

## **Panelonderzoek: Wie doen er mee en wie vallen eraf?**

Dr. R. (Raymond) G. Hoogendoorn – Kennisinstituut voor Mobiliteitsbeleid –  
raymond.hoogendoorn@minienm.nl

Dr. C. (Eline) E. Scheepers – Kennisinstituut voor Mobiliteitsbeleid –  
eline.scheepers@minienm.nl

Dr. S. (Sascha) Hoogendoorn-Lanser – Kennisinstituut voor Mobiliteitsbeleid –  
sascha.hoogendoorn@minienm.nl

### **Bijdrage aan het Colloquium Vervoersplanologisch Spuurwerk 24 en 25 november 2016, Zwolle**

#### **Samenvatting**

Reisgedrag wordt beïnvloed door vele factoren, zoals levensgebeurtenissen, het gebruik van ICT, veranderingen in attitudes, etc. Om inzicht te verkrijgen in de veranderingen in mobiliteitspatronen in relatie tot deze factoren is het MobiliteitsPanel Nederland (MPN) ontwikkeld. Echter, de relatie tussen de voornoemde factoren en veranderingen in reisgedrag wordt mogelijk beïnvloed door een non-respons bias.

De aanwezigheid van een non-respons bias kan mogelijk leiden tot het trekken van onjuiste conclusies bij longitudinaal onderzoek zoals uitgevoerd binnen het MPN. Zo kan bijvoorbeeld geconcludeerd worden dat een overheidsmaatregel effectief is doordat er minder verplaatsingen zijn gerapporteerd, terwijl dit eigenlijk komt door een ondervertegenwoordiging van respondenten die meer verplaatsingen maken. Dit fenomeen beperkt zich niet tot longitudinale studies, maar geldt ook voor cross-sectioneel onderzoek.

Daarom hebben wij in de huidige studie de non-respons bias bepaald middels een schatting van de bereidheid om deel te nemen aan een huishoudpanel. Het MPN biedt in dit opzicht unieke mogelijkheden voor het bepalen van de non-respons bias, omdat binnen het MPN zowel persoons-, huishoud- als mobiliteitgegevens (zoals autogebruik) beschikbaar zijn van alle respondenten, dus inclusief de respondenten die niet aan het onderzoek hebben deelgenomen.

Om de bereidheid om deel te nemen aan het MPN te bepalen, ontwikkelden wij een ordinaal logit model waarin verschillende huishoud- en persoonskenmerken zijn opgenomen. Uit de analyses blijkt dat het model de bereidheid om mee te doen aan een huishoudpanel adequaat bepaald. Dit verschaft ons inzicht in de mate waarin de verschillende huishoud- en persoonskenmerken zijn gerelateerd aan de bereidheid om deel te nemen aan het huishoudpanel. Binnen het MPN kan bijvoorbeeld worden waargenomen dat vrouwelijke respondenten met kinderen tussen de 0 en 13 jaar minder bereid zijn om deel te nemen.

Verder stelt dit inzicht ons in staat om de aanwezigheid en de grootte van de non-respons bias te bepalen, hetgeen de ontwikkeling van een correctiefactor mogelijk maakt. Uit de bepaling van de bereidheid en vervolgens de non-respons bias komt naar voren dat deze bias gekoppeld is aan verschillende huishoud- en persoonskenmerken. Dit leidt tot de conclusie dat het corrigeren voor deze non-respons bias noodzakelijk is om valide conclusies uit de data te kunnen trekken. Bovendien tonen de resultaten aan dat correctie- of weegfactoren op alleen persoons- en huishoudkenmerken, zoals leeftijd, geslacht en gezinssamenstelling, niet afdoende zijn. Het ontwikkelen van een adequate correctiefactor leidt tot een adequater inzicht in de invloed van de verschillende factoren op verplaatsingen en leidt tot meer valide conclusies.

## 1. Introductie

Reisgedrag wordt beïnvloed door vele factoren. Levensgebeurtenissen (zoals de geboorte van een kind), veranderingen in het gebruik van ICT (bijvoorbeeld webwinkelen en thuiswerken) maar ook veranderingen in attitudes kunnen een invloed hebben op de keuzes die de reizigers maken (Meurs et al., 1989).

Veranderingen in reispatronen verbonden aan deze factoren kunnen worden afgeleid uit longitudinale panel data. Om op grote schaal deze data te verzamelen is het MobiliteitsPanel Nederland (MPN) ontwikkeld. Het MPN is een state-of-the-art huishoudpanel ontworpen om de korte en lange termijn veranderingen in reisgedrag van huishoudens en personen vast te kunnen stellen.

Vanaf 2013 hebben leden van meer dan 2000 huishoudens jaarlijks hun mobiliteitsgedrag vastgelegd en hebben zij vragenlijsten ingevuld. Binnen het MPN worden verschillende vragenlijsten gebruikt, zoals een huishoudvragenlijst waarin zaken als het inkomen van het huishouden wordt gevraagd, een persoonsvragenlijst waarin bijvoorbeeld wordt gevraagd naar vergoedingen voor woon-werkverkeer en een vragenlijst met betrekking tot bijzondere onderwerpen, zoals de invloed van ICT op werken, winkelen en vrijetijdsbesteding.

Het mobiliteitsgedrag is vastgelegd middels een driedaags locatiegebaseerd dagboekje dat informatie verschaft over alle trips die de leden van een huishouden hebben gemaakt (modaliteiten, reisdoel, reisgenoten, vertragingen, parkeerkosten, etc.). De jaarlijkse ronden van dataverzameling worden in het vervolg van dit paper aangeduid met de term 'waves'. Door middel van een vergelijking van de verschillende waves kan inzicht worden verkregen in de veranderingen in reisgedrag en op welke wijze deze veranderingen zijn verbonden aan veranderingen in de huishoud- en persoonskenmerken (Hoogendoorn-Lanser et al., 2015). Echter, de mate waarin dit inzicht accuraat is wordt wellicht beïnvloed door non-respons. Omdat een longitudinaal onderzoeksdesign is gebruikt in het MPN, kunnen de volgende typen non-respons worden onderscheiden:

- Initiële non-respons: een huishouden doet in zijn geheel niet mee aan het onderzoek;
- Non-respons op de vragenlijsten en/of het dagboekje (binnen waves): vragen en / of het dagboekje worden niet of niet geheel ingevuld;
- Uitval (tussen waves): het niet completeren van (een deel van) de vragenlijsten en/of het dagboekje in de wave volgend op de wave waarin het huishouden deelnam.

