteren per cluster die in de postcode opgenomen is. Om rekening te houden met de non-response worden geen 10 maar 14 personen[3] getrokken. Deze laatste steekproef wordt geleverd door het Rijksregister.

Er zijn vier onafhankelijke trekkingen gedaan uit het Rijksregister: een trekking in augustus 2012, december 2012, maart 2013 en juni 2013. 'Onafhankelijk' wil zeggen dat als voor een gemeente bij de eerste trekking bepaald werd dat er één cluster uit getrokken werd, dit bij een volgende trekking ook nul, of één of twee clusters konden zijn.

In totaal bedroeg de bruto steekproef voor OVG4.5 2.240 personen. Hiervan vulde 1.670 personen minstens een van de drie vragenlijsten (huishoudvragenlijst, personenvragenlijst en verplaatsingsdagboekje) in, wat overeenstemt met een responsegraad van 74.6%. 1.626 personen vulden de drie vragenlijsten in.

[1] De Vlaamse Vervoermaatschappij, De Lijn, heeft in Vlaanderen 13 vervoergebieden afgebakend.
[2] Het interview gebeurt immers in principe face-to-face.
[3] Van 6 jaar en ouder.

# 2. WIJZIGINGEN VAN METHODIEK T.O.V. VORIGE OVG-ONDERZOEKEN

De toegepaste methodiek is identiek aan deze van (het vorige) OVG4.4.

Inzake vergelijkingen tussen alle tot op heden uitgevoerde OVG's: zie de opmerkingen geformuleerd onder hetzelfde hoofdstuk in de analyserapporten van OVG3, 4.1, 4.2, 4.3 en 4.4.

Algemeen kan gesteld worden dat de gegevens van OVG3 en 4.1 tot 4.5 vergelijkbaar zijn.

# 3. Vergelijkbaarheid van de onderzoeksgegevens met OVG 3, 4.1, 4.2, 4.3 en 4.4

Aangezien de methodiek van dataverzameling bij dit onderzoek quasi-identiek is aan die van OVG 3, 4.1, 4.2, 4.3 en 4.4 kunnen vergelijkingen worden gemaakt met OVG3, 4.1, 4.2, 4.3 en 4.4. Wanneer evenwel verschillen in resultaten worden waargenomen, dient nog nagegaan te worden of er een reële, zinvolle kans bestaat (meestal met 95% betrouwbaarheid) dat het verschil ook in werkelijkheid aanwezig is. Dit heet 'statistische significantie' en wordt nagegaan met behulp van significantietoetsen.

Wanneer de toets aangeeft dat het verschil 'niet significant' is dan is het verschil 'toevallig'. Dit betekent dan dat het verschil dat gevonden werd in de steekproef puur toeval is en zich in de realiteit (= populatie) waarschijnlijk (meestal met 95% betrouwbaarheid) niet voordoet.

Wanneer de toets aangeeft dat het verschil 'wel significant' is dan is het verschil niet toevallig. Dit betekent dan dat het verschil dat gevonden werd in de steekproeven geen toeval is en zich in de realiteit (= populatie) waarschijnlijk (meestal met 95% betrouwbaarheid) wel voordoet.

<u>Het is evenwel belangrijk om te waarschuwen voor enkele mogelijke valkuilen.</u>

1. <u>*Kleine aantallen*</u>: soms gebeurt het dat cijfers van bepaalde cellen van een tabel berekend zijn op slechts een beperkt aantal observaties. Het probleem doet zich voornamelijk voor bij kruistabellen omdat we hier voor alle combinaties van mogelijke waarden van 2 variabelen op zoek gaan naar observaties. Meestal is de huidige steekproefgrootte onvoldoende groot om voor elk van deze combinaties voldoende observaties over te houden. <u>Het is dan ook weinig betekenisvol om deze cijfers zowel als zodanig te interpreteren als om ze te vergelijken met OVG3, 4.1, 4.2, 4.3, 4.4.</u>

2. <u>*Statistisch significant verschil versus trend*</u>: er is een wezenlijk verschil tussen een statistisch significant verschil tussen twee metingen en een trend. Wanneer een statistische test bijvoorbeeld aangeeft dat het gemiddeld aantal verplaatsingen statistisch significant gedaald is bij een OVG t.o.v. een vorig OVG dan duidt dit slechts aan dat het cijfer van deze bevraging lager ligt. Om te kunnen spreken van een tendens hebben we meerdere metingen nodig. Een tendens of trend duidt op een langere termijn en een bijhorende langere reeks van gegevens.

De vergelijking van OVG4.5 met OVG3, 4.1, 4.2, 4.3, 4.4 is een vergelijking van maximaal 6 jaar en laat enigszins toe een indicatie van een tendens te ontdekken, maar vereist enige terughoudendheid om uitspraken te doen over de tendens omdat dit nog steeds geen lange reeks van gegevens betreft.

