



UNIVERSITEIT GENT

Faculteit Geneeskunde en Gezondheidswetenschappen

Academiejaar 2013-2014

DE IMPACT VAN VOEDSELTAKSEN EN -SUBSIDIES OP DE CONSUMPTIE
VAN ONGEZONDE VOEDING

Onderzoek naar de prijselasticiteit van de vraag naar een broodje en een slaatje in
studentenrestaurants

Masterproef voorgelegd tot het behalen van de graad van
Master in de Gezondheidsvoorlichting en –bevordering

Door Tess Bertels

Promotor: Prof. dr. Lieven Annemans

Co-promotor: Prof. dr. Ignaas Devisch



UNIVERSITEIT GENT

Faculteit Geneeskunde en Gezondheidswetenschappen

Academiejaar 2013-2014

DE IMPACT VAN VOEDSELTAKSEN EN -SUBSIDIES OP DE CONSUMPTIE
VAN ONGEZONDE VOEDING

Onderzoek naar de prijselasticiteit van de vraag naar een broodje en een slaatje in
studentenrestaurants

Masterproef voorgelegd tot het behalen van de graad van
Master in de Gezondheidsvoorlichting en –bevordering

Door Tess Bertels

Promotor: Prof. dr. Lieven Annemans

Co-promotor: Prof. dr. Ignaas Devisch

Abstract

Doelstelling: In deze masterproef werd nagegaan hoe sterk consumenten in studentenrestaurants reageren op hypothetische veranderingen in de prijs van een broodje en een slaatje. Om dit te meten werd de prijselasticiteit van de vraag (E_v) van beide producten berekend. Ook werd onderzocht of geslacht, studiegraad, het al dan niet op kot zitten en het wekelijkse eetbudget beïnvloedende factoren zijn van die prijselasticiteit.

Steekproef: De steekproef omvatte 519 respondenten.

Methodologie: Gedurende vijf wekdagen werd een schriftelijke gestructureerde enquête afgenomen bij personen die een broodje kochten in drie studentenrestaurants van de Universiteit Gent. De reactie op een prijsstijging van zo een broodje of een prijsdaling van een gezond slaatje als alternatief werd bevraagd.

Resultaten: De vraag naar een broodje is bij elke hypothetische prijsstijging elastisch (min. $E_v = 1,51$, max. $E_v = 3,59$). De vraag naar een slaatje is niet bij elke hypothetische prijsdaling elastisch (min. $E_v = 0,55$, max. $E_v = 1,44$). De gemiddelde prijsstijging waarbij vrouwen hun broodjeskeuze veranderen is significant hoger dan deze van mannen (Mann-Whitney U $p = 0,013$). Als een slaatje in prijs daalt, zijn er significant meer vrouwen dan mannen die een slaatje kopen i.p.v. een broodje ($p = 0,001$).

Conclusie: De resultaten van deze studie wijzen er op dat het duurder maken van minder gezonde broodjes een efficiëntere strategie is dan het goedkoper maken van slaatjes om de voedingskeuze van consumenten in de studentenrestaurants positief te beïnvloeden. Geslacht bleek de enige beïnvloedende factor te zijn; vrouwen zijn t.o.v. mannen vermoedelijk minder gevoelig voor stijgingen in de broodjesprijs, en vermoedelijk gevoeliger voor dalingen in de slaatjesprijs.

Aantal woorden masterproef: 18 295 (exclusief bijlagen en bibliografie)

Inhoudstafel

1. Inleiding	1
1.1 Aanleiding van het onderzoek	1
1.2 Probleemstelling	2
1.3 Vraagstelling	4
1.4 Leeswijzer	6
1.5 Literatuuronderzoek	6
2. Onderzoeksmethode	24
2.1 Onderzoeksdesign	24
2.2 Vragenlijst	25
2.3 Steekproefgrootte	28
2.4 Setting en steekproeftrekking	30
2.5 Invoer van data in SPSS Statistics 22	32
3. Resultaten	35
3.1 Onderzoekspopulatie	35
3.2 Prijsafhankelijkheid	38
3.2.1 Prijsafhankelijke versus prijsonafhankelijke respondenten.....	38
3.2.2 Prijsafhankelijkheid bij een stijgende broodjesprijs	40
3.2.3 Prijsafhankelijkheid bij een dalende slaatjesprijs	42
3.2.4 Prijssensitiviteit van de prijsafhankelijke respondenten bij een stijgende broodjesprijs	43
3.2.5 Prijssensitiviteit van de prijsafhankelijke respondenten bij een dalende slaatjesprijs 55	
3.2.6 Relatie wekelijks eetbudget en prijssensitiviteit.....	62
4. Discussie	65
5. Conclusie	68
Literatuurlijst	71
Bijlagen	73
Lijst van figuren	105
Lijst van tabellen	107

Woord vooraf

Verschillende mensen hebben meegeholpen aan de realisatie van deze thesis.

Eerst en vooral zou ik graag mijn promotor, Prof. dr. Lieven Annemans, en co-promotor, Prof. dr. Ignaas Devisch, willen bedanken voor hun begeleiding tijdens het opstellen van dit werk. Hun inzicht en deskundige kennis hebben een duidelijke meerwaarde betekend.

Ook een gemeend woord van dank aan de medewerkers van de cafetaria's Campus UZ, De Brug en Boudewijn, om, naast hun werk tijdens de drukke middagen in de resto, vragenlijsten te verspreiden onder de klanten. Het team van resto Boudewijn verdient daarnaast een speciale vermelding vanwege hun geduld en bereidheid om talloze koffiepauzes op te offeren om een zoveelste vraag te beantwoorden of hun mening te geven over een zoveelste idee.

Ik bedank Prof. dr. Stefaan De Henauw om mij in contact te brengen met diëtisten Mieke De Maeyer en Mia Bellemans. Ik bedank hen allen om inzichten in de voedingsleer te schenken die mij enorm hebben geholpen bij de opzet van deze studie.

Mattias Van Heetvelde en Niels De Vleeschouwer wens ik te bedanken om, naast hun verplichtingen en taken als doctoraatsstudent, geregeld aandacht aan mijn thesis te schenken en deze tevens van verhelderende commentaren te voorzien.

Ten slotte wil ik mijn ouders en broer bedanken voor hun steun en vertrouwen.

1. Inleiding

1.1 Aanleiding van het onderzoek

Bij het lezen van literatuur over het effect van voedseltaksen en -subsidies op de consumptie van ongezonde voeding, viel een studie op waarin prijsbeleid in een bedrijfskantine voor een opmerkelijk effect op de consumptie van slaatjes zorgde. Het doel van deze experimentele studie was om te onderzoeken of, en in welke mate, de beslissing van werknemers om een salade te eten in de bedrijfskantine werd beïnvloed door de slaatjesprijs (Kottke, Pronk, Katz, Tillema, & Flottemesch, 2013). Gedurende een maand (maart 2012) werd in de kantine de prijs voor een slaatje met 50% verminderd. De korting werd via mail en een poster in de cafetaria aan de personeelsleden bekend gemaakt. Analyse van de hoeveelheid salade (op basis van gewicht) die per maand (februari-juni) werd verkocht, gaf een toename van 366% in de verkochte hoeveelheid salade in maart t.o.v. de andere maanden aan, wat overeenkomt met een prijselasticiteit van 7,32 (Kottke et al., 2013). Een prijselasticiteit van 7,32 betekent dat een procentuele prijsverandering van 50% in deze studie leidde tot een procentuele hoeveelheidsverandering die 7,32 maal zo groot was; de gevraagde hoeveelheid slaatjes reageerde aldus sterk op de verandering in prijs. Ook namen de onderzoekers een anonieme vragenlijst af waarin ze peilden naar de mening van de werknemers betreffende de tijdelijk verlaagde slaatjesprijs. De antwoorden op de open vragen waren overwegend positief; respondenten vroegen om de prijsverlaging voort te zetten en haalden vaak de hoge kost van de salade bar t.o.v. andere lunchopties aan als barrière om een salade als lunch te eten (Kottke et al., 2013). Dit artikel vormde de aanleiding om een beschrijvend correlatieel onderzoek uit te voeren in de studentenresto's van de Universiteit Gent (UGent), waarin werd onderzocht hoe sterk de beslissing van de klanten om een broodje of een slaatje te kopen, beïnvloed wordt door hypothetische veranderingen in de prijs van deze twee producten. Ook werd gepeild naar andere mogelijke barrières dan de prijs bij een aankoop in de resto.

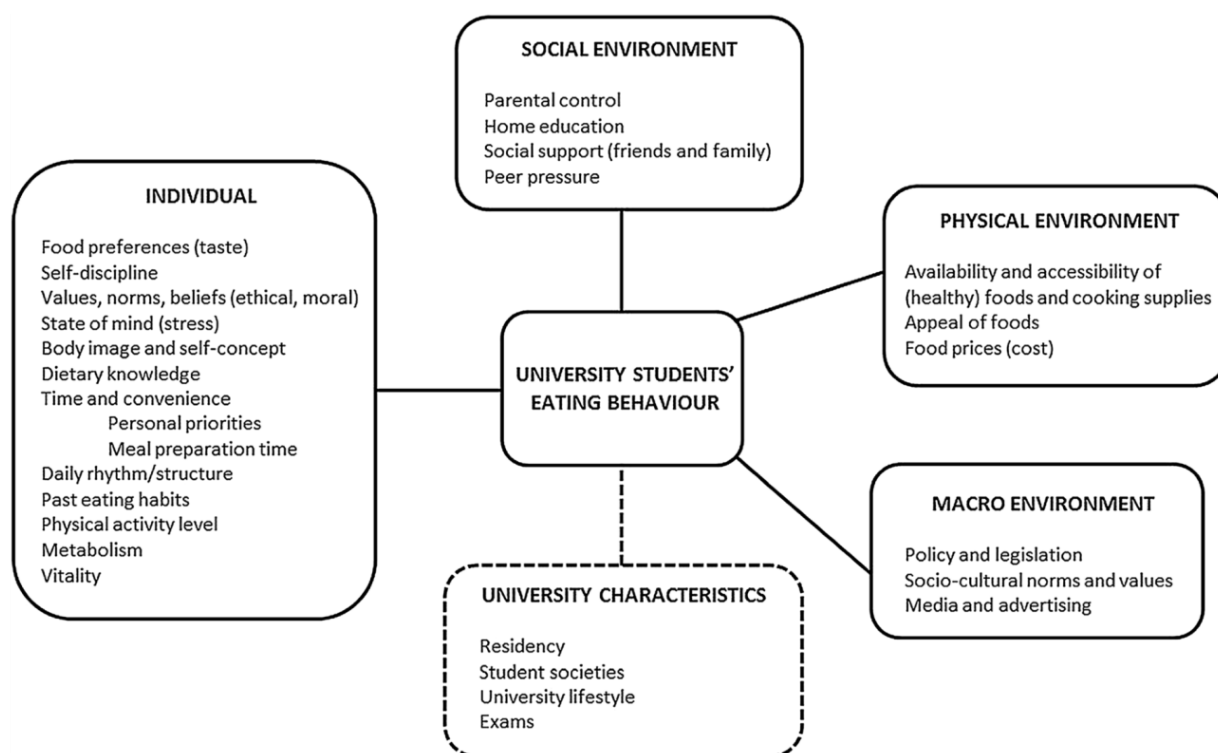
1.2 Probleemstelling

Meer en meer mensen eten buitenshuis: in school- en bedrijfsrestaurants, aan automaten, bij vrienden, ergens langs de weg, in broodjeszaken, frituren en in restaurants (Vandevijvere, Lachat, Kolsteren, & Van Oyen, 2009). In tegenstelling tot landen met een laag en gemiddeld inkomen, eet men in een aantal rijkere landen zoals België vooral buitenshuis in restaurants en kantines (Lachat, 2011). Een derde van de Belgische bevolking ouder dan 15 jaar haalt meer dan een kwart van haar dagelijkse energie buitenshuis (Lachat, 2011). Belgische volwassenen eten voornamelijk buitenshuis op het werk, terwijl net in deze kantines beduidend minder groenten maar wel meer fruit geserveerd worden dan elders (Lachat, 2011). “De meest evidente plaats om in te grijpen op het dieet van de gemiddelde wereldburger zijn de school- en bedrijfskantines, en fastfoodrestaurants”, aldus voedingsspecialist Carl Lachat in de Horeca Vlaanderen Krant van maart 2012 (Van Nieuwenhove, 2012).

De voedselkeuze van een individu wordt beïnvloed door een grote verscheidenheid aan persoonlijke variabelen en omgevingsfactoren. Smaak, gepercipieerde waarde (dat o.a. de prijs en portiegrootte omvat) en waargenomen voedingswaarde zijn drie belangrijke factoren bij het maken van voedselkeuzes (French et al., 1999; Glanz, Basil, Maibach, Goldberg, & Snyder, 1998). Het belang dat individuen hechten aan een van deze factoren speelt ook een rol. Zo kan iemand met een lagere sociaal-economische status meer belang hechten aan de gepercipieerde waarde, terwijl diegenen die zich vooral zorgen maken over hun gezondheid de voedingswaarde van een product belangrijker vinden (French et al., 1999; Glanz et al., 1998; Solheim & Lawless, 1996).