Uit het voorgaande kan echter ook worden afgeleid dat non-respons een rol speelt in zowel longitudinaal (panel) onderzoek als in cross-sectioneel onderzoek. Hiernaast kan worden aangenomen dat de non-respons wordt verergerd door het feit dat het MPN een huishoudpanel is. Als bijvoorbeeld een huishoudlid in de pubertijd niet wenst deel te nemen aan het panel, kan het huishouden nooit compleet responderen. In de wetenschappelijk literatuur wordt inderdaad dan ook gesuggereerd dat longitudinale studies op huishoudniveau relatief hoge non-respons percentages kennen (Groves, 2006).

Non-respons leidt tot een non-respons bias. In de wetenschappelijke literatuur bestaat hierover echter enige onduidelijkheid. Bijvoorbeeld, in recente studies wordt aangegeven dat veranderingen in non-respons rates niet noodzakelijk hoeven te leiden tot een non-

respons bias (Curtin et al., 2000; Keeter et al., 2000). Sommige andere studies suggereren daarentegen dat hoge respons rates cruciaal zijn om de non-respons bias te reduceren. Bijvoorbeeld, in Singleton en Straits (2005) wordt gesteld dat voor enquêtes een respons rate van 85% minimaal benodigd is, terwijl een respons rate van 70% al tot een non-respons bias kan leiden. Aangenomen kan worden dat er een relatie is met verschillende huishoud- en persoonskenmerken, zoals leeftijd, geslacht, etc. Bijvoorbeeld, in Groves (2006) werd gesteld dat vaak in enquêtes bepaalde bevolkingsgroepen overgerepresenteerd zijn in de non-respons.

Een non-respons bias kan leiden tot minder valide conclusies. We weten dat drukbezette mensen veelal meer verplaatsingen maken dan anderen en daarnaast een grotere kans hebben om uit te vallen bij enquête-onderzoek. Stel dat de overheid een aantal maatregelen neemt om thuiswerken te stimuleren. Door de selectieve uitval van mensen die relatief veel verplaatsingen maken, zou je uit een eventuele afname van het aantal verplaatsingen tussen twee jaar kunnen concluderen dat de maatregelen effectief geweest zijn. De vraag is of deze conclusie terecht is. Hierover kan alleen een uitspraak gedaan worden als met de selectieve uitval rekening wordt gehouden.

Het voorgaande benadrukt de noodzaak om te corrigeren voor non-respons bias. Om te kunnen corrigeren voor deze bias is het cruciaal om inzicht te verkrijgen in de bereidheid van respondenten om deel te nemen aan een onderzoek.

De kwantificering van de non-respons bias voor het MPN is een cruciaal element in de ontwikkeling van een correctiefactor welke mogelijk leidt tot meer accurate conclusies voor wat betreft veranderingen in reispatronen in relatie tot bijvoorbeeld levensgebeurtenissen, het gebruik van ICT, etc. In de huidige studie nemen we een eerste stap naar de ontwikkeling van een correctiefactor door de identificatie en kwantificering van de non-respons bias. In deze context, richt de huidige studie zich alleen op de initiële non-respons, dus alleen met non-respons bij het oorspronkelijke verzoek tot deelname aan de enquête en wordt nog geen rekening gehouden met item non-respons.

Om de non-respons bias te identificeren en te kwantificeren hebben we een ordinaal logit model van de bereidheid om deel te nemen aan een huishoudpanel ontwikkeld. De geschatte kansen van de bereidheid om mee te doen aan het panel zijn vervolgens gebruikt om de bias te identificeren en te kwantificeren.

De voornaamste doelstelling van het onderzoek is daarom het verkrijgen van inzicht in de non-respons bias middels het modelleren van de bereidheid om mee te doen in een huishoudpanel. De wetenschappelijke relevantie van de huidige studie is dat de resultaten een empirisch onderbouwd inzicht in en een kwantificering van de verschillende factoren die non-respons gedrag en daarmee de non-respons bias in een huishoudpanel beïnvloeden biedt. Verder verschaft de huidige studie inzicht in op welke wijze de bereidheid om mee te doen aan een huishoudpanel het beste kan worden gemodelleerd. Tenslotte leidt de ontwikkeling van een correctiefactor voor de non-respons bias tot meer accurate kennis over de wijze waarop verschillende factoren, zoals levensgebeurtenissen, zijn gerelateerd aan veranderingen in reisgedrag.

In de volgende paragraaf presenteren wij een korte state-of-the-art review over de theorie en modelleren van non-respons bias. Na deze paragraaf presenteren wij de onderzoeksmethode. In deze paragraaf formuleren wij de onderzoeksvragen, de dataverzamelmethode inclusief een analyse van de onderzoekssample, de analysemethode en de modelaanpak. In de resultatenparagraaf presenteren wij het resultaat van de analyse van de omvang van de non-respons, de uitkomst van de

analyses ten aanzien van de relatie tussen verschillende huishoud- en persoonskenmerken en non-respons and de resultaten van de parameterschatting voor het ontwikkelde ordinaal logit model. Verder verschaffen wij in deze paragraaf inzicht in de geschatte kansen van de bereidheid om mee te doen aan het huishoudpanel en identificeren en kwantificeren wij de non-respons bias. Het paper sluit af met conclusies en aanbevelingen voor vervolgonderzoek.

## 2. State-of-the-art theorie en modelleren van de non-respons bias

In de wetenschap wordt non-respons al sinds lange tijd erkent als een substantieel probleem (Brick, 2013). In zijn algemeenheid kunnen drie verschillende thema's in non-respons onderzoek worden geïdentificeerd. Dit zijn namelijk de studie van het mechanisme dat leidt tot non-respons, de ontwikkeling en evaluatie van dataverzamelmethode gericht op het verlagen van de non-respons en de ontwikkeling van statistische correctiefactoren om te corrigeren voor de non-respons bias. In het verleden werden respons rates en de non-respons bias gezien als equivalenten. Bijvoorbeeld werden enquêtes met een hoge non-respons rate geacht eveneens een hoge non-respons bias te hebben. Non-respons werd dan ook gezien als een stabiel persoonlijkheidskenmerk van een individu. De non-respons bias werd dan ook als volgt wiskundig uitgedrukt:

$$bias(\bar{y}_r) = \left(\frac{M}{N}\right) (\bar{Y}_r - \bar{Y}_m)$$

In deze vergelijking is  $\bar{y}_r$  het gecorrigeerde gemiddelde van de respondenten,  $\bar{Y}_r$  het gemiddelde van de respondenten,  $\bar{Y}_m$  het gemiddelde van de non-respondenten en  $M$  en  $N$  respectievelijk het aantal non-respondenten en het totale aantal respondenten in de doelpopulatie. Uit deze vergelijking kan duidelijk worden afgeleid dat het respondent gemiddelde afwijkt van het gemiddelde van de populatie als een functie van de non-respons rate en het verschil tussen het gemiddelde van de respondenten en het gemiddelde van de non-respondenten.