3. <u>*Statistisch significant versus relevant:*</u> een waargenomen effect of verschil kan (statistisch) significant zijn, maar toch zo klein, dat het inhoudelijk niet relevant is. Omgekeerd is een groot (zogezegd 'relevant') effect of verschil soms statistisch niet significant, en heeft het effect of verschil dus geen betekenis en mag het dus niet worden geïnterpreteerd.

4. <u>*Vooronderstellingen van de statistische test*</u>: vaak hebben statistische testen onderliggende vooronderstellingen/assumpties waaraan voldaan moet zijn opdat de resultaten mogen geïnterpreteerd worden. Wanneer deze assumpties niet voldaan zijn, en men de resultaten toch interpreteert, kan dit leiden tot verkeerde conclusies. Daarom is het belangrijk om steeds de assumpties te controleren van de test die je uitvoert, en wanneer deze niet voldaan zijn over te gaan tot een alternatieve test. <u>Deze algemene richtlijnen werden ook toegepast in het analyserapport, om zo analyses op een statistisch verantwoorde wijze te garanderen.</u>

Om de lezer van dit rapport te gidsen bij het uitvoeren van vergelijkingen van cijfers van OVG4.5 met die van OVG3, OVG4.1, OVG4.2, OVG4.3 en OVG4.4 worden hier kort enkele statistische testen toegelicht met een bijzondere aandacht voor de voorwaarden. Om statistische significanties te meten, bestaan immers verschillende testen. Welke test gebruikt moet worden is afhankelijk van 2 belangrijke elementen: de meetschaal en het feit of het over gemiddelden, proporties of verdelingen gaat. Wat de meetschalen betreft is het belangrijk om weten dat een eigenschap op vier verschillende niveaus – schalen – kan gemeten worden. Wanneer men een eigenschap meet, worden in principe getallen toegekend. Een meetschaal specificeert hoe deze getallen zich verhouden tot de gemeten eigenschap. Een meetschaal kan gedefinieerd worden aan de hand van de aan- of afwezigheid van vier karakteristieken (De Keyser, 1998):

1. Een meetschaal heeft de karakteristiek van ***onderscheidingsvermogen*** indien het verschillende getallen aan verschillende waarden van de eigenschap toekent, maar ook niet meer dan dat (5 is verschillend van 4 zoals een man verschillend is van een vrouw).
2. Een meetschaal heeft de karakteristiek van een ***orde-van-grootte*** indien grotere getallen een grotere aanwezigheid van de eigenschap weergeven (5 is meer dan 4 zoals vele appelen meer is dan weinig appelen).
3. Een meetschaal heeft de karakteristiek van een ***meeteenheid*** indien gelijke verschillen tussen getallen eenzelfde verschil in de eigenschap weergeven. (5 is 1 éénheid meer dan 4 zoals 10 appelen = 9 appelen + 1 appel).
4. Een meetschaal heeft een ***absoluut nulpunt*** wanneer het getal 0 de afwezigheid van de eigenschap weergeeft (0 appelen zijn dus werkelijk geen appelen. Let op: een thermometer (in °C) heeft deze eigenschap dus niet!).

Naar gelang van de aan- of afwezigheid van deze karakteristieken, onderscheidt men de volgende vier meetschalen:

**Tabel 1: Meetschalen en hun karakteristieken**

| | Onderscheidingsvermogen | Orde van grootte | Meeteenheid | Absoluut nulpunt |
|---|---|---|---|---|
| Nominaal | + | - | - | - |
| Ordinaal | + | + | - | - |
| Intervalschaal | + | + | + | - |
| Ratioschaal | + | + | + | + |

*<u>Het vergelijken van gemiddelden.</u>*

De meest gebruikte techniek bij het vergelijken van twee gemiddelden is de **t-test**. Deze test vooronderstelt dat de steekproeven onafhankelijk zijn van elkaar en dat binnen iedere steekproef, de waarden onafhankelijk en identiek normaal verdeeld zijn (waarden binnen dezelfde steekproef volgen eenzelfde normale verdeling, met het zelfde gemiddelde en variantie). Bovendien moeten de gegevens op interval- of ratioschaal zijn.

Wanneer deze voorwaarden niet voldaan zijn, wordt in praktijk vaak beroep gedaan op zogenaamde niet-parametrische testen, waarbij geen vooronderstellingen m.b.t. de onderlinge distributies gemaakt worden. Voor de t-test voor het vergelijken van gemiddelden van twee onafhankelijke steekproeven wordt de **Mann-Whitney test** vaak als niet-parametrisch alternatief voorgesteld. Een probleem met vele niet-parametrische testen is dat zij rang-gebaseerd zijn en het gebruik van gewichten niet toelaten (zie ook Sectie 4 over de detaillering waarom gebruik wordt gemaakt van gewichten).