Volgens de resultaten van een recente kwalitatieve studie onder Belgische studenten beïnvloeden voedselprijzen en het individuele budget de voedingskeuze van studenten. Met behulp van een semi-gestructureerde vragenlijst werden vijf focusgroepen uitgevoerd, bestaande uit 14 mannelijke en 21 vrouwelijke studenten uit verschillende studierichtingen, met een gemiddelde leeftijd van $20,6 \pm 1,7$ jaar (Deliens, Clarys, De Bourdeaudhuij, & Deforche, 2014). In deze studie identificeerden de onderzoekers vier grote niveaus van determinanten van de eet- en drinkgedragingen van Belgische (Europese) studenten: individueel (intrapersoonlijk), sociale omgeving

(interpersoonlijk), fysieke omgeving (gemeenschapsomgevingen) en macro-omgeving (maatschappelijk) (**Figuur 1**). Deelnemers vermeldden dat men door op kot te zitten meer afhankelijk van zichzelf wordt, wat ook inhoudt dat prijs en budget steeds belangrijker worden (Deliens et al., 2014). Verder probeerden de onderzoekers ideeën en aanbevelingen te verzamelen om de ontwikkeling te vergemakkelijken van effectieve en op maat gemaakte interventieprogramma's gericht op het verbeteren gezonde eetgedragingen (incl. drinken) bij universitaire studenten. Als suggesties voor interventies betreffende prijs en kost vermeldden de studenten o.a. dat “de studentenrestaurants hun prijzen moeten wijzigen, omdat dat de studenten zou motiveren om meer gezonde voeding te eten bij een lagere prijs” en dat “zij (de overheid) hogere belastingen voor ongezond (bijv. vetrijk) voedsel moeten implementeren” (Deliens et al., 2014).



Figuur 1: Factoren die het eetgedrag van universiteitsstudenten beïnvloeden (Deliens et al., 2014)

In het algemeen kunnen mensen over kennis betreffende gezonde voedingskeuzes bezitten, maar kunnen zij voor het lekkerder en goedkoper, maar minder voedzaam,

voedsel kiezen wanneer zij de dimensies smaak en prijs in acht nemen (French, 2003). Twee belangrijke vragen binnen het domein van de gezondheidspromotie met betrekking tot de rol die prijs speelt bij het maken van gezonde voedselkeuzes zijn; “Kunnen mensen worden beïnvloed om gezonde voeding aan te kopen en te consumeren indien ongezonde voeding onaantrekkelijker wordt gemaakt door de prijzen ervan te verhogen?” en “Kunnen mensen worden beïnvloed om gezonde voeding aan te kopen en te consumeren indien gezonde voeding aantrekkelijker wordt gemaakt door de prijzen ervan te verlagen?” (French, 2003).

Om een antwoord op deze vragen te formuleren werden klanten van studentenrestaurants van de UGent bevroegd betreffende hun consumentenperceptie.

1.3 Vraagstelling

De wet van vraag stelt dat door een daling in prijs van een product de gevraagde hoeveelheid toeneemt. Met de prijselasticiteit van de vraag wordt gemeten hoeveel de gevraagde hoeveelheid reageert op een prijsverandering; het is een dimensieloze meeteenheid die de procentuele verandering in de vraag naar een product uitdrukt bij een prijsverandering van 1% (Mankiw, 2004). Wanneer bijvoorbeeld de elasticiteit van een product 0.6 is, wil dit zeggen dat een verandering van 1% in de prijs voor een verandering van 0.6% in de vraag naar dit product zorgt. Deze meeteenheid wordt bepaald door verschillende factoren zoals de beschikbaarheid van goede substitutiegoederen, het (gezins)inkomen, de voorkeur van de consument, de verwachte duur van de prijsverandering en het aandeel dat het product heeft in de besteding van het (gezins)inkomen (Andreyeva, Long, & Brownell, 2010). Prijsinelasticiteit houdt in dat wanneer de prijs van een product daalt, de vraag naar het product niet sterk stijgt. Een elasticiteit <1 wordt als “inelastisch” bestempeld.

Om de prijselasticiteit te bepalen van de vraag naar een broodje en een slaatje die de UGent-resto's worden verkocht, werd gedurende vijf wekdagen een schriftelijke enquête afgenomen bij personen die een broodje kochten in bepaalde studentenresto's van de UGent (**Bijlage 1**). De prijselasticiteit van de vraag werd nagegaan door consumenten te vragen om aan te geven hoeveel zij bereid zijn te betalen voor hun

broodje bij een prijsverhoging, en in hoeverre zij een broodje verkiezen boven een slaatje dat in prijs wordt verlaagd. Door de respondenten te vragen naar wat ze zouden doen bij hypothetische prijsveranderingen (een stijging in de broodjesprijs en een daling in de slaatjesprijs), werd gepolst naar hun gestelde voorkeuren of 'stated preferences'. Zo werd de betalingsbereidheid van klanten in drie UGent-resto's, het maximumbedrag dat iemand bereid is te betalen om te kunnen beschikken over een product ('willingness to pay'), in kaart gebracht. Om te weten te komen wat respondenten daadwerkelijk zouden doen als broodjes duurder of slaatjes goedkoper zouden worden, zou logischerwijze het feitelijke gedrag moeten geobserveerd worden (op basis van de verkoopcijfers bijvoorbeeld), waardoor de feitelijke voorkeuren of 'revealed preferences' zouden worden onderzocht. Omdat 'revealed preferences' gebaseerd zijn op feitelijke gedragingen, heeft deze methode een hoge indrukvaliditeit (Jaeger & Rose, 2008). Het voordeel van 'stated preferences', waarbij de keuze van de consument in hypothetische omstandigheden wordt bevraagd zoals in deze studie, is dat er data voorhanden is om de vraag naar een product te modelleren waar er voorheen nog geen informatie over de feitelijke gedragingen voor bestond (Jaeger & Rose, 2008). Andere voordelen van deze methode zijn dat deze makkelijker te controleren is (de onderzoeker definieert de condities die door de respondenten worden geëvalueerd), flexibeler is (men kan diverse variabelen behandelen) en goedkoper is (aangezien elke respondent in meerdere observaties voorziet voor variaties in de verklarende variabelen waarin de onderzoeker geïnteresseerd is) (Kroes & Sheldon, 1988). De interpretatie van 'stated preferences' dient echter zorgvuldig te gebeuren, in die zin dat mensen de neiging hebben om te overdrijven in experimentele condities en niet noodzakelijk doen wat ze zeggen (Kroes & Sheldon, 1988).

Aan de hand van de vragenlijst werd getracht volgende vragen te beantwoorden:

-Bij welke prijsstijging (van € +0,10 tot € +1,50, met intervallen van tien eurocent) is de vraag naar een broodje (in)elastisch?

-Bij welke prijsdaling (van € -0,10 tot € -1,50, met intervallen van tien eurocent) is de vraag naar een slaatje (in)elastisch?

-Verschillen respondenten voor een onafhankelijke variabele (geslacht, studiegraad, op kot zitten) in de aangegeven prijsverandering waarbij ze hun voedingskeuze zouden veranderen?

-Bestaat er een verband tussen het aantal euro dat men wekelijks besteedt aan eten en de prijsverandering waarbij men zijn voedingskeuze zou veranderen?

-Welke redenen geven respondenten aan om hun voedingskeuze niet aan te passen, ondanks een prijsverandering van meer dan anderhalve euro?

1.4 Leeswijzer

In de literatuurstudie wordt eerst kort het belang van prijs(manipulatie) als factor bij voedingskeuze belicht. Vervolgens wordt meer uitgebreid een overzicht gegeven van bestaande kennis, voortgekomen uit veldexperimenten, omtrent de effecten van prijsbeleid op consumptie in gesloten systemen met publieke catering (cafeteria's op werkplekken en scholen). Ten slotte wordt het empirisch onderzoek in studentenrestaurants van de Universiteit Gent behandeld. Deze studie 'zoomt' dus als het ware steeds verder in; vertrekkende vanuit een globaal perspectief op basis van een literatuuronderzoek (prijsbeleid in westerse landen), wordt prijsmanipulatie van voeding uiteindelijk behandeld binnen één specifieke context op organisatorisch niveau (studentenrestaurants aan de UGent).

1.5 Literatuuronderzoek

1.5.1 Overgewicht, obesitas en prijsmanipulatie op globale schaal

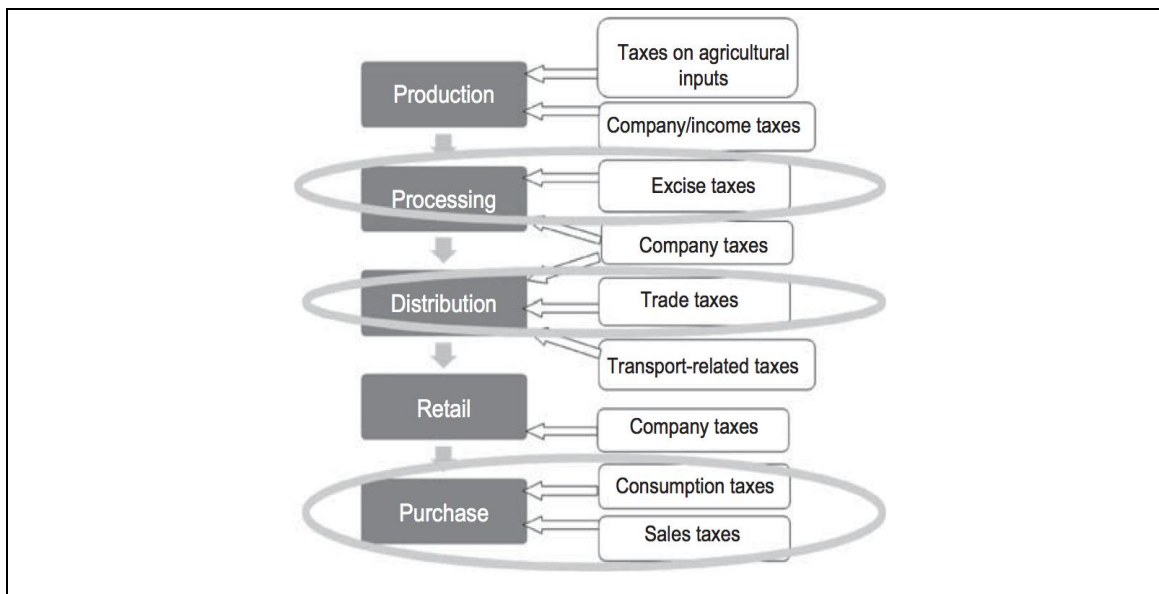
De toenemende globalisering en industrialisering van de voedselketen leidt tot een verhoogde consumptie van verwerkte levensmiddelen, wat resulteert in een toename van verzadigde vetten, transvetten, zout en geraffineerde suikers in de voeding (United Nations, 2011). De prevalentie van zuigelingen en jonge kinderen met overgewicht is gestaag gestegen in de afgelopen decennia en zal naar verwachting blijven stijgen (United Nations, 2011). Terwijl de hoogste prevalentie van zuigelingen en jonge kinderen met overgewicht te vinden is in de hogere middenklasse, vindt de snelste groei plaats in de lagere middenklasse (United Nations, 2011). In 2008 leed wereldwijd 35%

van de volwassenen aan overgewicht (United Nations, 2011). Globaal sterven er naar schatting elk jaar 2,8 miljoen mensen als gevolg van overgewicht (United Nations, 2011). In sommige regio's, zoals Europa, de oostelijke Middellandse Zee en Amerika, kampt meer dan helft van de vrouwen met overgewicht (United Nations, 2011). De wereldwijde prevalentie van obesitas is bijna verdubbeld tussen 1980 en 2008 (United Nations, 2011). Wereldwijd zijn er meer dan een miljard volwassenen met overgewicht, minstens 300 miljoen van hen zijn obees (World Health Organization, 2003).

De Verenigde Naties beschouwt de invoering van een voedseltaks of subsidie als een kosteneffectieve interventie op populatieniveau met een lage kost die de risicofactoren voor niet-overdraagbare ziekten kan verminderen (United Nations, 2011). Doordat de prijs van voeding verandert (belastingen heffen op ongezonde voeding en/of gezonde voeding subsidiëren) kan namelijk de consumptie van ongezonde voeding wijzigen. Prijsmanipulatie kan dus gezien worden als een interventie maatregel van de overheid waardoor deze actief kan bijdragen aan het stimuleren van gezonde voeding. Ook volgens de Wereldgezondheidsorganisatie kan overheidsbeleid voedselprijzen beïnvloeden via belastingen, subsidies of direct prijsstelling op manieren die gezond eten aanmoedigen (World Health Organization, 2004). Verschillende landen gebruiken fiscale maatregelen, inclusief belastingen, om de beschikbaarheid van, toegang tot, en consumptie van diverse voedingsmiddelen te beïnvloeden (World Health Organization, 2004).

1.5.2 Verbruiksbelastingen in de Europese Unie, Canada, Australië en de Verenigde Staten

Op vele punten in de voedselvoorzieningsketen zijn er reeds belastingen ingevoerd, zoals ter hoogte van de landbouwproductiemiddelen, het vervoer van voedingsmiddelen, de bedrijven die zorgen voor de productie, verwerking en afzet van voedingsmiddelen en de consument (**Figuur 2**) (Thow, Heywood, Leeder, & Burns, 2010). Aangezien het doel van een voedseltaks het beïnvloeden van het verbruik (hoeveelheid en type) van gezonde en ongezonde voeding is, worden er vanuit de literatuur aanbevelingen gedaan die gericht zijn op verbruiksbelastingen (bijv. belasting op de toegevoegde waarde ofwel omzetbelasting, accijnzen en handelsbelastingen) als het meest directe mechanisme voor het beïnvloeden van de prijs (Thow et al., 2010).



Figuur 2: Overzicht van de toepassing van het belastingstelsel op de voedselvoorzieningsketen. Aanbevelingen vanuit de literatuur zijn gericht op accijnzen en belastingen op handel, consumptie en verkoop als directe invloeden op de aankooprij van specifieke voedingsmiddelen (Thow et al., 2010).