Echter, verscheidene studies hebben een ander licht gescheden op deze assumpties. Bijvoorbeeld, in Lesser en Kalsbeek (1992) werd geopperd dat non-respons geen stabiel persoonlijkheidskenmerk van een individu is. Elk individu heeft een niet-geobserveerde bereidheid om dan wel een respondent of een non-respondent te zijn. Dit leidde tot de volgende wiskundige formulering van de non-respons bias:

$$bias(\bar{y}_r) \approx \frac{\sigma_{y\rho}}{\rho}$$

In deze vergelijking is  $\sigma_{y\rho}$  de populatie covariantie tussen de variabele uit de enquête en de bereidheid om mee te doen aan het onderzoek  $\rho$ . Non-respons bias wordt daarom aangenomen te zijn uitgedrukt in de mate waarin de variabele uit de enquête is gecorreleerd met de bereidheid om mee te doen aan het onderzoek.

Hiernaast zijn nog vele andere benaderingen van de non-respons bias ontwikkeld.

Bijvoorbeeld, in Schouten et al. (2009) zijn worden zogenaamde R-indicatoren gerapporteerd. Middels deze indicatoren wordt gemeten hoe gelijkend de respondenten

zijn in vergelijking met de populatie door middel van het schatten van de variabiliteit in de geschatte bereidheid om mee te doen aan het onderzoek:

$$R(\varnothing(x)) = 1 - 2S(\varnothing(x))$$

In deze uitdrukking is  $S(\varnothing(x))$  de populatie standaard deviatie van de bereidheid om mee te doen aan het onderzoek en is  $x$  een vector van een variabele die bekend is voor de gehele populatie. Wanneer de indicator eenheid nadert, dan is de set meer representatief en kan worden aangenomen dat de non-respons bias gering is. Uit het voorgaande komt echter naar voren dat om de non-respons bias te kunnen bepalen een krachtige variabele uit de enquête voorhanden dient te zijn (Sarndal (2011); Wagner & Kemmerling (2010)). Aangenomen kan worden dat deze variabelen niet altijd beschikbaar zijn.

Om dit te ondervangen, zijn modellen van non-respons bias ontwikkeld. Deze modellen worden vaak weergegeven in termen van de bias van een niet gecorrigeerde schatting van het gemiddelde (Brick, 2013). Een voorbeeld van een dergelijk model is de zogenaamde Horvitz-Thompson vergelijking:

$$\hat{y}_{un} = \sum_{i \in s_r} d_i y_i$$

In deze uitdrukking is  $d_i$  de inverse van de kans van selectie van unit  $i$  en de som is over  $s_r$ , de set van respondenten. Het ratio gemiddelde is  $\hat{y}_{un} = \frac{y_{un}}{\sum_{i \in s_r} d_i}$ . De non-respons bias van het niet gecorrigeerde gemiddelde is dan:

$$bias(\hat{y}_{un}) \approx (1 - P)(\bar{Y}_r - \bar{Y}_m)$$

In deze uitdrukking is  $P$  de proportie van units in het respondent stratum,  $\bar{Y}_r$  het gemiddelde van het respondent stratum en  $\bar{Y}_m$  het gemiddelde van het non-respondent stratum. Een alternatief op deze modellen zijn de zogenaamde stochastische modellen (Yates, 1946). De non-respons bias van het geschatte ratio gemiddelde kan middels een stochastisch model als volgt worden geformuleerd:

$$bias(\hat{y}_{un}) \approx \varphi^{-1} \sigma_\varphi \sigma_y \rho_{\varphi, y}$$

In deze uitdrukking is  $\varphi^{-1}$  het populatie gemiddelde van de bereidheid om mee te doen aan het onderzoek, terwijl  $\sigma_\varphi$  de standaarddeviatie van  $\varphi$  is. Verder wordt in de uitdrukking de standaarddeviatie van  $y$  gerepresenteerd door  $\sigma_y$  en is  $\rho_{\varphi, y}$  de correlatie tussen de bereidheid om mee te doen aan het onderzoek en de variabele uit de enquête  $y$ .

Uit het voorgaande wordt duidelijk dat het van belang is om, om de non-respons bias te kunnen bepalen, de bereidheid van de respondenten om mee te doen aan het onderzoek te kunnen bepalen. Om deze reden hebben wij in het huidige paper deze bereidheid gemodelleerd middels een ordinaal logit model. De initiële selectie van variabelen die betrokken zijn in dit model zijn gebaseerd op de analyse van de omvang van de non-respons binnen het MPN alsmede de statistische analyses van de relaties tussen verschillende huishoud- en persoonskenmerken en de bereidheid om mee te doen aan het MPN.

### **3. Methode**

#### *3.1 Onderzoeksvragen*

De onderzoeksdoelstelling was het verkrijgen van inzicht in de non-respons bias door middel van het modelleren van de bereidheid om deel te nemen aan een huishoudpanel. Dit leidt tot de volgende onderzoeksvragen:

1. Wat is de omvang van de non-respons en de bereidheid om mee te doen aan het huishoudpanel?
2. In welke mate kan een significant verschil worden waargenomen tussen de individuen die aangaven bereid te zijn om mee te doen aan het onderzoek en de individuen die aangaven niet bereid te zijn om mee te doen aan het onderzoek of überhaupt niet reageerden?
3. Op welke wijze kan de bereidheid om mee te doen aan het huishoudpanel het beste worden gemodelleerd?
4. Is een non-respons bias aanwezig en wat is de grootte van deze bias?

#### *3.2 Dataverzamelmethode en beschrijving van de sample*

Om de omvang van de non-respons vast te stellen, de relatie tussen de bereidheid om mee te doen aan het huishoudpanel en verschillende huishoud- en persoonskenmerken te bepalen, de bereid om mee te doen aan het huishoudpanel te modelleren en de non-respons bias te kwantificeren, hebben we gebruik gemaakt van de data die is verzameld middels het MPN.

Het MPN is een nieuwe databron die in Nederland sinds 2013 beschikbaar is (Hoogendoorn-Lanser et al., 2015). Het MPN bestaat uit verschillende elementen, namelijk een screeningsvragenlijst, een huishoudvragenlijst (bijvoorbeeld samenstelling van het huishouden, bruto familie-inkomen, etc.), een individuele persoonsvragenlijst (bijvoorbeeld leeftijd, geslacht, etc.), een aanvullende individuele persoonsvragenlijst (bijvoorbeeld voorkeuren ten aanzien van autobezit en het gebruik van ICT) en een locatie gebaseerd dagboekje. De vragenlijsten moeten eens per jaar worden ingevuld, terwijl het locatie gebaseerde dagboekje eens per jaar gedurende drie opeenvolgende dagen moet worden ingevuld.