Een tweede, alternatieve methode is de methode die gebruikt maakt van een techniek genoemd **bootstrapping**. Bootstrapping is een techniek om de steekproefverdeling van een schatter te bepalen door willekeurige deelsteekproeven (met teruglegging) te trekken van de originele steekproef met als doel robuuste schattingen te krijgen van de standaardfouten en betrouwbaarheidsintervallen van een populatieparameter zoals het gemiddelde, mediaan, proportie, correlatie-coëfficiënt of regressie-coëfficiënt en kan dus ook worden aangewend om hypothesetesten uit te voeren. Deze techniek wordt vaak gebruikt als een robuust alternatief wanneer de assumpties van parametrische testen niet voldaan zijn.

Een derde, alternatieve methode bestaat erin om de gemiddelden te vergelijken met behulp van **regressiemodellen** waarbij de steekproef als verklarende variabele wordt gebruikt. Dit laat toe om naast de normale verdeling bij lineaire regressie (equivalent met t-test) ook andere verdelingen te gebruiken zoals de Poissonverdeling en de negatief binomiale verdeling.

*Het vergelijken van proporties*

Om twee proporties te vergelijken kan gebruik gemaakt worden van de **z-test**. Deze test vooronderstelt dat de meetschaal nominaal[4] is, dat de steekproeven onafhankelijk zijn van elkaar, en dat de steekproef voldoende groot moet zijn. Dit laatste kan getest worden door te controleren of $n_1p_1(1-p_1) > 5$ en $n_2p_2(1-p_2) > 5$, waarbij $n_1$ het aantal observaties in steekproef 1 is, $n_2$ het aantal observaties in steekproef 2, $p_1$ de proportie in steekproef 1 en $p_2$ de proportie in steekproef 2.

*Het vergelijken van verdelingen*

Om twee verdelingen (de proporties van alle categorieën van een bepaalde variabele samen) te vergelijken kan gebruik gemaakt worden van de chi-kwadraat-test. Deze test vooronderstelt dat de meetschaal nominaal[5] is, dat de observaties ongecorreleerd zijn, dat de steekproef voldoende groot is (te kleine steekproeven kunnen ervoor zorgen dat de test inadequaat wordt) en dat op z’n minst 80% van de cellen een voorspelde waarde van 5 of meer heeft.

[4] Hetgeen geen probleem is vermits dit het laagste schaalniveau is.

[5] Hetgeen geen probleem is vermits dit het laagste schaalniveau is.

# 4. DE WEGING VAN DE RECORDS

## 4.1 Het doel van de weging

Elke steekproef is uiteindelijk in meer of mindere mate vertekend. Personen zijn onbereikbaar, potentiële respondenten blijken soms toch niet tot de doelgroep te behoren, andere personen weigeren om mee te werken, enzovoort. Hierdoor is de steekproef niet volledig representatief voor de populatie. Dit wordt zo goed mogelijk opgevangen door aan de respondenten een gewicht toe te kennen. Groepen die in de steekproef ondervertegenwoordigd zijn in vergelijking met de populatie krijgen een gewicht groter dan 1. Hierdoor wegen ze wat zwaarder op het totale resultaat dan hun echte steekproefaantal aangeeft. Groepen die oververtegenwoordigd zijn krijgen een gewicht kleiner dan 1, zodat hun impact op het gehele resultaat wat kleiner wordt.

Om te kunnen wegen worden de personen aan een groep toegekend. Hoe een ‘groep’ gedefinieerd wordt, hangt af van de beschikbare variabelen. Een voor de hand liggende en ook beschikbare variabele is het geslacht van een persoon. Opleiding zou ook een heel goede variabele zijn, want er is een duidelijk verband tussen iemands opleiding en zijn (verplaatsings)gedrag (zie bijvoorbeeld de resultaten van OVG2 (Zwerts en Nuyts, 2002b), maar er zijn geen betrouwbare populatiegegevens beschikbaar over de opleiding van de Vlamingen zodat, spijtig genoeg, hierop niet kan gewogen worden. De volgende paragraaf geeft een overzicht van de populatiegegevens die wel beschikbaar zijn.