Belastingen op landbouwinput, vennootschapsbelasting en belastingen gerelateerd aan transport gelden voor een breed scala aan producten en diensten en kunnen dus niet gericht worden op specifieke voedingsmiddelen (Thow et al., 2010). Wereldwijd bestaan er al talrijke belastingen op ongezonde voeding en frisdranken (**Tabel 1**), er bestaan echter belangrijke verschillen betreffende de benamingen en de gebieden die de verschillende belastingen bestrijken. In de Europese Unie wordt een belasting op de toegevoegde waarde (btw) toegepast, en in Canada en Australië bestaat een gelijkaardige algemene belasting op goederen en diensten (Goods and Services Tax of GST) (Chriqui, Eidson, Bates, Kowalczyk, & Chaloupka, 2008). Deze verbruiksbelastingen vormen een van de belangrijkste bronnen van inkomsten voor meer dan 150 landen (OECD, 2012). De Verenigde Staten is het enige land van de OESO (Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling) dat nog steeds een zogenaamde ‘sales tax’ gebruikt (Thow et al., 2010).

In Denemarken werd de zogenaamde ‘vettaks’ een jaar na de invoering ervan afgeschaft. Er was weinig bewijs dat de taks een financiële impact had op consumenten, maar het bracht wel een verschuiving in het aankooppatroon van consumenten teweeg

Tabel 1: Voorbeelden van gezondheidsgerelateerde voedseltaksen (Mytton & Clarke, 2012)

Country	Date introduced	Foods taxed	Tax rate
US	Various	Sugar sweetened drinks (in 23 states)	1- 8%
Norway	1981	Sugar, chocolate, and sugary drinks	Variable
Samoa	1984	Soft drinks	0.40 tala/L (£0.11; €0.14 \$0.18)
Australia	2000	Soft drinks, confectionary, biscuits, and bakery products	10%
French Polynesia	2002	Sweetened drinks, confectionary, and ice cream	60 franc/L (£0.41; €0.55; \$0.66) for imported drinks
Fiji	2006	Soft drinks	5% on imported drinks
Nauru	2007	Sugar, confectionary, carbonated drinks, cordial, and flavoured milks	30% import levy
Finland	2011	Soft drinks and confectionary	Soft drinks €0.075/L (£0.06; \$0.10); confectionary €0.75/kg
Hungary	2011	Foods high in sugar, fat, or salt and sugary drinks	10 forint (£0.03; €0.04; \$0.05) per item
Denmark	2011	Products with more than 2.3% of saturated fat: meat, dairy products, animal fats, and oils	Kr16/kg (£1.76; €2.15; \$2.84) of saturated fat
France	2012	Drinks containing added sugar or sweetener	€072/L

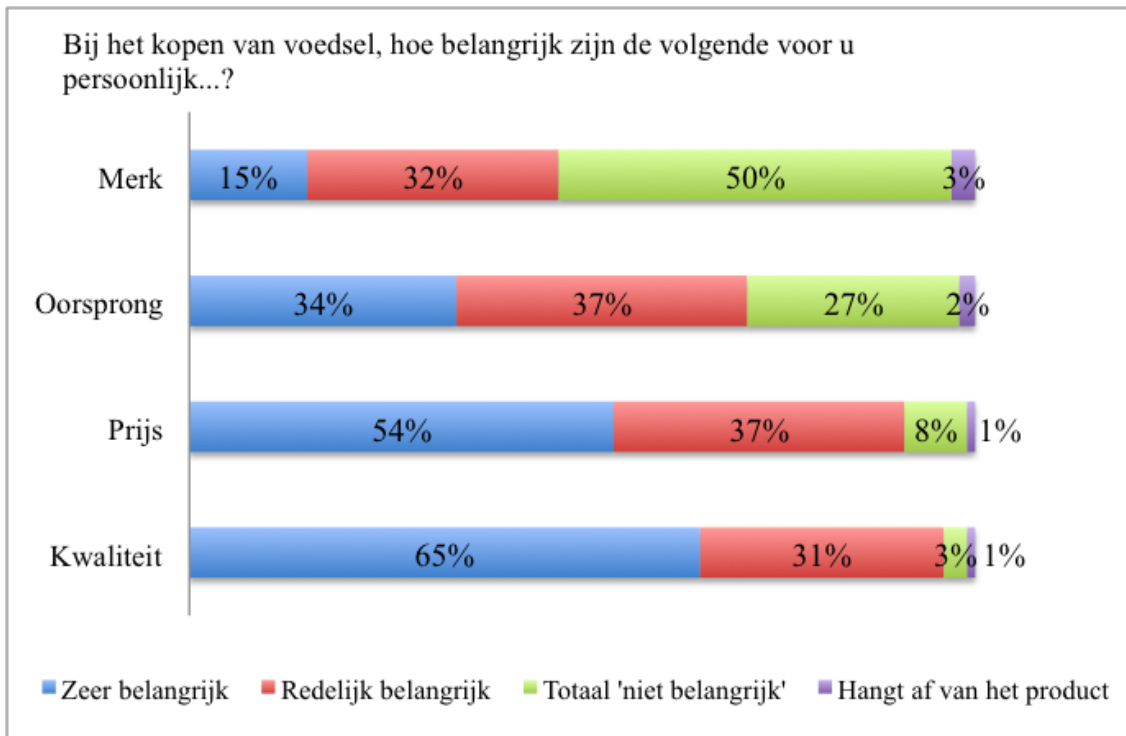
(Kliff, 2013). Veel Denen kochten goedkopere alternatieven of trokken blijkbaar over de grens met Duitsland of naar Zweden voor hun inkopen (Kliff, 2013). Toenemende grensoverschrijdende handel is een van de vele mogelijke gevolgen van de invoering van een taks op verzadigd vet, of voedsel in het algemeen. Het vervangen van het dagelijkse product door een goedkopere variëteit met dezelfde samenstelling (substitutie-effect) en het besparen op gezonde voeding (inkomenseffect) zijn tevens mogelijke effecten (Smed & Robertson, 2012).

1.5.3 Prijs en voedingskeuze in Europa

Gegevens van de Eurobarometer¹ uit 2012 omtrent de houding van Europeanen tegenover voedselzekerheid, voedselkwaliteit en landbouw, tonen dat in Europa prijs de belangrijkste factor na kwaliteit is bij de aankoop van voeding (**Figuur 3**) (TNS Opinion & Social, 2012). Een meerderheid van 91% van alle ondervraagden beschouwen prijs als belangrijk, waarvan iets meer dan de helft (54%) prijs zeer belangrijk vindt (TNS Opinion & Social, 2012). In bijna alle lidstaten (met uitzondering van Zweden,

¹ Deze enquête werd uitgevoerd door TNS Opinion & Social in 27 lidstaten van de Europese Unie tussen 10 en 25 maart 2012. 26.593 respondenten van 15 jaar of ouder uit verschillende sociale en demografische groepen werden face-to-face thuis geïnterviewd in hun moedertaal op vraag van het Directoraat-generaal Landbouw en Plattelandsontwikkeling. Sinds de toetreding van Kroatië op 1 juli 2013 telt de EU 28 lidstaten.

Luxemburg en Nederland) beschouwt meer dan 80% van de respondenten prijs als een belangrijke factor bij het kopen van voedsel (TNS Opinion & Social, 2012). In Bulgarije (98%) en Griekenland (98%) ligt dit percentage bijzonder hoog.



Figuur 3: Overzicht van de mate waarin vier verschillende factoren (kwaliteit, prijs, origine en merk) belangrijk zijn bij de aankoop van voeding voor inwoners van 27 EU-lidstaten. Bewerking van TNS Opinion & Social (2012).

1.5.4 Veldexperimenten met prijsveranderingen in gesloten publieke cateringsystemen

Met behulp van de zoekfilter '(((worksite OR school OR cafeteria) AND price) OR pricing) AND food choice' werd in de database PubMed naar geschikte artikels gezocht. Enkel artikels die prijsinterventies in gesloten systemen zoals scholen, cafeteria's, verkoopautomaten en werkplekken behandelden werden in de literatuurstudie geïncludeerd. Ook werden enkel veldexperimenten met prijsveranderingen of de combinatie van een prijsinterventie en een andere interventie (labelen van voedingswaren, uitbreiden van het aanbod, enz.) geïncludeerd. Via referenties in geschikte artikels werden tevens artikels geïncludeerd die niet het resultaat

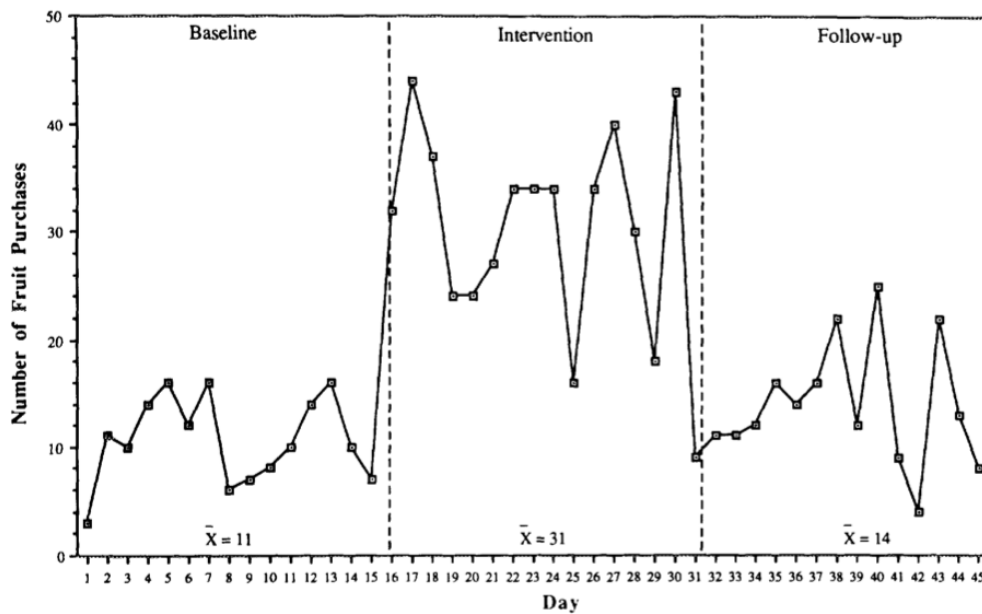
waren van de zoekfilter. Er werden enkel studies geïncludeerd die relevant zijn voor westerse landen (Europa, Noord-Amerika, Canada en Australië).

Subsidiëren van gezonde voeding

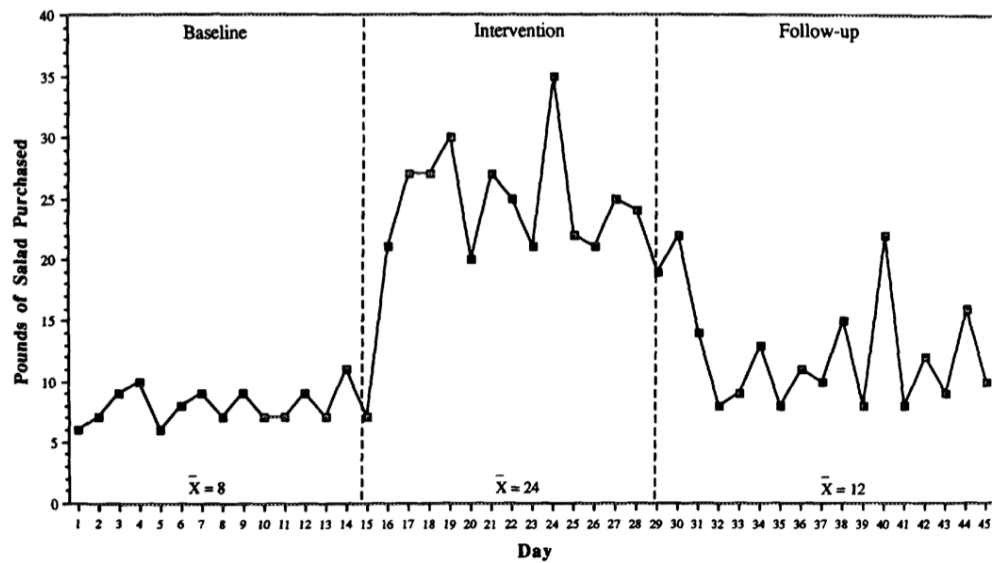
In een systematische review werd het effect van het subsidiëren van gezonde voeding op consumptie en eetgedrag nagegaan. In de review werden enkel prospectieve veldstudies met een duidelijk experimenteel design geïncludeerd, met een subsidie in de vorm van een kortings- of tegoedbon waarbij de voedingsaankoop en –inname van adolescenten en volwassenen werd onderzocht (An, 2013). Met uitzondering van één studie zorgden alle subsidies voor een significante toename in aankoop en consumptie van de gepromote voedingswaren (An, 2013). De kleine financiële stimulans (een tegoedbon van een halve dollar bij de aankoop van groenten en fruit in een supermarkt) zorgde er waarschijnlijk voor dat er geen significant effect werd gevonden in dat ene artikel (An, 2013). Deze interventie werd echter in een andere omgeving (supermarkt) geïmplementeerd dan bovenbeschreven gesloten systemen (publieke cateringsystemen in bedrijven en scholen).

Voorlopig wijzen verschillende experimenten met prijsdalingen erop dat de vraag naar fruit en vetarme snacks prijselastisch is (een daling van 1% in prijs zorgt voor een toename in de vraag die groter is dan 1%) (An, 2013).