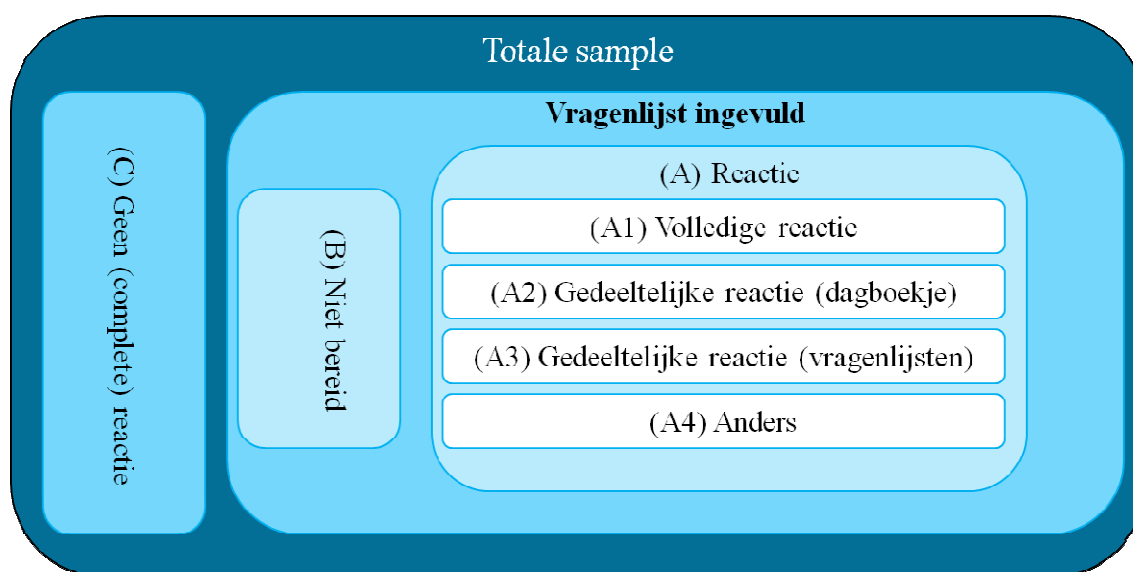
De screening- en huishoudvragenlijst moeten door de zogenaamde gatekeeper worden ingevuld (een volwassen lid van het huishouden), terwijl de twee individuele persoonsvragenlijsten en het dagboekje door alle leden van het huishouden (12 jaar en ouder) moeten worden ingevuld.

De data wordt verrijkt met data uit aanvullende databronnen, zoals aanvullende karakteristieken van de auto's, en socio-economische karakteristieken behorende bij de postcodes. Verder worden specifieke tools, gerelateerd aan bijvoorbeeld openbaar vervoer, gebruikt om de reisafstanden en -tijden te berekenen van alternatieven van de door de respondenten gekozen routes.

De respondenten maken deel uit van het bestaande internetpanel van TNS NIPO (TNS NIPOBase), welke bestaat uit ongeveer 60.000 huishoudens. Op zichzelf is het gebruik van een internetpanel al een mogelijke bron van een bias. Bij de ontwikkeling van de correctiefactoren zal met deze mogelijke bias rekening worden gehouden. Om echter het

optreden van deze bias zoveel mogelijk te voorkomen, zijn reeds voorzorgsmaatregelen getroffen. Dit is onder meer bewerkstelligd door eisen te stellen aan de respondenten die deel uitmaken van de sample. Zelfselectie-effecten werden bijvoorbeeld ondervangen door gebruik te maken van een veldwerkbureau dat niet toestaat dat individuen zich vrijwillig opgegeven als respondent (Hoogendoorn – Lanser et al., 2015). Bovendien zijn geen professionele panelrespondenten aanwezig in de sample. Om mogelijke onderrepresentatie van bepaalde groepen als ook de selectiebias doordat gebruik wordt gemaakt van een internetpanel, te voorkomen, had een mixed mode benadering kunnen worden gebruikt. Echter, een dergelijke mixed mode benadering (dus een mix van bijvoorbeeld dataverzameling via web en telefonische interviews) kent ook weer problemen, daar men op deze wijze zogenaamde mode effecten introduceert (Backstrom & Nilsson, 2002).

In het huidige onderzoek is gebruik gemaakt van de screeningvragenlijst. Door middel van deze vragenlijst wordt het doel van het onderzoek uitgelegd en wordt aan de gatekeeper gevraagd of deze bereid is om mee te doen aan het onderzoek. In deze context kunnen drie verschillende gedragsreacties worden geobserveerd, namelijk Reactie (A), Niet bereid (B) en Geen reactie (C). Het voorgaande wordt geïllustreerd door de onderstaande figuur.



**Figuur 1: Representatie van de verschillende gedragsreacties op de screeningvragenlijst.**

De oorspronkelijke steekproef bestaat uit in totaal 14.760 gatekeepers. In Tabel 1 is de beschrijvende statistiek van de sample weergegeven. Het is belangrijk om hier weer te geven dat de aantallen zien op gatekeepers die zijn uitgenodigd om mee te doen aan het onderzoek. De sample bevat derhalve gatekeepers die aangaven mee te willen doen (Reactie(A)), als ook gatekeepers die aangeven niet mee te willen doen (Niet bereid(B)) en gatekeepers die in zijn geheel of gedeeltelijk niet hebben gereageerd (Geen reactie(C)).

### 3.3 Analysemethode

Om de relatie tussen Reactie(A), Niet bereid(B) en Geen reactie(C) en de verschillende huishoud- en persoonskenmerken vast te stellen hebben we chi-kwadraat tests

uitgevoerd met een betrouwbaarheidsniveau van 95%. De non-respons bias is berekend door de gemiddelde geschatte bereidheid om mee te doen te vermenigvuldigen met de standaarddeviatie van de geschatte bereidheid en de standaarddeviatie van een uitkomstvariabele. Dit resultaat wordt vervolgens vermenigvuldigd met de correlatie tussen de bereidheid om deel te nemen aan de panel en de uitkomstvariabele (zie ook paragraaf 2).

Als doelvariabele hanteren wij in dit paper de frequentie van autogebruik ("Hoe vaak gebruikt u uw auto (als bestuurder of als passagier). Respondenten konden kiezen op een 6-punt Likert schaal ('4 of meer keer per week', '1 tot 3 keer per week', '1 tot 3 keer per maand', '6 tot 11 keer per jaar', '1 tot 5 keer per jaar' en 'minder dan 1 keer per jaar'. Om de correlatie tussen deze uitkomstvariabele en de bereidheid om mee te doen aan het huishoudpanel te berekenen is gebruik gemaakt van Spearman's correlatie coëfficiënt met een betrouwbaarheidsniveau van 95%.