## 4.2 Beschikbaarheid van populatie- en steekproefgegevens

Voor OVG4 hebben we net zoals voor OVG3 globaal gezien betere populatiedata bekomen dan voor de vorige OVG’s. Bijvoorbeeld, in de vorige OVG’s (OVG1 en OVG2) waren er voor de gezinnen populatieverdelingen beschikbaar van het aantal huishoudens opgesplitst per geslacht, leeftijdsklasse en burgerlijke staat van het gezinshoofd en aantal gezinsleden. Dit waren echter de marginale verdelingen. Dat wil zeggen dat we bijvoorbeeld wisten hoeveel huishoudens een vrouwelijk gezinshoofd hadden, en hoeveel huishoudens een gezinshoofd jonger dan 25 jaar, maar dat we niet wisten hoeveel gezinnen een vrouwelijk gezinshoofd jonger dan 25 jaar hadden. Voor dit OVG beschikken we niet enkel over de marginale data, maar ook over de gezamenlijke verdelingen. Dat wil zeggen dat we nu wel weten hoeveel vrouwelijke gezinshoofden er jonger dan 25 jaar zijn. Doordat we nu betere populatiedata hebben, kunnen we ook veel specifiekere gewichten berekenen voor de verschillende deelgroepen, hetgeen zal leiden tot correctere resultaten. Immers, hoe meer gedetailleerd de gegevens zijn op populatieniveau, des te beter kunnen we onder- en oververtegenwoordiging rechtzetten door middel van de gewichten. Hetzelfde detailniveau hebben we nu ook voor de populatieverdelingen op personenniveau.

Tot slot is er nog een opmerking te maken over de burgerlijke staat van personen. In de huidige maatschappij is het verschil tussen gehuwd en ongehuwd namelijk van minder belang dan vroeger. Veel koppels wonen samen zonder daarom gehuwd te zijn. Bij de vraagstelling over de personen is daarom gevraagd of iemand alleen woont of niet, of iemand “samen woont met een partner (gehuwd of niet) maar zonder kinderen”, “samen met een partner (gehuwd of niet) en met kinderen”, enzovoorts. Sociaal maatschappelijk is dit relevanter. Maar dit komt niet overeen met de burgerlijke staat zoals die beschikbaar is voor de populatiegegevens. In OVG3 werd alleen voor de respondenten die gezinshoofden waren de burgerlijke staat bevraagd. Aan dit euvel werd in de loop van OVG4.1 verholpen door uitdrukkelijk te vragen naar de burgerlijke staat van alle respondenten en bovendien de leeftijd, het geslacht en de burgerlijke staat van het gezinshoofd indien de respondent het gezinshoofd niet was. Deze aanpassing gebeurde pas in augustus 2009. Om een mengeling van verschillende weegvariabelen te vermijden werd de weging in OVG4.1 analoog uitgevoerd met OVG3. Vanaf OVG4.2 worden de gewichten voor de personen en verplaatsingen op basis van de bijkomende gegevens inzake burgerlijke staat berekend.

## 4.3 Het gebruik van Iterative Proportional Fitting (IPF)

De meest gebruikte techniek om een gezamenlijke verdeling te schatten van een reeks van controle variabelen is de Iterative Proportional Fitting (IPF) methode (Deming en Stephan, 1940). Dit is een vrij standaard methode voor het berekenen van gewichten om een eventuele vertekening veroorzaakt door een onder- of oververtegenwoordiging in respons op een steekproef achteraf recht te trekken. De methode is goed ingeburgerd en algemeen aanvaard. De methode maakt gebruik van populatie marginalen (of marginalen uit een grotere steekproef) om informatie op het niveau van een cel frequentie te updaten. De conventionele IPF werd gebruikt voor maximum likelihood schatting in hiërarchische log lineaire modellen en wordt ook vaak toegepast in vervoersmodellen. De methode werd oorspronkelijk voorgesteld door Deming en Stephan (1940), maar de procedure heeft ondertussen veel aanpassingen gekend (Fienberg, 1970, 1977; Ireland en Kullback, 1968), en kent daarnaast ook citaties, exploraties en toepassingen in de transportliteratuur (Arentze et al., 2007; Beckman et al. 1996; Birkin en Clarke, 1988; Bishop et al. 1975; Guo en Bhat, 2007; Wong, 1992). Deming en Stephan (1941) waren de eerste om deze methode te gebruiken om frequentietabellen van een steekproef aan te passen zodat ze overeenkwamen met de bekende marginale verdelingen. Fienberg (1970 en 1977) heeft de wiskundige procedures waar IPF gebruik van maakt uitvoerig onderzocht en hierover gerapporteerd. Wong (1992) heeft de procedure gereviewed en geëvalueerd waarbij hij de techniek gebruikte om gedesaggregeerde ruimtelijke gegevens te genereren op basis van geaggeregeerde data. Birkin en Clarke (1988) stellen een toepassing voor gebaseerd op census gegevens waarbij IPF gebruikt wordt voor geografisch onderzoek en modellering. Tenslotte wordt IPF ook gebruikt als deel van microsimulatie methodologie voor de simulatie van huishoudkenmerken (Clarke, 1996; Williamson en Clarke, 1996).