Dit blijkt o.a. uit een experiment in de cafetaria van een Amerikaanse universiteit waar gedurende drie weken het aanbod aan groenten en fruit werd uitgebreid, terwijl deze producten tevens met 50% in prijs werden verlaagd (Jeffery, French, Raether, & Baxter, 1994). Zowel het aanbod aan groenten als het fruitaanbod werd met drie extra keuzes uitgebreid. De prijs van een stuk fruit en een pond (0,45 kilogram) salade zakte respectievelijk van \$ 0,50 naar \$ 0,25 en van \$ 4 naar \$ 2. Tijdens de initiële drie weken durende baseline meting werden er gemiddeld 11 stukken fruit en 8 pond (3,6 kilogram) salade verkocht (**Figuur 4** en **Figuur 5**). De interventie had een significant effect op de verkoop van fruit en salade ($p = 0,0001$). Er werd in deze periode ongeveer drie keer meer verkocht; gemiddeld 31 stukken fruit en 24 pond (ongeveer 10,8 kilogram) salade. In de follow-up periode was er een significant verschil in de verkoop van salade t.o.v. van de baseline ($p < 0,01$), dit was niet het geval bij de verkoop van fruit.



Figuur 4: Aantal verkochte stukken fruit per dag (Jeffery et al., 1994)



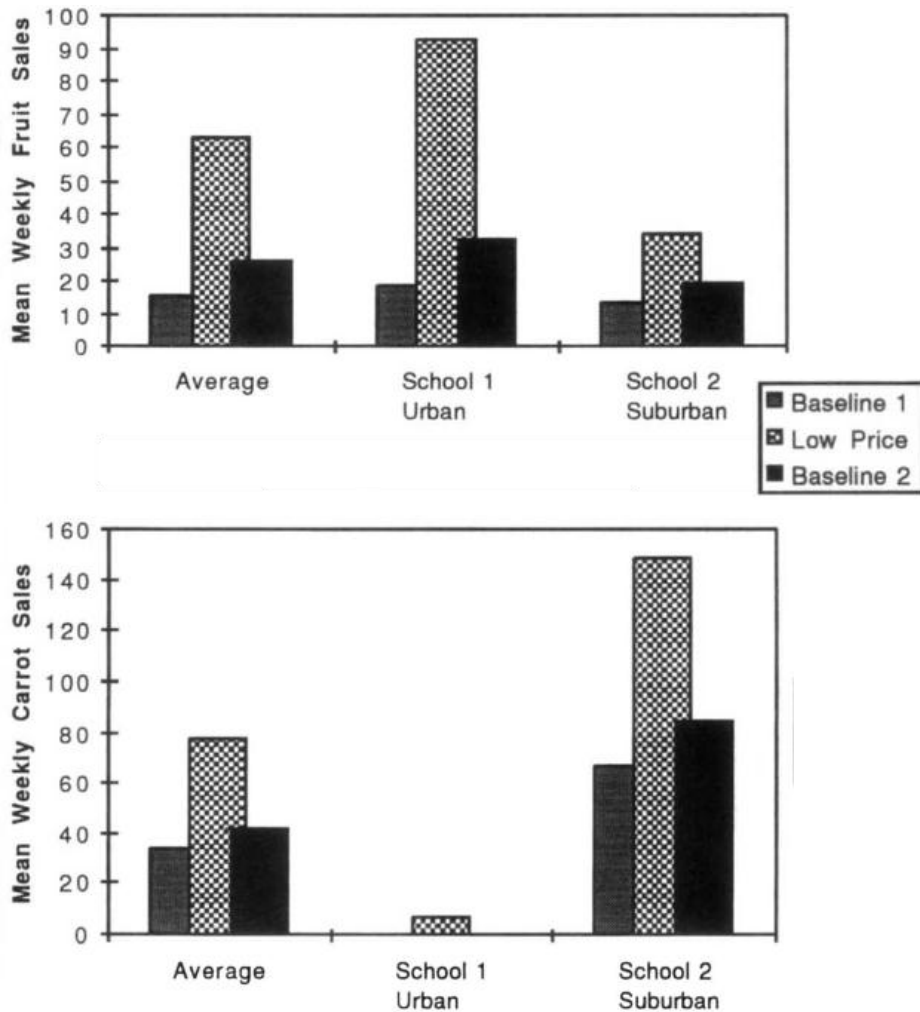
Figuur 5: Aantal verkochte eenheden salade (per 0,45 kg) per dag (Jeffery et al., 1994)

In deze studie was het echter niet mogelijk om de relatieve bijdragen van de interventies (meer keuze vs. daling in prijs) te evalueren. Toch kan de prijselasticiteit in deze studie eenvoudig worden berekend; een prijsdaling van 50% zorgde hier voor een toename van 182% in het aantal stukken fruit die gemiddeld worden verkocht (van gemiddeld 11

stuks naar gemiddeld 31 stuks). Bij de salade was een toename van 200% in de gemiddelde gevraagde hoeveelheid merkbaar (van gemiddeld 8 eenheden naar gemiddeld 24 eenheden). De prijselasticiteit van de vraag wordt berekend als de procentuele verandering in de vraag gedeeld door de procentuele verandering in prijs, waardoor hier de prijselasticiteit van de vraag naar fruit 3,64 en salade 4,00 bedraagt.

Dat de vraag naar fruit in schoolcafetaria's prijselastisch is, blijkt ook uit een andere Amerikaanse studie waar de gemiddelde wekelijkse verkoop van fruit bijna verviervoudigde na een prijsdaling van 50% (**Figuur 6**) (French et al., 1997). In deze studie werden de effecten van een daling van 50% in de prijs van fruit, salade en wortelen in 2 middelbare scholen (een stedelijk en een voorstedelijke school) onderzocht. Op beide middelbare scholen werden al fruit (bananen, appels en sinaasappelen) en ijsbergsla verkocht, wortelen werden als nieuw product geïntroduceerd aan het begin van de initiële baseline periode. Vervolgens werden deze drie producten met de helft in prijs verlaagd. Er werd een bord dat de korting vermelde vlakbij de plek van verkoop in de cafetaria geplaatst. Tijdens de eerste week van de lage-prijs-periode werden deze prijsdalingen via omroepinstallaties publiek aangekondigd. Ten slotte werden de prijzen opnieuw naar hun originele prijsniveau gebracht. In totaal duurde de studie 9 weken (3 fasen van 3 weken). Enkel de aankopen van adolescenten werden gemonitord, deze van volwassenen werden buiten beschouwing gelaten. In de voorstedelijke school waren de gewoonlijke prijzen \$ 0,45 voor fruit, \$ 0,60 voor wortelen en \$ 0,85 of \$ 1,00 voor salade. In de stedelijke school was alleen het fruit iets duurder, daar kostte dit \$ 0,60.

Tijdens de lage-prijs-periode nam de gemiddelde wekelijkse verkoop van fruit bijna in viervoud toe, van een gemiddeld wekelijks totaal van 14,4 naar 63,3 stukken fruit ($p < 0,0006$) (**Figuur 6**) (French et al., 1997). De verkoop van wortelen verdubbelde ongeveer, van een gemiddeld wekelijks totaal van 35,6 pakketjes naar 77,6 pakketjes



Figuur 6: Gemiddelde wekelijkse verkoop van fruit en wortelen per school (French et al., 1997)

per week ($p < 0,21$) (French et al., 1997). De grootte van de pakketjes wortelen wordt niet in het artikel vernoemd. Er waren geen significante interventie-effecten op de verkoop van salade ($p < 0,85$) (French et al., 1997). De grootte van het interventie-effect was groter voor fruit in de stedelijke school (bovenste staafdiagram **Figuur 6**) en was groter voor wortelen in de voorstedelijke school (onderste staafdiagram **Figuur 6**) (French et al., 1997). Dit verschil in effectgrootte tussen de scholen is mogelijk te wijten aan contextuele factoren zoals de verpakking en het uitzicht van de producten (French et al., 1997).

In een tweede review constateren de auteurs op basis van de resultaten van longitudinale veldexperimenten in cafetaria's dat prijsveranderingen boven 25% een significante

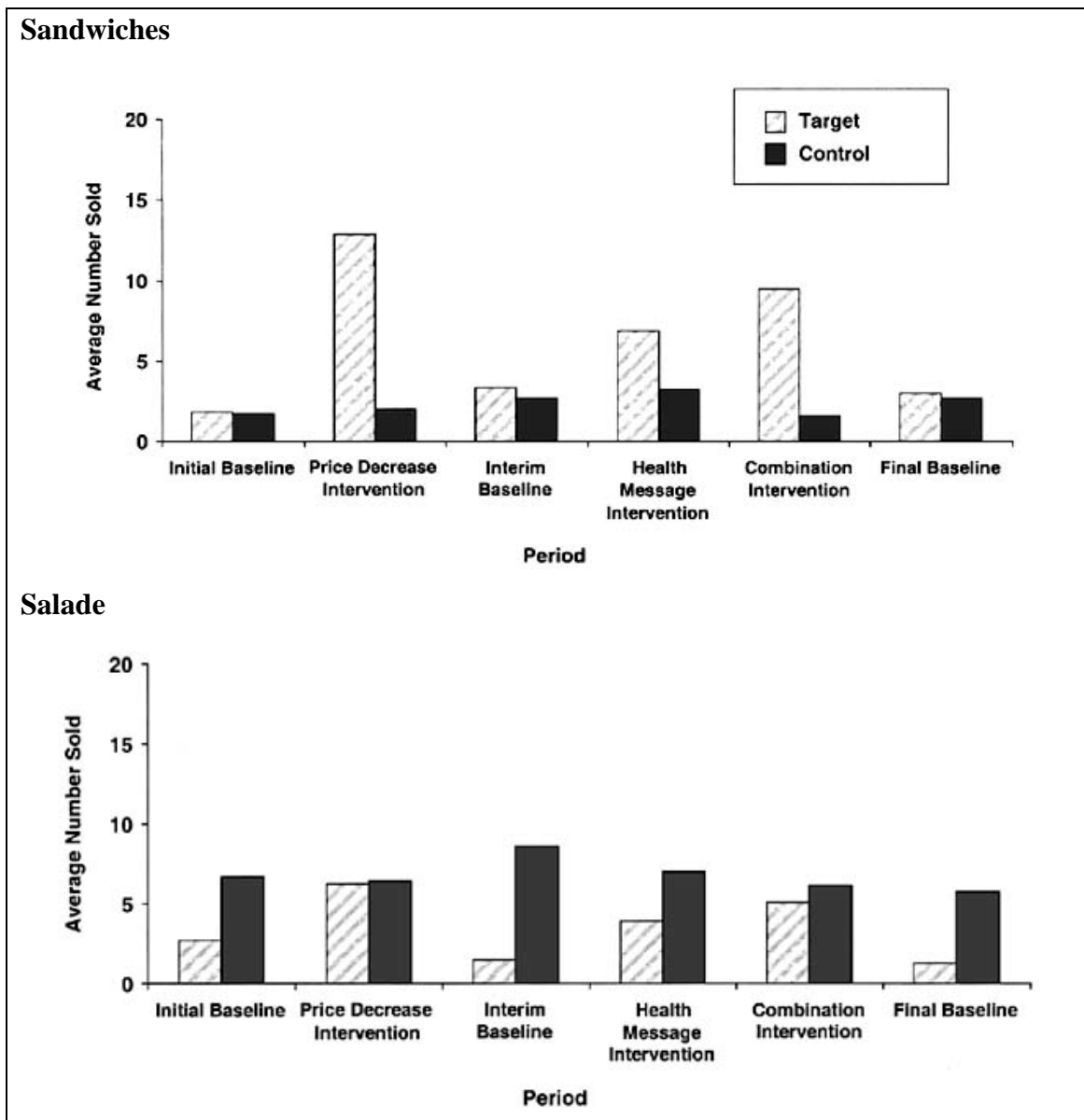
invloed hebben op de consumptie van dranken, snacks, fruit en groenten, en dat prijsveranderingen sterkere effecten hebben dan het etiketteren van de voedingswaarde (Chandon & Wansink, 2012).

In een experimentele studie met betrekking tot prijsveranderingen en voedselkeuze die Chandon en Wansink (2012) in hun review vermelden, werd de impact van zogenaamde gezondheidsboodschappen, prijsdalingen van enkele vetarme producten en de combinatie van deze twee interventies in een restaurant (genaamd 'The Mill') met elkaar vergeleken (Horgen & Brownell, 2002). In deze Amerikaanse studie kozen de auteurs bewust voor kleinere prijsverlagingen (20-30%) omdat deze volgens hen meer acceptabel zijn voor restaurants en cafetaria's. Het experimentele design van deze studie omvatte 6 verschillende periodes; eerste baseline meting (3 weken), periode van prijsdaling (3 weken), tweede baseline meting (2 weken), periode van gezondheidsboodschappen (8 dagen), combinatie van de boodschappen met de prijsdaling (2 weken) en de derde en finale baseline meting (3 weken). Tijdens de initiële baseline meting werd de verkoop van de producten waarvan de prijs later zou worden veranderd, gemonitord. Deze producten, een vetarm broodje met kip, een vetarme salade met gegrilde kip en een vetarme groentesoep die in twee portiegroottes (beker en kom) werd verkocht, werden gekozen door de auteurs omdat het restaurant gelijkaardige producten verkocht die hoger in calorieën en vetgehalte waren. Zo beschikte men over controleproducten zonder dat men het restaurantmenu moest aanpassen. Door de verkoop van de controleproducten op te volgen kon men vaststellen of potentiële veranderingen in verkoop het gevolg waren van een algemene toename in verkoop of van de interventies. Vervolgens werden de prijzen van de vetarme producten met ongeveer 20-30% verlaagd. De auteurs vermelden geen specifieke prijsdaling per product. De prijsverandering werd in het restaurant uitgehangen op borden aan de ingang en binnen het restaurant. De prijsverandering werd aangekondigd als een tijdelijke promotie, waarbij op het bord de oude en nieuwe prijzen werden opgelijst. Tijdens de tweede baseline periode werden de oude prijzen ingevoerd. Nadien werden afwisselend boodschappen die gericht waren op de nadelen van ongezond eten en op de voordelen van gezond eten verspreid (zogenaamde 'loss-framed messages' en 'gain-framed messages'). De eerste vier dagen werd de boodschap "Healthy eating increases

physical and mental well-being. The Mill offers these and other healthy choices,” getoond, gevolgd door een lijst met de vetarme producten. Nadien werd hetzelfde gedaan met de boodschap “Unhealthy eating decreases physical and mental well-being. The Mill offers these and other healthy choices,”. Dezelfde boodschappen werden gebruikt bij de 2 weken durende combinatiefase, die werd gevolgd door een laatste baseline meting van 3 weken.