**Tabel 1: Frequenties en relatieve frequenties per persoons- en huishoudkenmerk in klassen.**

<b>Persoons- kenmerk</b>	<b>Freq.</b>	<b>Rel. freq</b>	<b>Huishoud- kenmerk</b>	<b>Freq.</b>	<b>Rel. freq.</b>
<i>Geslacht</i>			<i>HH. situatie</i>		
Man	8115	.554	Single	3725	.254
Vrouw	6545	.446	Met jong kind 0-13	2804	.191
<i>Leeftijd</i>			Met jong kind 13-17	1731	.118
18-24	3202	.218	Anders	6396	.436
25-34	2580	.176	<i>HH. grootte</i>		
35-44	1761	.120	1 persoon	3728	.254
45-54	1777	.121	2 personen	4066	.277
55-64	1460	.100	3 personen	2395	.163
65 en ouder	2808	.192	4 personen	2942	.201
<i>Opleiding</i>			5 personen	1102	.075
Geen – lager	4911	.335	6 personen of meer	427	.029
Middelbaar	5803	.396	<i>Wave</i>		
Hoger	3924	.268	Wave 1	8977	.612
<i>Werk situatie</i>			Wave 2	5783	.388
Betaald	6883	.470			
Arbeidsongeschikt	486	.033			
Gepensioneerd	2870	.196			
Student	2382	.162			
Werkloos	569	.039			
Anders	1470	.010			

### 3.4 Modelaanpak

Om de bereidheid om mee te doen aan het huishoudpanel te modelleren hebben we gebruik gemaakt van een ordinaal logit modelaanpak. Deze modellen bevatten een latente variabele drempel (threshold) framework. In het ordinaal logit model nemen we aan dat een continue latente random variabele  $z_i$  afhankelijk is van een  $k$ -vector van covarianten  $x_i$  middels de relatie  $z_i = x_i' \beta + v_i, i = 1, \dots, n$  doch op zo'n manier dat de geobserveerde uitkomsten  $y_i \in \{1, \dots, J\}$  voorkomen volgens:

$$y_i = j \text{ als } \tau_{j-1} < z_i$$



waar  $-\infty = \tau_0 < \tau_1 < \dots < \tau_{j-1} < \tau_j = \infty$  grensparameters zijn die de discretisering van de data in  $J$  gerangschikte categorieën bepalen. Gegeven deze representatie en een cumulatieve distributiefunctie  $F(v_j)$  wordt de kans  $y_i = j$  conditioneel op  $\beta$  en  $\tau = (\tau_1, \dots, \tau_{j-1})$  geformuleerd als:

$$Pr(y_i = j | \beta, \tau) = F(\tau_j - x_i \beta) - F(\tau_{j-1} - x_i \beta)$$

De keuze van de input variabelen en interacties van het model zijn gebaseerd op de resultaten van de statistische analyses, welke ook worden gepresenteerd in dit paper. Het model kan als volgt worden geformuleerd:

$$\begin{aligned} \text{logit}(p_1 + p_2 + p_3) &= \log \frac{p_1 + p_2 + p_3}{1 - p_1 - p_2 - p_3} \\ \text{logit}(p_1 + p_2 + p_3) &= \alpha + \beta_1 X_{gen} + \beta_2 X_{age} + \beta_3 X_{edu} + \beta_4 X_{emp} + \beta_5 X_{Hsit} + \beta_6 X_{Hsiz} \\ &\quad + \beta_7 (X_{gen} X_{age}) + \beta_8 (X_{gen} X_{Hsit}) + \beta_9 X_{wav} \end{aligned}$$

Samenvattend bevat het model de input variabelen geslacht, leeftijd, opleidingsniveau, werksituatie, huishoudsituatie, grootte van het huishouden en de wave waarin de respondenten meededen. Verder bevat het model interacties tussen geslacht en leeftijd en geslacht en huishoudsituatie. De parameters zijn geschat middels een Maximum Likelihood Estimation (MLE) methode. De parameters zijn geschat met behulp van het open source software pakket Python Biogeme (Bierlaire & Fetiarison, 2009).

## 4. Resultaten

### 4.1 Omvang van non-respons van het MPN en de relaties met kenmerken

Uit de analyses komt naar voren dat in zijn algemeenheid de gatekeepers op de volgende wijzen reageerden op de screening vragenlijst:

- 44,2% van de gatekeepers gaf aan dat zij bereid waren om deel te nemen (Reactie(A));
- 26,9% van de gatekeepers gaf aan dat zij niet bereid waren om deel te nemen (Niet bereid(B));
- 28,8% van de gatekeepers heeft geen (complete) reactie gegeven (Geen reactie(C));

De initiële non-respons is substantieel. Omdat de helft van de mensen uitvalt is het van belang om de non-respons bias te identificeren en te kwantificeren en zo nodig de uitkomsten van de enquête voor deze bias te corrigeren. Nadat we de omvang van de non-respons van het MPN hebben vastgesteld, hebben wij statistisch de relaties tussen huishoud- en persoonskenmerken en de non-respons geanalyseerd.

Uit de chi-kwadrat tests komt naar voren dat er significante verschillen tussen de verschillende klassen bestaan. Zo blijkt er een significant verschil tussen mannen en vrouwen voor wat betreft de bereidheid om mee te doen aan het MPN, en is er een significant verschil tussen de verschillende leeftijd-, opleiding- en werksituatieklassen.

Ook de huishoudkenmerken in klassen huishoudsituatie en huishoudgrootte als ook de wave laten een significante invloed zien. We zijn ons bewust dat enkele van deze variabelen gecorreleerd zijn. Bijvoorbeeld, de Kendall's  $\tau$  correlatie bedraagt voor opleiding en werksituatie  $\tau = -.123, p < .05$ .

De voornoemde verschillen in huishoud- en persoonskenmerken voor wat betreft de bereidheid om mee te doen aan het MPN is een indicatie voor de aanwezigheid van een non-respons bias, daar een significant verschil kan worden aangenomen tussen de verwachte en geobserveerde frequenties voor Reactie(A), Niet bereid(B) en Geen reactie(C) in relatie tot de verschillende huishoud- en persoonskenmerken.

#### *4.2 Parameterwaarden van het ordinaal logit model van bereidheid*

In deze subparagraaf presenteren we de resultaten van de parameterschatting van het ordinaal logit model zoals gepresenteerd in de vorige paragraaf. Eerdere analyses hebben aangetoond dat een ordinaal logit model de beste resultaten overlevert. In Tabel 2 presenteren we de geschatte parameterwaarden van de verschillende variabelen als ook de betrouwbaarheidsintervallen. Ten aanzien van de zogenaamde referentiecategorieën verwijzen we op deze plaats naar Tabel 1.