De wiskundige achtergrond omtrent IPF wordt verder besproken en in meer detail besproken in Birkin en Clarke (1988), Bishop et al. (1975) en Fienberg (1970, 1977). In dit onderzoek was op gezinsniveau de gezamenlijke verdeling van geslacht, burgerlijke staat, leeftijd en gezinsgrootte aanwezig voor de steekproef van het OVG. Daarnaast waren de 2 marginale verdelingen aanwezig van de Vlaamse bevolking voor 2008 voor deze variabelen: nl. 1 variabele die tegelijk geslacht, burgerlijke staat en leeftijd beschreef (40 klassen) en 1 variabele voor gezinsgrootte (6 klassen) (zie ook Tabel 3 verderop).

De toepassing van IPF in deze context bestaat erin om na te gaan in welke mate de gezamenlijke verdeling van de huishoudens in de steekproef overeenkomt met de realiteit. De gezamenlijke verdeling van de steekproef wordt met behulp van IPF op populatieniveau gebracht door gebruik te maken van de marginalen van de Vlaamse bevolking waarbij echter de samenhang van de steekproef behouden blijft. Vervolgens wordt per cel gekeken of er nu een onder- of overaantal is in de desbetreffende cel en op basis van deze verhouding worden de gewichten toegekend.

Laten we kort schetsen hoe de techniek werkt aan de hand van een fictief voorbeeld. Stel dat de 1e variabele 3 klassen heeft en de 2e variabele 2 klassen en dat we volgende tabel bekomen op steekproefniveau.

**Tabel 2: Fictief voorbeeld IPF berekening – informatie uit de steekproef**

| | Var 2 – klasse 1 | Var 2 – klasse 2 | **Totaal steekproef** |
|---|---|---|---|
| Var 1 – klasse 1 | 100 | 150 | **250** |
| Var 1 – klasse 2 | 150 | 350 | **500** |
| Var 1 – klasse 3 | 50 | 200 | **250** |
| **Totaal steekproef** | **300** | **700** | **1.000** |

Deze informatie dient vervolgens tot op het niveau van de populatie gebracht te worden, hiervoor beschikken we echter enkel over de populatiemarginalen, d.w.z. we kennen de verdeling van de populatie voor deze 2 variabelen afzonderlijk. Stel dat er in het totaal 200.000 eenheden in de populatie zitten, dan kan de verdeling voor de 2 variabelen er als volgt uit zien.

**Tabel 3: Fictieve marginale verdeling populatie**

| Variabele 1 | Frequenties in populatie |
|---|---|
| Klasse 1 | 40.000 |
| Klasse 2 | 100.000 |
| Klasse 2 | 60.000 |
| **Totaal** | **200.000** |

| Variabele 2 | Frequenties in populatie |
|---|---|
| Klasse 1 | 50.000 |
| Klasse 2 | 150.000 |
| **Totaal** | **200.000** |

Vervolgens dient de informatie uit Tabel 2, ge-updated te worden aan de hand van de informatie uit Tabel 3. Dit gebeurt aan de hand van een iteratieve procedure met Furness iteraties. Per iteratie zijn er twee stappen. Eerst zorgt men er voor dat de rijtotalen overeenkomen met de marginalen van de eerste variabele. Dit gebeurt als volgt. Voor het eerste cijfer vermenigvuldigt men met het te bekomen totaal, in dit geval 40.000 en men deelt vervolgens door het totaal van die klasse in de oorspronkelijke eerste rij, i.e. 250. Dus dit wil zeggen dat men voor het eerste getal in de 1e rij krijgt: $100 \times \frac{40.000}{250} = 16.000$. Voor het eerste getal in de 2e rij krijgt men bijgevolg:

$$150 \times \frac{100.000}{500} = 30.000$$

, enz. Na volledig doorlopen van de 1e stap, krijgt men dus onderstaande matrix. We merken op dat de rijtotalen correct zijn, in de 2e stap doen we nu een gelijkaardige bewerking doch nu op de reeds berekende kolomtotalen.

**Tabel 4: Fictief voorbeeld IPF: 1e iteratie, 1e stap**

| | Var 2 – klasse 1 | Var 2 – klasse 2 | **Totaal populatie** |
|---|---|---|---|
| Var 1 – klasse 1 | 16.000 | 24.000 | **40.000** |
| Var 1 – klasse 2 | 30.000 | 70.000 | **100.000** |
| Var 1 – klasse 3 | 12.000 | 48.000 | **60.000** |
| **Totaal populatie** | **58.000** | **142.000** | **200.000** |

Dit betekent dat we voor het eerste getal in de eerste kolom nu het volgende krijgen: $16.000 \times \frac{50.000}{58.000} = 13793{,}10$. Dit wordt vervolgens op elke cel doorgevoerd en we bekomen na de eerste iteratie onderstaande matrix.