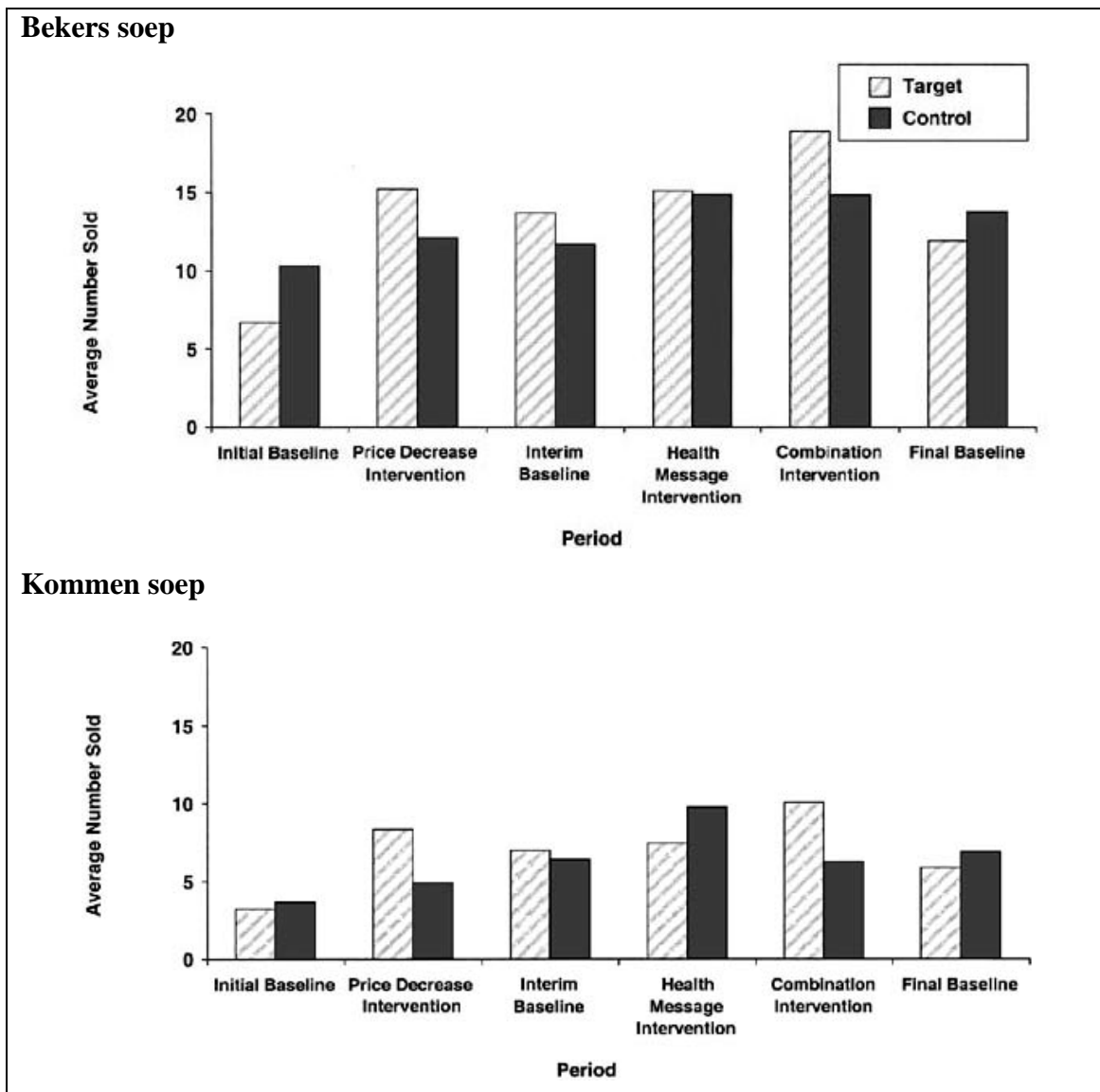
De prijsdaling deed de verkoop van elk vetarm product significant stijgen t.o.v. de initiële baseline meting ($p < 0,0001$). De dagelijkse verkoop van het aantal broodjes steeg door de prijsinterventie van een gemiddelde van 1,81 (SD = 1,36) gedurende de initiële baseline meting naar een gemiddelde van 12,90 (SD = 5,71) (**Figuur 7**). De saladeverkoop steeg op dezelfde significante manier van 2,71 (SD = 2,17) naar 6,24 (SD = 2,43) (**Figuur 7**). De dagelijkse verkoop van een beker soep steeg van een gemiddelde van 6,71 (SD = 3,20) naar een gemiddelde van 15,24 (SD = 5,23), en deze van een kom soep steeg van een gemiddelde van 3,24 (SD = 1,95) naar 8,33 (SD = 4,15) (**Figuur 8**). De boodschappeninterventie had enkel een significant effect op de verkoop van de broodjes ($p < 0,05$), een beker ($p < 0,01$) en een kom soep ($p < 0,05$) t.o.v. de initiële baseline meting, en niet t.o.v. de tweede baseline meting. Er werden gemiddeld minder broodjes en salades verkocht tijdens de combinatiefase t.o.v. de afprijzingsfase. Bij de soep was dit omgekeerd; er werd gemiddeld meer verkocht tijdens de combinatiefase dan bij alleen een prijsdaling. Al deze verschillen waren echter niet significant.

Volgens de auteurs kan het verschil tussen de verkoopcijfers bij combinatie- en prijsfase van de broodjes en de salades mogelijk worden verklaard door de verschillende factoren waarop nadruk werd gelegd tijdens de interventies; volgens hen kunnen de gezondheidsboodschappen de aandacht hebben gevestigd op smaak, en werd prijs de belangrijkste factor bij voedingskeuze bij de prijsinterventie. Bij de gezondheidsboodschappen zou volgens de auteurs de mogelijk onderliggende assumptie van klanten dat ‘gezond eten slecht smaakt’ een reden kunnen zijn dat de combinatiefase geen additief effect had t.o.v. de prijsinterventie.



Figuur 7: Aantal sandwiches en salades die per interventiefase gemiddeld per dag werden verkocht (Horgen & Brownell, 2002)

Opmerkelijk was dat er van elk product gemiddeld meer verkocht werd tijdens de prijsinterventie dan bij de gezondheidsboodschappen. Enkel bij de broodjes ($p < 0,001$) en de salade ($p < 0,05$) was dit verschil significant. Bij de soepverkoop, waar de combinatie van deze twee interventies effectiever was dan enkel een prijsinterventie, bestond dit verschil dus ook, zij het niet-significant. Op basis hiervan vermoeden de auteurs dat prijsdalingen op zich effectiever zijn dan gezondheidsboodschappen.

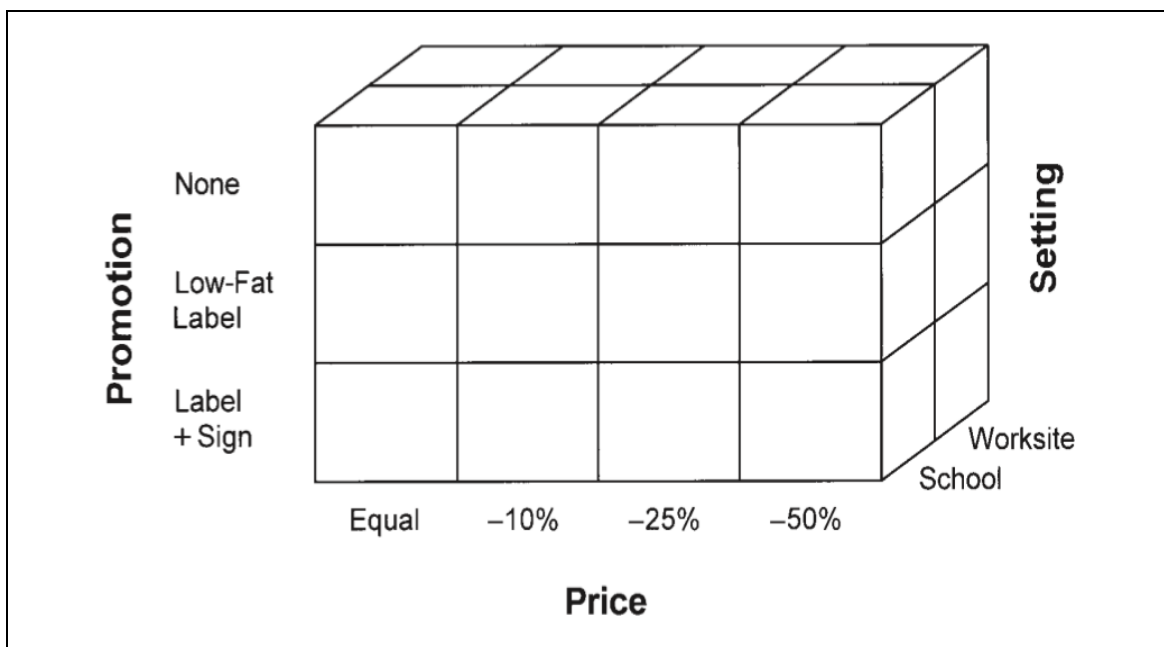


Figuur 8: Aantal bekens en kommen soep die per interventiefase gemiddeld per dag werden verkocht (Horgen & Brownell, 2002)

De conclusie van Chandon en Wansink (2012) dat prijsveranderingen boven 25% een significante invloed hebben op de consumptie, was ook gebaseerd op de resultaten van een review door French en Stables (2003) die een overzicht geeft van de beschikbare literatuur over de school als omgeving waarin eten wordt aangeboden met een focus op het identificeren van effectieve strategieën om de consumptie van groenten en fruit onder jongeren op scholen te promoten. In deze review vermelden de auteurs twee artikels die de effecten van het verhogen van prijzen van vetrijke voedingsmiddelen en het verlagen van de prijzen van vetarme voedingsmiddelen behandelen.

Een eerste artikel handelt over de CHIPS-studie (Changing Individuals' Purchase of Snacks) waarbij de prijzen van vetarme snacks (vetarme chips, vetarm snoep, vetarm gebak en vetarme koekjes) in verkoopautomaten van 12 bedrijven en 12 scholen werden verlaagd op 4 verschillende niveaus (de prijs bleef gelijk of daalde met 10%, 25% of 50%), in combinatie met het al dan niet labelen van de snack of de automaat (**Figuur 9**) (French et al., 2001). Deze 12 condities werden in alle bedrijven en scholen gedurende 4 weken geïmplementeerd.

Prijsverlagingen van 50%, 25% en 10% werden geassocieerd met een toename in de verkoop van vetarme snacks met respectievelijk 93%, 39% en 9% (French et al., 2001). Het aantal verkochte vetarme snacks bij een prijsverlaging van 10% verschilde niet significant van het aantal vetarme snacks die werden verkocht wanneer de prijs gelijk bleef (French et al., 2001). Prijsverlagingen van 25% en 50% zorgden voor een significante toename in het aantal verkochte vetarme snacks ten opzichte van een prijsverlaging van 10% en de conditie waarbij de prijs gelijk bleef ($p < 0,05$) (French et al., 2001). Het totale aantal verkochte vetarme snacks verschilde significant tussen de prijsverlaging met 25% en de prijsverlaging met 50% ($p < 0,05$) (French et al., 2001).



Figuur 9: Design van de CHIPS-studie waarbij in 12 bedrijven en 12 scholen vetarme snacks in verkoopautomaten op vier verschillende niveaus werden geprijsd en op drie verschillende manieren werden gepromoot (French et al., 2001)

Enkel de conditie waarbij de snacks werden gelabeld als vetarm in combinatie met borden die op de automaat werden geplaatst die de keuze voor een vetarme snack stimuleerden, verschilde significant met de conditie waarin niets werd gelabeld ($p < 0,05$) (French et al., 2001). Het totale aantal verkochte vetarme snacks verschilde niet significant tussen de verschillende promotiecondities (French et al., 2001). Een kleine stijging in de prijs van 10% deed de verkoop van vetarme snacks stijgen, zonder dat de totale omvang van de verkoop steeg, wat suggereert dat klanten hun gewone snack hebben vervangen door een vetarme snack, wat een positief resultaat zou betekenen (French et al., 2001). Toen de prijzen echter stegen met 25% en 50%, zorgde dit voor een significante toename in het aantal verkochte vetarme snacks (French et al., 2001). Een prijsreductie van 50% zorgde tevens voor een significante toename in het totaal aantal verkochte snacks, wat suggereert dat klanten bij een halvering van de prijs meerdere snacks uit de automaat hebben gekocht (French et al., 2001). Indien dit het geval was, zou de totale energie-inname van snacks uit automaten hoger kunnen geweest zijn dan deze bij het aankopen van een enkele vetrijke snack, wat geen wenselijke uitkomst is bij het promoten van gezond eetgedrag (French et al., 2001).

Combinatie van subsidiëren van gezonde voeding en taxeren van ongezonde voeding

Bij de financiële haalbaarheid van het verlagen van prijzen als strategie om gezonde voeding te promoten kan volgende bedenking gemaakt worden; bij afwezigheid van overheidssteun of andere subsidies zouden grote toenames in de verkochte hoeveelheden nodig kunnen zijn om de dalingen in winst, die men maakt als gevolg van prijsverlagingen van bepaalde voedingsmiddelen, te compenseren (French, 2003). Een voorgestelde strategie om het subsidiëren van gezonde voeding financieel haalbaar te maken, is het verhogen van de prijzen van populaire vet- en calorierijke voedingsmiddelen om inkomsten te genereren, die vervolgens gebruikt kunnen worden om de prijsdalingen van gezondere voeding te subsidiëren (French, 2003).