Daar het hier een ordinaal model betreft, is de interpretatie van de parameterwaarden niet triviaal. Echter, het teken en de relatieve grootte van de parameterwaarden kunnen worden beschouwd als een indicatie voor de invloed van de verschillende variabelen. Op deze plaats is het belangrijk om te vermelden dat in het model Reactie(A) was gecodeerd met een 1, terwijl Niet bereid(B) en Geen reactie(C) respectievelijk met een 2 en een 3 waren gecodeerd (zie ook Figuur 1). Deze volgorde betekent dat positieve parameterwaarden een indicatie zijn voor een grotere kans dat een individu Niet bereid(B) is of Geen reactie(C) geeft.

Uit Tabel 2 kan worden afgeleid dat het kenmerk 'man' een significant negatieve waarde heeft ( $p < .05$ ). Dit betekent dat wanneer een gatekeeper dit kenmerk heeft, de kans groter is dat hij bereid is om mee te doen aan het MPN. De parameterwaarden van de variabele leeftijd zijn allemaal positief en significant ( $p < .05$ ), behalve ten aanzien van de leeftijdsklasse 18-24 en 55-64. Dit betekent dat wanneer de gatekeeper een van deze kenmerken heeft, de kans groter is dat hij of zij bereid is om mee te doen aan het MPN. Wanneer we de verschillende leeftijdsklassen vergelijken, dan blijkt dat de parameterwaarde voor de leeftijdsklasse 35-44 en 45-54 veel groter zijn dan voor de andere leeftijdsklassen. Dit betekent dat wanneer een gatekeeper een van deze kenmerken heeft, de kans groter is dat hij of zij niet bereid is om mee te doen aan het MPN of niet zal reageren.

De parameters voor opleiding waren ook significant ( $p < .05$ ). Ten aanzien van beide klassen van opleiding zijn de parameterwaarden positief en vergelijkbaar in omvang. Dit betekent dat wanneer de gatekeeper een van deze kenmerken heeft, de kans groter is dat de gatekeeper aangeeft niet bereid te zijn om mee te doen aan het MPN of niet zal reageren.

Ten aanzien van de variabele werksituatie kan worden waargenomen dat alle klassen een significante relatie laten zien, behalve de klasse 'Gepensioneerd' ( $p > .05$ ). Al deze parameterwaarden zijn negatief, hetgeen betekent dat wanneer de gatekeeper een van deze kenmerken heeft, het meer waarschijnlijk is dat de gatekeeper bereid zal zijn om mee te willen doen aan het huishoudpanel. De verschillende klassen zijn onderling vergelijkbaar qua magnitude.

**Tabel 2: Parameterwaarden, standaardfouten en betrouwbaarheidsintervallen (BI) voor de variabelen van het ordinaal logit model (de significante parameterwaarden zijn vetgedrukt).**

Parameter	Waarde	Std. fout	BI 2,5%	BI 97,5%
<i>Geslacht</i>				
<b>Man</b>	<b>-.438</b>	<b>.080</b>	<b>-.596</b>	<b>-.280</b>
<i>Leeftijd</i>				
18-24	-.127	.085	-.295	.039
<b>25-34</b>	<b>.356</b>	<b>.090</b>	<b>.178</b>	<b>.533</b>
<b>35-44</b>	<b>.507</b>	<b>.104</b>	<b>.302</b>	<b>.713</b>
<b>45-54</b>	<b>.475</b>	<b>.110</b>	<b>.259</b>	<b>.692</b>
<b>55-64</b>	<b>-.075</b>	<b>.112</b>	<b>-.146</b>	<b>-.001</b>
<i>Opleiding</i>				
<b>Geen / Lager</b>	<b>.191</b>	<b>.044</b>	<b>.105</b>	<b>.278</b>
<b>Middelbaar</b>	<b>.194</b>	<b>.040</b>	<b>.116</b>	<b>.272</b>
<i>Werksituatie</i>				
<b>Betaald</b>	<b>-.257</b>	<b>.070</b>	<b>-.394</b>	<b>-.119</b>
<b>Arbeidsongeschikt</b>	<b>-.352</b>	<b>.108</b>	<b>-.565</b>	<b>-.140</b>
Gepensioneerd	-.093	.075	-.242	.055
<b>Student</b>	<b>-.317</b>	<b>.073</b>	<b>-.461</b>	<b>-.173</b>
<b>Werkloos</b>	<b>-.350</b>	<b>.103</b>	<b>-.553</b>	<b>-.147</b>
<i>Huishoudsituatie</i>				
Single	-1.659	1.176	-4.687	.448
<b>Met jong kind 0-13</b>	<b>.326</b>	<b>.075</b>	<b>.474</b>	<b>.178</b>
Met jong kind 13-17	-.089	.077	-.241	.061
<i>Huishoudgrootte</i>				
1 persoon	1.628	1.179	-.487	4.660
<b>2 personen</b>	<b>-.368</b>	<b>.112</b>	<b>-.588</b>	<b>-.148</b>
3 personen	-.145	.105	-.352	.062
4 personen	.006	.102	-.193	.207
5 personen	.023	.110	-.240	.193
<i>Wave</i>				
Wave 2	-.006	.051	-.108	.093
<i>Grenswaarden</i>				
$\tau_1$	-.851	.134		
$\tau_2$	.336	.134		

Voor wat betreft de huishoudsituatie is alleen de parameter voor de klasse met jong kind 0-13 significant ( $p < .05$ ). De parameterwaarde is positief, hetgeen inhoudt dat de indien de gatekeeper dit kenmerk heeft de kans groter is dat hij of zij niet bereid zal zijn om mee te doen aan het huishoudpanel dan wel niet zal reageren. Voor wat betreft de huishoudgrootte is alleen de parameter van het huishouden met grootte 2 significant. Hier is sprake van een negatieve waarde, hetgeen inhoudt dat een gatekeeper behorende tot een huishouden met dit kenmerk een grotere kans heeft om bereid te zijn om aan het huishoudpanel deel te nemen. Tenslotte bleek de wave geen significante invloed te

hebben op de bereidheid van respondenten om mee te doen aan het huishoudpanel ( $p > .05$ ).