**Tabel 5: Fictief voorbeeld IPF: matrix na 1e iteratie**

| | Var 2 – klasse 1 | Var 2 – klasse 2 | **Totaal populatie** |
|---|---|---|---|
| Var 1 – klasse 1 | 13.793,10 | 25.352,11 | **39.145,21** |
| Var 1 – klasse 2 | 25.862,07 | 73.943.66 | **99.805,73** |
| Var 1 – klasse 3 | 10.344,83 | 50.704,23 | **61.049,06** |
| **Totaal populatie** | **50.000** | **150.000** | **200.000** |

Dit wordt vervolgens iteratief herhaald tot convergentie bereikt wordt. Convergentie wordt bereikt wanneer de relatieve verandering in de celwaarden tijdens opeenvolgende iteraties kleiner is dan een bepaalde voorgedefinieerde kleine waarde (bv. 0.1). Tabel 6 werd verkregen na 6 iteraties. Merk op dat we hier een perfecte som krijgen, zowel wat rij- als kolomtotalen betreft, dit is eerder uitzondering dan regel.

**Tabel 6: Fictief voorbeeld IPF: gezamenlijke verdeling op populatieniveau**

| | Var 2 – klasse 1 | Var 2 – klasse 2 | **Totaal populatie** |
|---|---|---|---|
| Var 1 – klasse 1 | 14.051,14 | 25.948,86 | **40.000** |
| Var 1 – klasse 2 | 25.821,68 | 74.178,32 | **100.000** |
| Var 1 – klasse 3 | 10.127,18 | 49.872,82 | **60.000** |
| **Totaal populatie** | **50.000** | **150.000** | **200.000** |

Op basis van deze matrix en de oorspronkelijke bepalen we nu de gewichten. Voor personen die tot de groep behoren met variabele 1 - klasse 1 en variabele 2 - klasse 1 bekomen we het gewicht als volgt: $\frac{14.051{,}14/200.000}{100/1.000} = 0.70$. Dit wil dus zeggen dat er reeds een oververtegenwoordiging van deze groep zat in de steekproef, en dat deze groep een lager gewicht dient te krijgen. De gewichten in elke groep worden tot slot weergegeven in Tabel 7.

**Tabel 7: Fictief voorbeeld IPF: finale gewichten**

| | Var 2 – klasse 1 | **Var 2 – klasse 2** |
|---|---|---|
| Var 1 – klasse 1 | 0,70 | **0,86** |
| Var 1 – klasse 2 | 0,86 | **1,06** |
| **Var 1 – klasse 3** | **1,01** | **1,25** |

Een vaak voorkomend probleem dat men tegenkomt wanneer men IPF toepast is het probleem van de lege cellen. Dit komt in het bijzonder vaak voor wanneer men kijkt naar kleine geografische opsplitsingen (bv. tot op statistische sector niveau) of wanneer een variabele ingedeeld is in erg veel categorieën. Een nul in de gezamenlijke verdeling zal steeds een nul blijven na updating door IPF, dus erg vaak zal de IPF procedure niet convergeren tot een oplossing. Vroeger werd aangeraden om een willekeurig klein getal op te tellen bij de nul-waarden (Beckman *et al.*, 1996) om toch tot convergentie van de procedure te komen, doch recent werd opgemerkt dat dit een arbitraire vertekening kan introduceren (Guo en Bhat, 2007). Ye *et al.*, 2009 stellen een methode voor die erin bestaat om voor de lege cellen prior informatie te gaan lenen van de onderliggende populatie van het gehele gebied. Vermits er geen extra prior informatie ter beschikking is over de gehele populatie, hebben we geopteerd om deze nul behouden en het gewicht werd automatisch op 1 gezet. Dit betekent dat we er van uit gaan dat de personen uit de steekproef een representatief beeld geven van het verplaatsingsgedrag van de groep die ze vertegenwoordigen.

## 4.4 Afkapgrenzen bij de gewichten

Net zoals bij OVG3, OVG4.1, OVG4.2, OVG4.3 en OVG4.4 beschikken we bij OVG4.5 over vrij gedetailleerde populatiegegevens. Deze gedetailleerde populatiegegevens hebben het grote voordeel dat de gewichten ook heel precies geschat kunnen worden. Om het gevaar van overfitting te vermijden werd in overeenstemming met OVG3, OVG4.1, OVG4.2, OVG4.3 en OVG4.4 geopteerd om de gewichten af te kappen op de afkapgrenzen 0.33 en 3.5. Op deze manier weegt een persoon altijd minstens mee voor één derde, en nooit meer dan 3.5 keer zoveel als de gemiddelde persoon.