Een voorbeeld van dergelijke strategie kon in een observationeel longitudinaal onderzoek in een Amerikaanse schoolcafeteria worden teruggevonden, waarbij de prijzen van 4 vetarme voedingsmiddelen (vers fruit, vetarme koekjes, vetarme chips en mueslirepen) met ongeveer 25% werden verlaagd, en de prijzen van drie vetrijke voedingsmiddelen (frietjes, koekjes en kaassaus) met ongeveer 10% werden verhoogd

(Hannan, French, Story, & Fulkerson, 2002). Prijzen varieerden van \$ 0,35 (€ 0,26) tot \$ 1,00 (€ 0,75). De prijsinterventie werd vanaf de eerste schooldag geïmplementeerd en werd gedurende de rest van het schooljaar behouden. Verkoopcijfers werden verzameld via de kassagegevens in de verkooppunten.

Over het algemeen was er geen consistent patroon terug te vinden in de verkoop van de vetarme voedingsmiddelen (Hannan et al., 2002). Er was echter wel een langzame daling in de verkoop van vetrijke voedingsmiddelen gedurende het schooljaar (Hannan et al., 2002). De vetarme voedingsmiddelen maakten 13% uit van de totale verkoop (Hannan et al., 2002). Na een sensitiviteitsanalyse werd geschat dat deze voedingswaren waarschijnlijk 9% van de totale verkoop zouden hebben uitgemaakt zonder de prijsverlagingen (Hannan et al., 2002). Resultaten toonden aan dat de geschatte inkomsten voor de zeven voedingsmiddelen samen voor bijna 5% van de inkomsten onder normale prijscondities telde (Hannan et al., 2002).

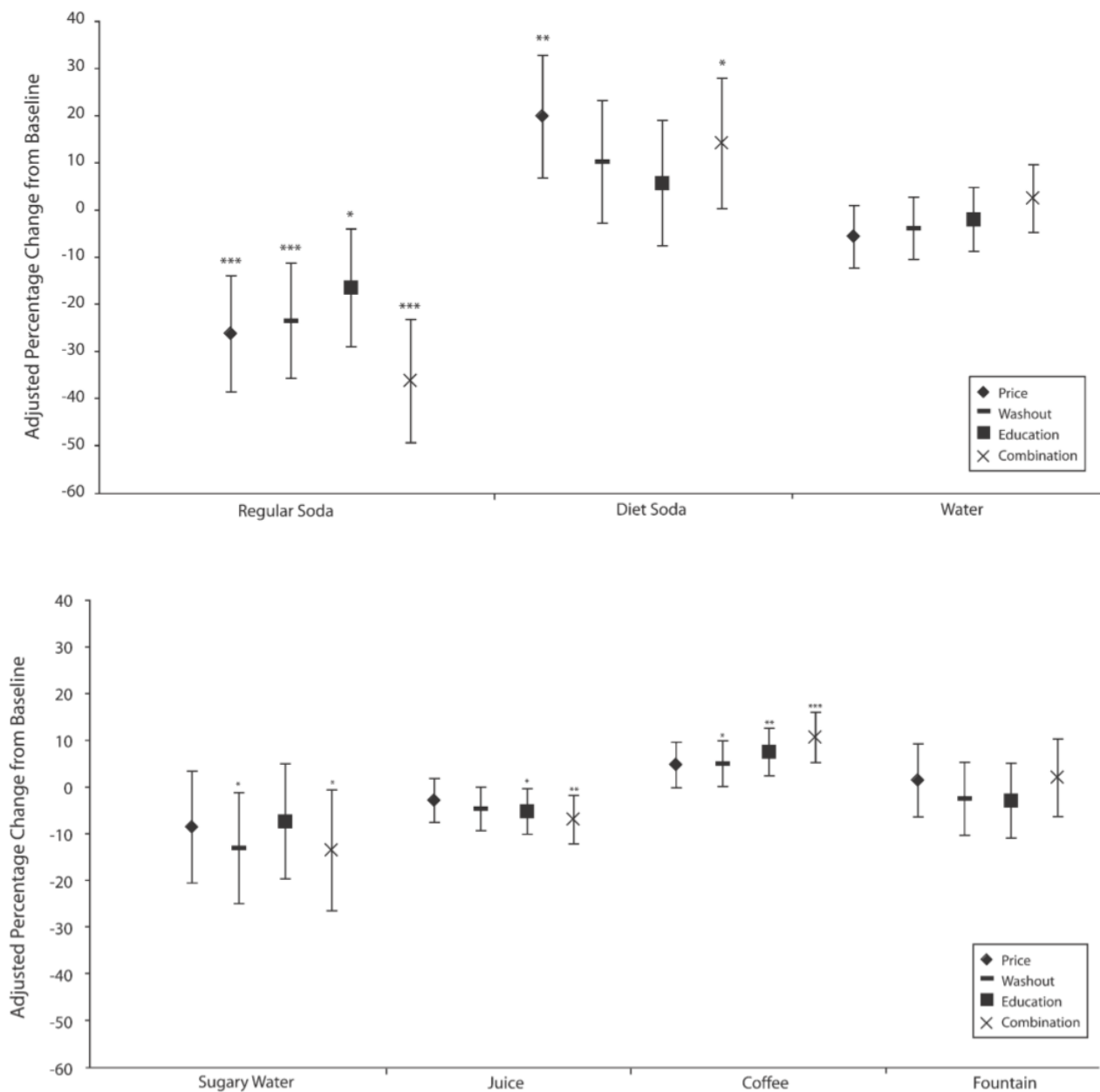
Taxeren van ongezonde voeding

In een andere studie die in de review van Chandon en Wansink (2012) wordt vermeld, implementeerden de auteurs educationele campagnes en een prijsverhoging van de verkochte frisdrank in de cafetaria van een Amerikaans hospitaal. De interventie bestond uit 5 fasen die elkaar sequentieel opvolgden, zijnde een baseline periode van 2 weken, een prijsinterventie van 4 weken, een washout periode van 4 weken, een educationele campagne die 4 weken duurde en een combinatie van de prijsinterventie en de educationele campagne gedurende 4 weken (Block, Chandra, McManus, & Willett, 2010). Tijdens de baseline periode werden de originele prijzen van alle dranken op de koelkasten uitgehangen. De prijsinterventie bestond uit een verhoging van de prijs van de gewone frisdranken met \$ 0,45, wat gelijk staat aan € 0,33 of 35% van de prijs. Koolzuurhoudende dranken met calorieën (bijv. Pepsi© en Tropicana Twister©) werden als 'gewone frisdranken' beschouwd en koolzuurhoudende dranken zonder calorieën (bijv. Diet Pepsi©) kregen de naam 'light frisdranken'. De prijs van alle frisdranken werd tijdens de washout periode terug naar het originele prijsniveau gebracht. Belangrijk hierbij is dat de verkoopcijfers niet terugkeerden naar hun originele niveau, wat er op wijst dat de washout periode misschien inadequaet was, en tevens voor een verandering in de kwaliteit van de studie zorgde. Bij de educationele campagne werden

posters en flyers op strategische plekken in de cafetaria verspreid met de boodschap: “Lose up to 15–25 pounds in one year and decrease your risk of diabetes by 1/2. Just skip one regular soda per day. For zero calories, try diet soda or water”. In de vijfde en laatste fase van de interventie werd de campagne gecombineerd met de prijsverhoging van fase 2.

De gewone frisdranken waren de enige dranken waarvan de verkoop significant daalde t.o.v. de baseline meting tijdens elke interventiefase (Block et al., 2010). Daartegenover had geen enkele interventie een significant effect op het verbruik van water (zowel ongesuikerd water als het water van drinkfontein) (Block et al., 2010). De prijsinterventie had enkel een significant effect op de verkoop van gewone frisdranken ($p < 0,001$) en light frisdranken ($p < 0,01$) (**Figuur 10**) (Block et al., 2010). Een verhoging van de prijs van gewone frisdrank zorgde voor een daling van 26% in de verkoop van gewone frisdrank, en een stijging van 20% in de verkoop van light frisdrank (Block et al., 2010). De daling van 26% in verkoop van gewone frisdrank bij de prijsinterventie komt volgens de auteurs overeen met een inelastische prijselasticiteit van de vraag van $-0,7$. Tijdens de combinatiefase (campagne én prijsinterventie) daalde de verkoop van gewone frisdranken nog verder met 16% (Block et al., 2010). Ondanks dat in de campagnefase light frisdranken en water expliciet werden gesuggereerd ter vervanging van gewone frisdranken, had dit enkel in combinatie met een prijsinterventie een significant effect op de verkoop van light frisdranken (stijging in verkoop met 14% met $p < 0,05$) (Block et al., 2010).

De auteurs hielden 2 weken na afloop van de laatste interventiefase een ondervraging bij de cafetariabezoekers omtrent o.a. hun drankvoorkeur, de primaire factoren bij hun drankselectie en hun bewust zijn van de interventies die de auteurs hadden geïmplementeerd. Gedurende een week werd aan elke bezoeker tijdens de middagpauze gevraagd de vragenlijst in te vullen. Van alle respondenten was 77% werknemer bij het hospitaal die in de laatste 6 weken in de cafetaria had gegeten. Onder deze werknemers rapporteerde 70% smaak en 25% prijs als een belangrijke factor bij hun drankkeuze. Opmerkelijk is dat 44% van de werknemers een interventie had opgemerkt, waarbij 82% de campagne had gezien en slechts 18% notie had van de prijsinterventie.



Figuur 10: Procentuele veranderingen in de drankverkoop t.o.v. de baseline meting per interventiefase (* p<0.5; **p<0.01; *p<0.001) (Block et al., 2010)**

1.5.5 Conclusie literatuuronderzoek

Het aanbod aan literatuur betreffende veldexperimenten waarin gezonde voeding goedkoper wordt gemaakt, lijkt veel groter dan deze waarbij ongezonde voeding duurder wordt gemaakt. Hierdoor is het moeilijker om de effectiviteit van beide strategieën op basis van de literatuur te vergelijken.

Verskillende experimenten met prijsdalingen wijzen erop dat de vraag naar fruit en vetarme snacks prijselastisch is, en dat een daling in de prijs voor een significant effect op de consumptie zorgt. Toch kunnen de resultaten voor eenzelfde product verschillen; terwijl Kottke et al. (2013) bijna een verviervoudiging en Jeffrey et al. (1994) een verdrievoudiging in de verkoop van salade na de prijsverlaging van 50% rapporteren, stelde French et al. (1997) bij dezelfde prijsverlaging geen significant interventie-effect op de verkoop van salade vast.

Het enige artikel dat het taxeren van ongezonde voeding (frisdrank) behandelt binnen een publiek cateringsysteem (cafeteria van een hospitaal), geeft aan dat de vraag naar frisdrank bij een stijging in de prijs inelastisch is.

Prijsmanipulatie van voeding is gecompliceerd vanwege de grote verscheidenheid aan substituten en verschillende producten waartussen consumenten kunnen kiezen, maar ook omdat voeding iets levensnoodzakelijk is. Omdat er nog maar weinig onderzoek is gedaan naar de prijselasticiteit van voeding, is er tot op heden weinig bekend over de effectiviteit van dergelijke strategieën.

Het beschrijvend onderzoek dat in het kader van deze masterproef in de resto's van de UGent zal worden uitgevoerd, gaat na in hoeverre de vraag naar een broodje verandert bij een prijsstijging (een hypothetisch voorbeeld van het 'taxeren van ongezonde voeding'), en in hoeverre de vraag naar een slaatje (in)elastisch is bij een daling in de prijs ervan (een hypothetisch voorbeeld van het 'subsidiëren van gezonde voeding'). Op basis van de literatuur wordt verwacht dat de vraag naar een slaatje sterk prijselastisch is bij een halvering van de slaatjesprijs.

2. Onderzoeksmethode

2.1 Onderzoeksdesign

In dit cross-sectioneel en correlatieel descriptief onderzoek werd gedurende vijf weekdays een schriftelijke gestructureerde enquête afgenomen bij personen die een

broodje kochten in drie studentenresto's van de UGent. Datacollectie vond plaats tijdens de openingsuren van de cafetaria's. Rekrutering gebeurde door het persoonlijk benaderen van de respondent in de cafetaria of het meegeven van de vragenlijst bij de aankoop in de cafetaria. De vragenlijst werd door de respondent zelf anoniem ingevuld.

2.2 Vragenlijst

Om een vragenlijst op te stellen die de prijselasticiteit van de UGent-broodjes en -slaatjes op een zinvolle manier zou bevragen, werd een samenkomst georganiseerd met drie diëtisten van het Universitair Ziekenhuis Gent. Een initieel idee voor de studie was om te onderzoeken hoeveel duurder de 'ongezonde' restobroodjes en hoeveel goedkoper de 'gezonde' restobroodjes moeten gemaakt worden opdat restobezoekers de gezondere keuze zouden maken. Uit het onderhoud met de diëtisten bleek echter dat het niet zo eenvoudig is om de broodjes van de resto onder te verdelen in 'gezond' vs. 'ongezond'. De diëtisten waren het vaak onderling oneens over de vraag of het ene broodje nu als ongezond of gezond moest worden bestempeld. Dit hangt uiteraard samen met de complexiteit van de samenstelling van de broodjes; vetstof zoals mayonaise is essentieel, maar teveel is dan weer ongezond. Alle diëtisten waren echter van mening dat een slaatje met een onbelegd broodje een gezonder alternatief is voor eender welk broodje. Om te bepalen welk slaatje als gezond alternatief zou worden vermeld op de vragenlijst, werd aan de restoverantwoordelijken gevraagd welk slaatje volgens hen het meest werd verkocht aangezien de kassa's in de resto's enkel het aantal en niet het type slaatje bijhouden. Volgens de restoverantwoordelijken van de drie resto's is een slaatje met mozzarella het populairst bij de klanten. De hoeveelheid van de verschillende ingrediënten speelt echter een belangrijke rol; hoeveel gram groenten of fruit bevat zo'n slaatje en is dit wel degelijk meer dan wat er tussen een broodje zit? Om dit na te gaan werden enkele slaatjes met mozzarella en enkele populaire broodjes (de drie broodjes die in de periode van data-afname het vaakst werden verkocht volgens de restoverantwoordelijken) gewogen met een digitale weegschaal in cafetaria Campus UZ, de cafetaria waar de meeste broodjes aan de UGent worden verkocht. Volgens deze gegevens weegt een slaatje met mozzarella gemiddeld iets meer dan 400 gram, een Hoevebroodje en een broodje Maison gemiddeld ongeveer 270 gram en een broodje

Boulet gemiddeld net geen 320 gram (**Tabel 2**). Alle producten werden in hun verpakking gewogen.