**Tabel 3: Parameterwaarden, standaardfouten en betrouwbaarheidsintervallen voor de interacties van het ordinaal logit model (de significante parameters zijn vetgedrukt).**

Parameter	Waarde	Std. fout	BI 2,5%	BI 97,5%
<i>Geslacht: Leeftijd</i>				
<b>Man: 18-24</b>	<b>.554</b>	<b>.095</b>	<b>.367</b>	<b>.745</b>
<b>Man: 25-34</b>	<b>-.333</b>	<b>.100</b>	<b>-.531</b>	<b>-.136</b>
<b>Man: 35-44</b>	<b>-.781</b>	<b>.116</b>	<b>-1.010</b>	<b>-.553</b>
<b>Man: 45-54</b>	<b>-.840</b>	<b>.115</b>	<b>-1.066</b>	<b>-.614</b>
<b>Man: 55-64</b>	<b>-.419</b>	<b>.123</b>	<b>-.660</b>	<b>-.177</b>
<i>Geslacht: Huishoudsituatie</i>				
<b>Vrouw: Single</b>	<b>-.808</b>	<b>.084</b>	<b>-.973</b>	<b>-.643</b>
<b>Vrouw: Met jong kind 0-13</b>	<b>.335</b>	<b>.098</b>	<b>.143</b>	<b>.527</b>
Vrouw: Met jong kind 13-17	-.011	.108	-.223	.200

Naast de voornoemde variabelen zijn in het ordinaal logit model ook interacties opgenomen. In de bovenstaande Tabel 3 zijn de resultaten van de parameterschattingen van deze interacties opgenomen. Uit de tabel kan worden waargenomen dat alle parameterwaarden significant zijn ( $p < .05$ ) behalve de interactie tussen Vrouw en Huishoudsituatie met jong kind 13-17.

Uit de resultaten kan worden afgeleid dat mannen in de leeftijd van 18-24 minder geneigd zijn om mee te willen doen aan het MPN dan wel meer geneigd zijn om niet te reageren. Mannen in de leeftijdsklasse 35-44 en 45-54 zijn het meest geneigd om bereid te zijn om mee te doen aan het huishoudpanel.

Single vrouwelijke gatekeepers zijn ook meer bereid om mee te doen aan het huishoudpanel ( $p < .05$ ), terwijl dit juist niet het geval is voor vrouwelijke gatekeepers met een kind tussen de 0 en 13 jaar oud.

#### 4.3 Schatten van de bereidheid om mee te doen aan een huishoudpanel

Om de non-respons bias te kunnen identificeren en te kwantificeren is het noodzakelijk om de bereidheid om deel te nemen aan het huishoudpanel te kunnen bepalen. In de vorige subparagraaf presenteerden wij in dit kader de parameterwaarden en de betrouwbaarheidsintervallen van het ordinaal logit model. Dit informeert ons echter nog niet over hoe goed het model nu presteert in het schatten van de bereidheid van respondenten om mee te doen aan het huishoudpanel. In deze context hebben we simulaties uitgevoerd gebruik makend van de MPN data en het hiervoor gepresenteerde ordinaal logit model. Middels deze simulaties hebben we vervolgens de kansen op Reactie(A), Niet bereid(B) en Geen reactie(C) per respondent berekend. Op basis hiervan hebben wij de beschrijvende statistische parameters berekend, zoals weergegeven in Tabel 4.

Indien we de geschatte gemiddelden vergelijken met de geobserveerde gemiddelden (zie paragraaf 4.1) dan kan worden waargenomen dat de geschatte kansen sterk lijken op de geobserveerde percentages van bereidheid. De geobserveerde bereidheid bedroeg 44.2%, terwijl de gemiddelde geschatte kans dat een respondent bereid is om mee te

doen .438 bedraagt. Het geobserveerde percentage van respondenten die niet bereid zijn bedroeg 26.9% terwijl de gemiddelde schatting van Niet bereid eveneens .269 bedraagt. Tenslotte was het percentage respondenten dat niet reageerde 28.8% terwijl de geschatte kans op Geen reactie .291 bedraagt.

**Tabel 4: Beschrijvende statistiek voor de geschatte kansen van Reactie(A), Niet bereid(B) en Geen reactie(C) in het MPN afgeleid uit het ordinaal logit model.**

Bereidheid	N	Gemid.	Std	Min	Max
Reactie(A)	14679	.438	.070	.248	.602
Niet bereid(B)	14679	.269	.011	.225	.281
Geen reactie(C)	14679	.291	.061	.171	.486

#### 4.4 Schatten van de non-respons bias voor het MPN

Tenslotte hebben wij de non-respons bias van het MPN geschat. Om deze bias te kunnen bepalen, hebben we gebruik gemaakt van de volgende formule (zie ook paragraaf 2 voor een verdere uitleg):

$$bias(\hat{y}_{un}) \approx \varphi^{-1} \sigma_{\varphi} \sigma_y \rho_{\varphi,y}$$

Zoals hiervoor reeds vermeld hebben we ten aanzien van de correlatie gebruik gemaakt van de variabele autogebruik. Spearman's  $\rho$  laat zien dat  $\rho_{\varphi,y} = .21, p < .05$ . Dit betekent hier dat een hogere kans dat een respondent bereid is om deel te nemen aan het MPN samen gaat met minder frequent autogebruik. Ten aanzien van de voornoemde uitdrukking van de non-respons bias kon deze voor autogebruik op .033 worden vastgesteld.

Het voorgaande is een duidelijke indicatie voor de aanwezigheid van een non-respons bias in het MPN. Dit benadrukt de noodzaak tot het ontwikkelen van een factor om zodoende voor deze bias te corrigeren.

## 5. Discussie

In de huidige studie hebben we de non-respons bias benaderd door het gebruik van een ordinaal logit model van de bereidheid van respondenten om aan een huishoudpanel mee te doen. De geschatte kansen van het al dan niet bereid zijn om deel te nemen dan wel niet te reageren lijken sterk op de geobserveerde percentages. Dit leidt tot de conclusie dat een ordinaal logit model een goede manier is om deze bereidheid te modelleren. Uit onderzoek blijkt voorts (hier niet gepresenteerd) dat een multi-nomiaal logit model en een latente variabele model minder goede resultaten gaven.

De statistische analyses als ook het ordinaal logit model verschaffen ons inzicht in hoe de verschillende huishoud- en persoonskenmerken zijn gerelateerd aan de bereidheid om deel te nemen aan een huishoudpanel. Zo hebben we laten zien dat geslacht, leeftijd, opleiding, werksituatie en in mindere mate huishoudsituatie en huishoudgrootte een significante invloed hebben op de bereidheid om deel te nemen aan een huishoudpanel. Deze significante relaties worden ruimschoots ondersteund door de wetenschappelijk literatuur (zie bijvoorbeeld Fan & Yan (2010) en Christensen et al.(2010)). Het

voorgaande voorziet ons van indicaties ten aanzien van de hoeveelheid moeite die moet worden gestopt in het rekruteren van bepaalde huishoudens voor huishoudpanels.