## 4.5 De gewichten van de gezinsgegevens

Deelgroepen met gewichten groter dan 1 zijn ondervertegenwoordigd in de steekproef. Ze moeten met een factor van meer dan 100% opgehoogd worden, om een representatieve verdeling te krijgen voor de populatie. Bij deelgroepen met een factor groter dan 3,50 hebben we die afgekapt op 3,50 om overdreven effecten van één persoon of enkele personen te voorkomen (zie geel gearceerde cellen met een rood cijfer 3,50 in Tabel 9).

Deelgroepen die oververtegenwoordigd zijn in de steekproef hebben een gewicht kleiner dan 1. Duidelijk oververtegenwoordigd zijn deelgroepen waarvan het gewicht kleiner was dan 0,33. Om te voorkomen dat deze zo goed als volledig verdwijnen uit de berekeningen is het minimale gewicht vastgelegd op 0,33 (zie grijs gearceerde cellen in Tabel 9). Deelgroepen die niet aanwezig zijn in de steekproef krijgen in de IPF berekeningen automatisch een gewicht exact gelijk aan 1 (zie groen gearceerde cellen in Tabel 9). Dat geeft de indruk dat die groep exact representatief aanwezig is, maar in feite is ze dus volledig afwezig. Soms is dat correct (weduwnaars onder de 24 jaar) meestal is dat niet correct. In dit laatste geval is dit een ondervertegenwoordiging.

**Tabel 9: Gewichten aan gezinnen toegekend om de steekproef representatiever te maken.**

| | | | Aantal gezinsleden | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Geslacht gezinshoofd** | **Burg. Status gezinshoofd** | **Leeftijd gezinshoofd** | **1** | **2** | **3** | **4** | **5** | **6** |
| | | **6-24** | 3,25390 | 1,75346 | 1,29888 | 1 | 1 | 0,61565 |
| | | **25-34** | 2,90760 | 1,56685 | 1,16064 | 0,85254 | 0,56729 | 1 |
| Man | Ongehuwd | **35-44** | 2,50431 | 1,34952 | 0,99966 | 0,73429 | 0,48861 | 0,47383 |
| | | **45-64** | 1,59842 | 0,86136 | 0,63805 | 0,46867 | 0,33 | 0,33 |
| | | **65+** | 1,77787 | 0,95806 | 1 | 0,52129 | 1 | 1 |
| | | **6-24** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **25-34** | 1 | 1,62766 | 1,20569 | 0,88562 | 0,58931 | 0,57148 |
| Man | Gehuwd | **35-44** | 1 | 1,15247 | 0,85369 | 0,62707 | 0,41726 | 0,40464 |
| | | **45-64** | 1 | 1,11956 | 0,82932 | 0,60916 | 0,40535 | 0,39308 |
| | | **65+** | 1,83987 | 0,99147 | 0,73443 | 0,53947 | 0,35897 | 0,34811 |
| | | **6-24** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **25-34** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Man | Weduwnaar | **35-44** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **45-64** | 1,77948 | 0,95893 | 0,71032 | 0,52176 | 0,34719 | 1 |
| | | **65+** | 2,54558 | 1,37176 | 1,01613 | 1 | 1 | 1 |
| | | **6-24** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **25-34** | 1,70012 | 1 | 1 | 1 | 0,33170 | 1 |
| Man | Gescheiden | **35-44** | 3,25311 | 1,75304 | 1,29856 | 0,95384 | 0,63471 | 0,61550 |
| | | **45-64** | 2,93222 | 1,58012 | 1,17047 | 0,85976 | 0,57210 | 0,55479 |
| | | **65+** | 2,91700 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **6-24** | 3,45337 | 1,86095 | 1 | 1,01256 | 1 | 1 |
| | | **25-34** | 3,33969 | 1,79969 | 1,33312 | 1 | 0,65160 | 0,63188 |
| Vrouw | Ongehuwd | **35-44** | 3,19166 | 1,71992 | 1,27403 | 0,93583 | 0,62272 | 0,60388 |
| | | **45-64** | 2,05018 | 1,10480 | 0,81838 | 1 | 0,40000 | 1 |
| | | **65+** | 1,89333 | 1,02028 | 1 | 1 | 0,36940 | 1 |
| | | **6-24** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **25-34** | 1 | 0,91143 | 0,67514 | 0,49592 | 0,33 | 1 |
| Vrouw | Gehuwd | **35-44** | 1 | 0,91031 | 0,67431 | 0,49531 | 0,33 | 0,33 |
| | | **45-64** | 1 | 0,46621 | 0,34534 | 0,33 | 0,33 | 0,33 |
| | | **65+** | 0,33 | 0,33 | 0,33 | 1 | 1 | 0,33 |
| | | **6-24** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **25-34** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Vrouw | Weduwe | **35-44** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **45-64** | 2,60996 | 1,40645 | 1,04183 | 0,76527 | 0,50922 | 1 |
| | | **65+** | 2,19067 | 1,18051 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **6-24** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | | **25-34** | 1 | 1 | 0,94644 | 0,69520 | 0,46260 | 1 |
| Vrouw | Gescheiden | **35-44** | 2,36933 | 1,27678 | 0,94578 | 0,69471 | 0,46227 | 0,44829 |
| | | **45-64** | 2,15726 | 1,16250 | 0,86112 | 0,63253 | 0,42090 | 1 |
| | | **65+** | 3,5 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |

## 4.6 De gewichten van de personen

Sinds OVG4.2 beschikken we over de burgerlijke staat van alle respondenten en is het onderscheid dat bij vorige OVG's werd gemaakt tussen gezinshoofden en niet-gezinshoofden niet langer noodzakelijk. De gewichten zijn in dit OVG (OVG4.5) dus berekend op basis van de burgerlijke staat, de leeftijd en het geslacht van de respondent.

Gewichten op persoonsniveau groter dan 1 duiden op ondervertegenwoordiging (gewichten groter dan 2 werden in analogie met Tabel 9 in het geel gearceerd). Gewichten kleiner dan 1 betekenen dat personen van deze categorie oververtegenwoordigd zijn (de meest extreme gewichten zijn in het grijs gearceerd). Het ontbreken van respondenten komt overeen met een gewicht gelijk aan 1 (in het groen gearceerd).

**Tabel 10: Gewichten die aan de personen zijn toegekend om de steekproef representatiever te maken.**

| | | 06_14 | 15_24 | 25_34 | 35_44 | 45_54 | 55_64 | 65_74 | 75_84 | 85+ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Man** | **Ongehuwd** | 0.9221 | 0.9863 | 1.1786 | 1.4405 | 1.1592 | 1.0682 | 1.5239 | 0.8856 | 0.7082 |
| **Man** | **Gehuwd** | 1 | 1 | 1.2337 | 0.9024 | 0.8937 | 0.9376 | 0.9039 | 0.6600 | 0.7912 |
| **Man** | **Weduwnaar** | 1 | 1 | 1 | 1 | 0.4890 | 2.7095 | 1.2689 | 1.1981 | 1.8102 |
| **Man** | **Gescheiden** | 1 | 1 | 1.1869 | 1.5027 | 1.8801 | 1.1238 | 1.8166 | 1.1488 | 1 |
| **Vrouw** | **Ongehuwd** | 0.9551 | 0.9649 | 1.1700 | 1.4790 | 1.1048 | 0.9872 | 0.6201 | 0.8479 | 1 |
| **Vrouw** | **Gehuwd** | 1 | 3.50 | 0.9754 | 0.9261 | 1.0038 | 0.8983 | 0.9168 | 0.6654 | 0.5581 |
| **Vrouw** | **Weduwe** | 1 | 1 | 1 | 1 | 1.6219 | 1.4109 | 1.0910 | 1.1459 | 1.1452 |
| **Vrouw** | **Gescheiden** | 1 | 1 | 1.0712 | 1.2306 | 0.9208 | 0.9217 | 2.6681 | 1 | 1 |

## 4.7 De gewichten van de verplaatsingen

De gewichten waarmee we verplaatsingen vermenigvuldigen zijn berekend uitgaande van de personengewichten. Dit wil zeggen dat we nagaan of er in elke maand en op elke dag van de week een voldoende aantal personen ondervraagd is die zich hadden kunnen verplaatsen. Voor de dagen van de week was er geen enkele vertekening. Voor de maanden was deze beperkt, maar hebben we toch extra gewichten berekend. De gewichten zijn berekend relatief t.o.v. het aantal dagen dat er in die maand zijn. Het gewicht voor een maandag in september is 1.10 (Tabel 12), niet omdat er te weinig verplaatsingen waren in mei, maar omdat er (iets) minder personen ondervraagd zijn in mei.

**Tabel 11: Gewichten die aan de verplaatsingen zijn toegekend om de steekproef representatiever te maken.**

| Maand | gewicht |
|---|---|
| 1 | Personengewicht * 0.92 |
| 2 | Personengewicht * 1.03 |
| 3 | Personengewicht * 0.90 |
| 4 | Personengewicht * 1.05 |
| 5 | Personengewicht * 1.04 |
| 6 | Personengewicht * 0.98 |
| 7 | Personengewicht * 1.03 |
| 8 | Personengewicht * 1.03 |
| 9 | Personengewicht * 1.10 |
| 10 | Personengewicht * 1.06 |
| 11 | Personengewicht * 0.94 |
| 12 | Personengewicht * 0.97 |