Tabel 2: Gewicht van 5 slaatjes mozzarella en 15 broodjes die werden verkocht in cafetaria Campus UZ

Product	Slaatje	Hoevebroodje	Boulet	Maison
Gewicht (gram)	410	255	310	257
	407	280	318	245
	415	276	323	258
	397	271	311	302
	412	265	330	295
Gemiddeld gewicht	408,2	269,4	318,4	271,4

Op basis van **Tabel 2** en **Tabel 3** met de hoeveelheden groenten en fruit van de gewogen producten, kan worden gesteld dat een slaatje meer groenten bevat dan een gemiddeld broodje dat vaak wordt verkocht. Bijgevolg werd een slaatje met mozzarella als gezond alternatief voor een broodje in de vragenlijst voorgesteld (**Bijlage 1**).

Tabel 3: Hoeveelheden groenten en fruit per slaatje en broodje²

Ingrediënt	Slaatje	Hoevebroodje	Boulet	Maison
sla	handvol			handvol
tomaat	4 sneden			3 sneden
komkommer	4 sneden			
wortel	handvol			
asperges	2 stuks			
seldersla	2 eetlepels			
perzik/ananas	1 eetlepel			
appeltjes		1 eetlepel		
tuinkers		3 eetlepels		
augurk			1 eetlepel	1 eetlepel
geroosterde ui			1 eetlepel	

² Zie **Bijlage 9** voor volledig overzicht van de ingrediënten per broodje. Aan een slaatje mozzarella worden enkel nog 3 à 4 eetlepels tomaat-mozzarella toegevoegd.

Door het pretesten werden enkele belangrijke aanpassingen aan de vragenlijst doorgevoerd. Aan een groep van drie UGent-studenten en drie personeelsleden van de UGent werd gevraagd om de eerste versie van de vragenlijst hardop voor te lezen en te becommentariëren. Vervolgens werd de vragenlijst nogmaals systematisch overlopen, waarbij gepeild werd naar hun commentaren bij de tijdsduur om de vragenlijst in te vullen, gevoeligheid voor de vragenlijst en begrijpelijkheid, leesbaarheid en volledigheid van de vragen. Omdat de vragenlijst afgenomen zou worden op het moment waarop men gewoonlijk middagpauze heeft, werd gekozen om de omkaderende uitleg (doel van het onderzoek, instructies en informed consent) naar de achterzijde van het formulier te verplaatsen. Zo werd vermeden dat een teveel aan tekst de respondent zou ontmoedigen wanneer deze een eerste blik zou werpen op de vragenlijst, zo werd geredeneerd in de pretest-groep. Ook werd de formulering van de vragen en antwoordcategorieën omtrent prijsgevoeligheid aangepast na de pretest. In de eerste versie van de vragenlijst moest men via het plaatsen van 15 kruisjes (eentje voor elke hypothetische prijsaanpassing) zijn mening geven over twee gedragingen (het wel of niet veranderen van de voedingskeuze). In de finale versie werd dit gereduceerd naar het plaatsen van slechts één kruisje. Na de pretest werd de aangepaste vragenlijst voorgelegd aan de promotor van de masterproef ter goedkeuring.

Het aantal bevraagde achtergrondkenmerken werd beperkt gehouden zodat de tijd om de vragenlijst in te vullen geen hindernis zou vormen voor de respondent. Deze variabelen (geslacht, leeftijd, faculteit, student vs. personeel en kotstudent vs. niet-kotstudent) hebben niet alleen een beschrijvende functie, maar werden ook gebruikt in de analyse, onder meer om te toetsen of een kenmerk samenhangt met de mate van prijsgevoeligheid van de consument. Om te valideren of respondenten een broodje hadden gekocht bij het invullen van de vragenlijst werd gevraagd welk broodje men die dag had gekocht.

De wijze waarop de prijsgevoeligheid zou worden bevraagd kwam voort uit een brainstormsessie van de promotor, co-promotor en onderzoeker. De prijsgevoeligheid van de respondent werd gemeten aan de hand van hypothetische prijsstijgingen (van een broodje) en prijsdalingen (van een slaatje) van € 0,10 tot € 1,50. Hierbij moest de

respondent aankruisen bij welke prijsstijging of –daling deze zijn voedingskeuze zou veranderen. Opdat de antwoordcategorieën alle mogelijkheden zouden dekken werd bij het peilen naar de consumentenperceptie naast een kwantitatief antwoord (de prijsstijging of –daling waarbij het koopgedrag zou veranderen) ook de mogelijkheid tot een woordelijk (kwalitatief) antwoord in de vragenlijst opgenomen. De meer sensitieve vraag ‘Hoeveel euro besteed je wekelijks aan eten?’ werd als afsluitende vraag geformuleerd.

2.3 Steekproefgrootte

Wegens de onduidelijke omvang en karakteristieken van de populatie bij het begin van de studie (zie **2.4 Setting en steekproeftrekking**), werd besloten om de steekproefgrootte op basis van niet-parametrische testen te berekenen. Via het programma SAS Power and Sample Size werd berekend hoeveel proefpersonen voor de studie nodig waren bij een power van 80% en een significantieniveau van 0,05.

Om bijvoorbeeld te bepalen of mannen meer of minder prijsgevoelig zijn dan vrouwen (a.d.h.v. een Fisher’s Exact test), moet er tweezijdig getoetst worden. Hiervoor werd gekeken naar de verhouding van prijsafhankelijke respondenten (zij die hun keuze in de resto veranderen bij een prijsverandering) t.o.v. het aantal prijsonafhankelijke respondenten (zij die hetzelfde product kopen, ongeacht een prijsverandering van meer dan anderhalve euro) bij mannen en vrouwen.

Bij de invoer van de parameters voor de berekening van de steekproefgrootte werd er van uitgegaan dat er evenveel respons afkomstig zou zijn van de prijsafhankelijke groep en de prijsonafhankelijke groep, waardoor beide groepen even groot werden verwacht. Belangrijk hierbij op te merken is dat dit onderscheid (prijsafhankelijk vs. prijsonafhankelijk) niet absoluut is en voortkomt uit een eigen definiëring; het is best mogelijk dat bepaalde respondenten bij een prijsverandering van bijvoorbeeld € 2,00 wel hun keuze zouden veranderen, en dat zij in dat geval tot de prijsafhankelijke respondenten zouden behoren, terwijl zij in deze studie als prijsonafhankelijk worden beschouwd, aangezien in deze studie slechts prijsveranderingen tot € 1,50 werden bevraagd.

Op basis van de resultaten (**Bijlage 2**) kan worden gesteld dat voor een vergelijking van twee onafhankelijke binomiale proporties met een Fisher's exact test met een tweezijdig significantieniveau van 0,05, een totale steekproefgrootte van 214 waarnemingen een power van minstens 0,8 moet bereiken wanneer de proporties 0,4 en 0,6 zijn. Anders gezegd: met 214 respondenten wordt de kans op het correct verwerpen van de nulhypothese bij een significantie niveau van 0,05 groter dan 80%.

Omdat de prijsafhankelijke groep bij de broodjes met 17 respondenten zeer klein bleek te zijn t.o.v. de prijsafhankelijke groep (497 respondenten), werd gekozen om bij de broodjes naar de verhouding te kijken tussen respondenten die hun broodjeskeuze aanpassen bij minder dan een halve euro en deze die een ander broodje kiezen bij een prijsstijging van een halve euro of meer. De keuze van dit afkappingspunt werd gebaseerd op de gemiddelde prijsstijging waarbij respondenten hun broodjeskeuze zouden veranderen (€ 0,44). In deze studie wordt gefocust op het onderzoeken van de impact van voedseltaksen of –subsidies op de consumptie. De respondenten die hun broodjeskeuze bij bijvoorbeeld een 'taks' van een halve euro wijzigen, vertonen ander gedrag dan de prijsafhankelijke respondenten (hun broodjeskeuze is onafhankelijk van een taks). Indien de prijsafhankelijke respondenten in deze vergelijkende analyse zouden worden gehouden, zouden twee groepen met verschillend gedrag worden vergeleken; een groep met respondenten die hun keuze wijzigen bij een taks van minder dan een halve euro t.o.v. een groep met daarin respondenten die hun keuze wijzigen bij een taks een halve euro of meer én de respondenten die hun keuze niet wijzigen bij een taks. De prijsafhankelijke respondenten werden bijgevolg niet opgenomen in deze analyse bij de broodjeskopers, om de twee groepen met vergelijkbaar gedrag (zij wijzigen hun broodjeskeuze bij een stijgende broodjesprijs) nader te onderzoeken.

Om de gemiddelde prijsveranderingen (prijsstijging of –daling) waarbij men zijn voedingskeuze zou veranderen te vergelijken tussen mannen en vrouwen werd een Mann-Whitney U test uitgevoerd. Bij de berekening van de steekproefgrootte voor de Mann-Whitney U test werden de prijsveranderingen (een stijging of daling van de prijs met tien eurocent, gaande van € 0,10 tot € 1,50 wat overeenkomt met 15 mogelijke antwoordcategorieën) als ordinale variabele beschouwd, waarbij elke prijsverandering

hetzelfde gewicht kreeg (0,066...). De groepsvariabele met 2 categorieën (geslacht) werd beschouwd als afkomstig uit een binomiale verdeling. De kans om als man of vrouw aan de studie deel te nemen werd even groot geschat. Op basis van de resultaten (**Bijlage 4**) kan worden gesteld dat voor een Mann-Whitney U Test, die twee verdelingen met een tweezijdig significantieniveau van 0,05 vergelijkt, een totale steekproefgrootte van 74 waarnemingen vereist is om een power van minstens 0,8 te bereiken, wanneer de twee distributies verdeeld zijn zoals beschreven aan het begin van deze alinea. Deze resultaten werden verondersteld gelijk te zijn voor de overige binaire variabelen (bachelor vs. master en kotstudent vs. niet-kotstudent) die als groepsvariabelen werden gebruikt bij het uitvoeren van een Mann-Whitney U test.

Om de mogelijke rol die het wekelijkse eetbudget speelt bij de consumentenperceptie te onderzoeken, werd de Pearson correlatie berekend tussen de variabelen 'budget' en beide variabelen die de gekozen prijsveranderingen van de respondenten voorstellen ('prijsstijging_broodje' en 'prijsdaling_slaatje'). Om een correlatie van 0,2 te detecteren tussen twee variabelen met een tweezijdig significantieniveau van 0,05, is een steekproefgrootte van 193 waarnemingen vereist om een power van minimum 0,8 te bekomen (**Bijlage 6**).

De steekproef moet aldus 214 respondenten bevatten om specifieke en statistisch significante verschillen tussen verschillende groepen te vinden.

2.4 Setting en steekproeftrekking

De studie vond plaats in drie studentenrestaurants van de Universiteit Gent gedurende vijf wekdagen in mei 2014. Er werden enquêtes afgenomen in cafetaria Campus UZ en de cafetaria's van resto's De Brug en Boudewijn. Cafetaria Campus UZ en resto Boudewijn liggen geografisch gezien ten zuiden van het centrum van Gent, waar resto De Brug is gevestigd. Resto Boudewijn bevindt zich op het gelijkvloers van een studentenhome en cafetaria Campus UZ op de site van het Universitair Ziekenhuis Gent. In cafetaria Campus UZ worden geen warme maaltijden geserveerd, in tegenstelling tot studentenrestaurants De Brug en Boudewijn. In de cafetaria's kunnen

de bezoekers kiezen tussen soep, fruit, desserts, slaatjes en belegde broodjes. Het aanbod van belegde broodjes in cafetaria Campus UZ, de UGent-cafetaria waar de meeste broodjes worden verkocht, is representatief voor het aanbod (**Bijlage 9**) (Universiteit Gent, 2014a)) van alle cafetaria's van de Universiteit Gent aangezien dezelfde leveranciers alle cafetaria's voorzien en de menu's gestandaardiseerd zijn. In alle cafetaria's kunnen slaatjes op vraag van de klanten samengesteld worden door de medewerkers. In resto De Brug kan men echter ook een zelf een slaatje samenstellen in de saladebar, wat iets meer kost dan een slaatje dat wordt samengesteld door een restomedewerker (€ 3,30 vs. € 2,50). Cafetaria Campus UZ is open van 8.00 tot 14.00 uur, Cafetaria Boudewijn van 11.15 tot 14.00 uur en Cafetaria De Brug werkt met twee shiften. De cafetaria van De Brug is tijdens de middagdienst open van 11.15 tot 14.00 uur en is gedurende de avonddienst open van 17.30 tot 20.00 uur. In mei 2013 werden er per dag gemiddeld 79 broodjes in resto Boudewijn, 264 broodjes tijdens de middagshift in resto De Brug en 328 broodjes in cafetaria Campus UZ verkocht.