In de huidige studie toonden we aan dat voor autogebruik een non-respons bias kan worden aangenomen. Deze non-respons bias is verbonden aan de bereidheid om deel te nemen aan het huishoudpanel en daarmee aan verschillende huishoud- en persoonskenmerken. Dit betekent dat non-respons kan leiden tot een minder accurate schatting van de frequentie van autogebruik. Dit is met name het geval indien bepaalde groepen over- of ondergerepresenteerd zijn in de sample. De schatting van de individuele bereidheid om deel te nemen aan een huishoudpanel tezamen met de mate waarin er sprake is van een correlatie met relevante variabelen verschaft de mogelijkheid tot het ontwikkelen van een correctiefactor voor de non-respons bias. Het toepassen van een dergelijke correctiefactor leidt tot meer valide conclusies en verschaft beleidsmakers de mogelijkheid om beter empirisch gefundeerde beslissingen te nemen.

In de huidige studie was slechts gebruik gemaakt van de eerste twee waves van het MPN. We kunnen een meer accurate schatting krijgen van de parameters en de non-respons bias als we om de modelschattingen uit te voeren ook de overige waves betrekken. Dit kan bijvoorbeeld aantonen dat non-respons significant is gerelateerd aan het aantal waves waaraan de respondenten hebben deelgenomen, hetgeen een indicatie is voor respondentenvermoeidheid.

Verder is in de huidige studie gebruik gemaakt van een ordinaal logit model. Vanuit gedragsmatig oogpunt kan het echter goed zo zijn dat "Reactie" en "Niet bereid" substantieel verschillen van "Geen reactie". In dit kader bevelen wij aan om een nested logit model te ontwikkelen welke deze verschillen tot uiting brengt.

Om de non-respons bias te kunnen berekenen hebben wij de frequentie van autogebruik benut. Uit reeds uitgevoerde analyses is gebleken dat ook andere belangrijke aan mobiliteit gerelateerde variabelen een significante correlatie vertonen met de bereidheid om deel te nemen aan het MPN. Dit benadrukt nogmaals de noodzaak om te corrigeren voor de bias.

Tenslotte is het niet duidelijk in welke mate huidige correctiefactoren toepasbaar zijn op de reispatronen zoals verzameld middels het dagboekje. We bevelen dan ook aan om een correctiefactor te ontwikkelen welke kan worden toegepast op de reispatronen.

Op deze plaats kan geconcludeerd worden dat men bij mobiliteitsonderzoek (cross-sectioneel en longitudinaal) waarin men gebruik maakt van zelfrapportages altijd dient te analyseren of er sprake is van een non-respons bias in de data. Het niet analyseren of het niet correct corrigeren voor deze bias kan leiden tot het trekken van verkeerde conclusies, zoals bijvoorbeeld het onterecht wel of niet concluderen tot het effect hebben van een maatregel.

## Referenties

- Bäckström, C. and C. Nilsson, Mixed mode: Handling method-differences between paper and web questionnaires. Retrieved March, Vol. 2, 2002, p. 2014.
- Bierlaire, M. and M. Fethiarison, Estimation of discrete choice models: extending BIOGEME. In Swiss Transport Research Conference (STRC), 2009.
- Brick, J. M., Unit nonresponse and weighting adjustments: a critical review. Journal of Official Statistics, Vol. 29, No. 3, 2013, pp. 329–353.

- Christensen, A. I., O. Ekholm, C. Glümer, A. H. Andreasen, M. F. Hvidberg, P. L. Kristensen, F. B. Larsen, B. Ortiz, and K. Juel, The Danish national health survey 2010. Study design and respondent characteristics. *Scandinavian journal of public health*, Vol. 40, No. 4, 2012, pp. 391–397.
- Curtin, R., S. Presser, and E. Singer, The effects of response rate changes on the index of consumer sentiment. *Public Opinion Quarterly*, Vol. 64, No. 4, 2000, pp. 413–428.
- Fan, W. and Z. Yan, Factors affecting response rates of the web survey: A systematic review. *Computers in human behavior*, Vol. 26, No. 2, 2010, pp. 132–139.
- Greene, W. H., *Econometric analysis*. Pearson Education India, 2003.
- Groves, R.M., Nonresponse rates and nonresponse bias in household surveys. *Public opinion quarterly*, Vol. 70, No. 5, 2006, pp. 646–675.
- Hoogendoorn-Lanser, S., N. T. Schaap, and M.-J. OldeKalter, The Netherlands Mobility Panel: An innovative design approach for web-based longitudinal travel data collection. *Transportation Research Procedia*, Vol. 11, 2015, pp. 311–329.
- Keeter, S., C. Miller, A. Kohut, R. M. Groves, and S. Presser, Consequences of reducing nonresponse in a national telephone survey. *Public opinion quarterly*, Vol. 64, No. 2, 2000, pp. 125–148.
- Lesser, V. M. and W. D. Kalsbeek, *Non-sampling error in surveys*, 1992.
- Meurs, H., L. Van Wissen, and J. Visser, Measurement biases in panel data. *Transportation*, Vol. 16, No. 2, 1989, pp. 175–194.
- Sakshaug, J. W., T. Yan, and R. Tourangeau, Nonresponse error, measurement error, and mode of data collection: Tradeoffs in a multi-mode survey of sensitive and non-sensitive items. *Public Opinion Quarterly*, Vol. 74, No. 5, 2010, pp. 907–933.
- Särndal, C.-E., The 2010 Morris Hansen Lecture. Dealing with survey nonresponse in data collection, in estimation. *Journal of Official Statistics*, Vol. 27, No. 1, 2011, p. 1.
- Schouten, B., F. Cobben, J. Bethlehem, et al., Indicators for the representativeness of survey response. *Survey Methodology*, Vol. 35, No. 1, 2009, pp. 101–113.
- Singleton Jr, R. and B. Straits, *Approaches to Social Sciences*, 2005
- Thomsen, I., A note on the efficiency of weighting subclass means to reduce the effects of nonresponse when analyzing survey data. *Statistisk tidskrift*, Vol. 11, 1973, pp. 278–283.
- Wagner, S. M. and R. Kemmerling, Handling nonresponse in logistics research. *Journal of Business Logistics*, Vol. 31, No. 2, 2010, pp. 357–381.
- Yates, F., A review of recent statistical developments in sampling and sampling surveys. *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 109, No. 1, 1946, pp. 12–43.
- Bethlehem, J. G., Reduction of nonresponse bias through regression estimation. *Journal of Official Statistics*, Vol. 4, No. 3, 1988, pp. 251–260.