De studie werd uitgevoerd op vijf verschillende opeenvolgende weekdays (08/05/2014 t.e.m. 14/05/2014) in de laatste twee weken van het academiejaar (twee dagen in de voorlaatste week en drie dagen in de laatste week, aangezien de UGent-cafetaria's gesloten zijn in het weekend). De studie startte zo snel mogelijk na het verkrijgen van de goedkeuring door het Ethisch Comité van het UZ Gent om zoveel mogelijk klanten van de resto's te kunnen ondervragen, daar de verkoopcijfers van de broodjes dalen naar het einde van academiejaar toe. Via een pragmatische steekproef werden deelnemers gerekruteerd; tijdens de week van datacollectie kregen alle kopers van een broodje in de drie bovenvermelde universiteitscafetaria's een exemplaar van de vragenlijst bij hun aankoop. Om de respons zo hoog mogelijk te krijgen op korte tijd en om het personeel in de resto's niet onnodig te belasten, sprak de onderzoeker één dag per resto alle klanten die een broodje kochten persoonlijk aan om de enquête in te vullen. Op deze drie dagen werden er geen vragenlijsten meegegeven met de broodjes door de restomedewerkers in de resto waar de onderzoeker de data afnam.

Dit project werd ter beoordeling en controle aan het Ethisch Comité van het UZ Gent voorgelegd en goedgekeurd (**Bijlage 10**). Ook werd voor de start van de studie de goedkeuring van de afdeling Maaltijdvoorzieningen van de Universiteit Gent bekomen.

De verantwoordelijken en medewerkers van de drie resto's waren bereid tot samenwerking. Een dag voor de start van de data-afname werden de medewerkers van de cafetaria's (de plaats waar men de broodjes bereidt en afrekent) geïnformeerd over het praktische verloop van de studie. Alle medewerkers waren bereid om een exemplaar van de vragenlijst mee te geven bij elk verkocht broodje, ofwel bij het overhandigen van het broodje, ofwel bij het afrekenen van het broodje. Aan de ingang van elke cafetaria werd een doos geplaatst met daarop in grote letters 'ENQUÊTE BROODJES' zodat respondenten, volgens de instructies vermeld op de vragenlijst (**Bijlage 1**), er hun ingevulde enquête in konden deponeren. Via een passief informed consent op de achterzijde van de vragenlijst werd aan alle respondenten het doel en de opzet van de studie uitgelegd. Er werd op de voorzijde van de vragenlijst expliciet verwezen naar het informed consent op de achterzijde door de vermelding "De vragenlijst in de doos steken betekent dat je de info op de achterzijde hebt gelezen en goedgekeurd (gelieve deze grondig na te lezen), en dat je je toestemming geeft voor deelname aan de vragenlijst.". Er waren geen exclusiecriteria.

Er kon voor de start van de studie niet worden bepaald hoeveel respondenten in het onderzoek gingen worden geïnccludeerd gezien de onduidelijke populatieomvang; volgens de restoverantwoordelijken bezoeken veel mensen de resto bijna dagelijks of toch meerdere malen per week. Er werd beslist om data te verzamelen totdat een punt van saturatie werd bereikt. Op de vijfde dag van het onderzoek werd de vragenlijst nog slechts door 28 deelnemers in de drie resto's samen ingevuld, waarvan slechts 3 in de resto waar die dag de meeste broodjes werden verkocht (**Bijlage 11**). Die dag werd door restoverantwoordelijken meegedeeld dat de meeste klanten die een broodje kochten de enquête niet meer aannamen of weggooiden. Daarop werd besloten om de afname van de enquêtes stop te zetten, ook omdat op dat moment reeds voldoende enquêtes waren verzameld volgens de berekeningen voor de steekproefgrootte (zie **2.3 Steekproefgrootte**).

2.5 Invoer van data in SPSS Statistics 22

Data werd rechtstreeks ingevoerd en verwerkt in SPSS Statistics 22. In totaal werden 14 variabelen gedefinieerd; student vs. personeel, geslacht, leeftijd, faculteit, kotstudent vs.

niet-kotstudent, soort broodje, prijsstijging broodje, reden broodje, prijsdaling slaatje, reden slaatje, budget, resto, datum en proefpersoonnummer (**Bijlage 12**). In het geval van missing values (zie onderstaande opsomming) werd de cel, waarvoor geen data was, opengelaten. Hierdoor beschouwde SPSS dit automatisch als een missing value.

Volgende zaken werden niet ingevuld in de databank:

-Het antwoord 'broodje Smos' op de vraag 'Welk broodje heb je vandaag gekocht?' werd niet ingevuld in de databank aangezien hier niet kan worden geweten over welk broodje men het heeft. Mogelijks spreekt men in dit geval over een broodje Gezond, maar dit broodje wordt enkel in UGent-resto Sint-Jansvest aangeboden en niet in de drie resto's van deze studie.

-Verkeerde antwoorden op de open vraag 'Welk broodje heb je vandaag gekocht?' zoals 'soep' of 'croque-monsieur' werden niet ingevuld.

-De faculteiten van hogeschoolstudenten (HoGent, KASK etc.) werden niet ingevuld omdat deze in theorie geen toegang hebben tot de UGent-studentenresto's, zoals wordt beschreven op de website van de UGent (Universiteit Gent, 2014b).

-Onleesbare antwoorden op de open vragen werden niet ingevuld.

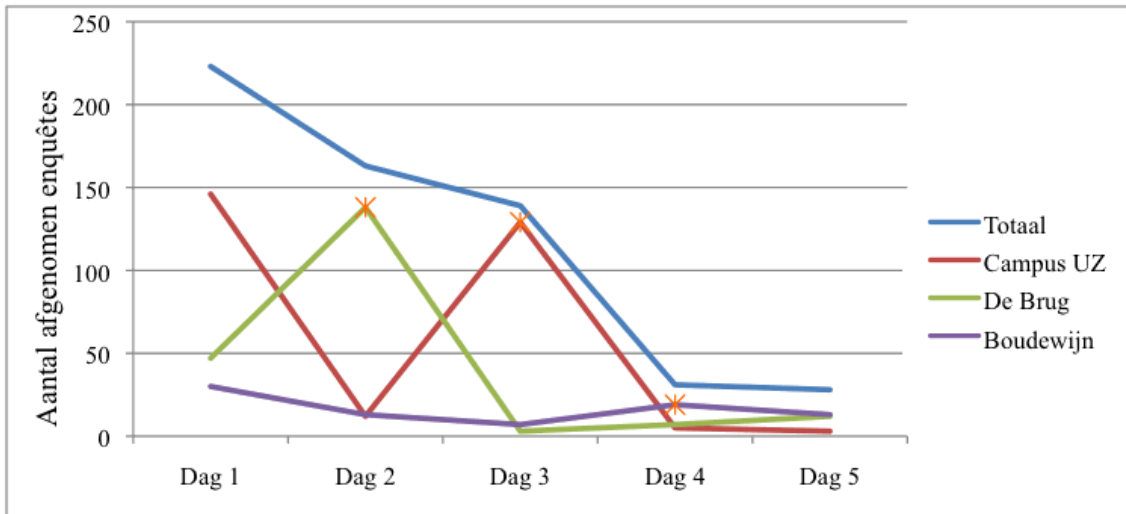
-Onduidelijke antwoorden op de gesloten vragen (bijvoorbeeld bij het zetten van een kruisje tussen twee vakjes i.p.v. een kruisje in een vakje) werden niet ingevuld.

-Bij het zetten van een kruisje én het schrijven van een open antwoord bij dezelfde vraag kreeg het open antwoord prioriteit en werd enkel dit ingevuld aangezien een woordelijk (en dus meer genuanceerd) antwoord meer informatie bevat dan het zetten van een kruisje.

-Er werd geen data ingegeven voor vragen die men open had gelaten.

Al het UGent-personeel dat de enquête heeft ingevuld, kruiste ofwel het vakje ‘neen’ aan bij ‘kotstudent’ of liet beide vakjes open. Bij de invoer van de data werd bij elk personeelslid de waarde 2 ingevuld in de kolom ‘kotstudent’ en werden zij bijgevolg allen beschouwd als niet-kotstudent. Zo kon worden gezien hoeveel studenten deze vraag niet hadden ingevuld (11 studenten). UGent-personeel werd niet meegenomen in de analyses bij niet-kotstudenten. Studenten van schakelprogramma’s en postgraduaten werden tot de categorie ‘master’ gerekend en kregen bijgevolg het cijfer 4 als waarde voor de variabele genaamd ‘student_personeel’.

In totaal vulden 584 personen de enquête in. Het aantal enquêtes dat per dag werd ingevuld was sterk afhankelijk van de wijze waarop deelnemers werden gerekruteerd (**Figuur 11**). De momenten waarop de deelnemers persoonlijk werden aangesproken door de onderzoeker (aangegeven met een asterisk in **Figuur 11**) zorgde telkens voor een piek in het aantal afgenomen enquêtes. In theorie kregen alle klanten van de drie resto’s die een broodje kochten in de periode van 8 t.e.m. 14 mei 2014 een exemplaar van de vragenlijst. Normaal gezien werden er dus enkel broodjeskopers benaderd voor het invullen van de vragenlijst. Wanneer proefpersonen bij de vraag ‘Welk broodje heb je vandaag gekocht?’ geen of een fout antwoord gaven (bijv. door ‘geen’ of ‘soep’ in te vullen), werd er geen waarde ingevuld bij de variabele ‘broodje’ waardoor SPSS dit automatisch beschouwde als een missing value. Het antwoord op deze open vraag gaf aan of de proefpersoon wel degelijk iemand was die een broodje had gekocht in de resto, en maakte deel uit van de daaropvolgende vraag omtrent de hypothetische prijsstijging van dit aangekochte broodje. Bijgevolg werden 65 proefpersonen met een lege cel bij de variabele ‘broodje’ uitgesloten van alle analyses via listwise deletion. Er werd gekozen om op deze manier om te gaan met missing values aangezien de meeste vragen van de enquête tevens verband hielden met het kopen van een broodje, met uitzondering van de laatste vraag betreffende het wekelijkse eetbudget. Ook werden op deze manier enkel broodjeskopers en geen andere klanten van de resto in de studie opgenomen.



Figuur 11: Aantal afgenomen enquêtes per dag. De dagen waarop de data-afname gebeurde door de onderzoeker zelf i.p.v. het restop personeel werden aangeduid met een asterisk.

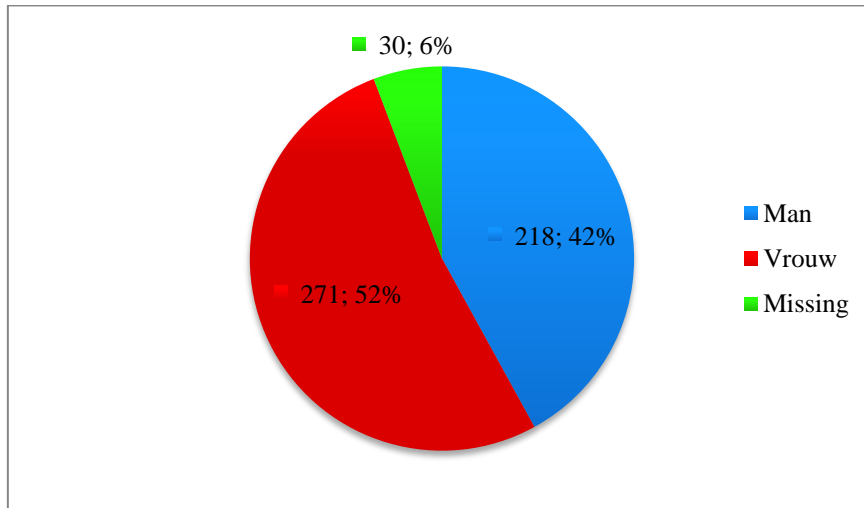
3. Resultaten

3.1 Onderzoekspopulatie

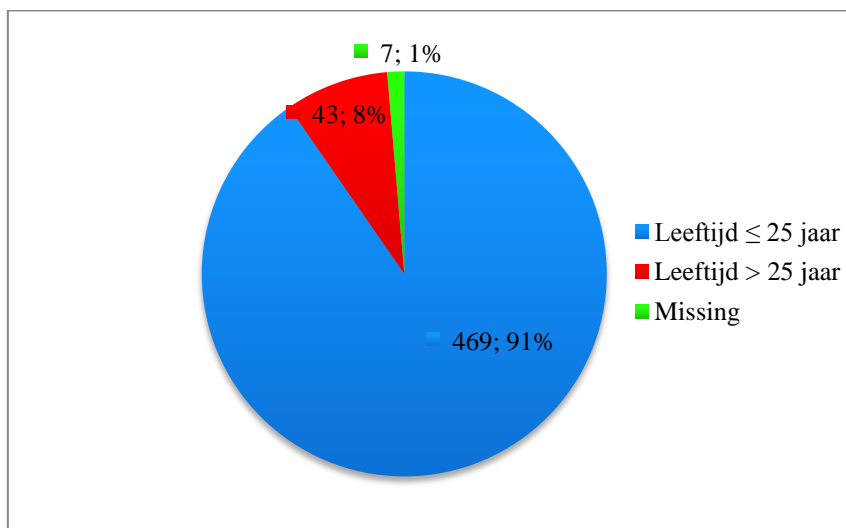
In totaal kon over de gegevens van 519 deelnemers aan het onderzoek worden beschikt. Hieronder worden hun belangrijkste karakteristieken beschreven. Bij het lezen van de beschrijvende karakteristieken van de studiepopulatie, moeten de missing values in acht worden genomen om de conclusies omtrent dataverdeling voldoende genuanceerd te interpreteren.

De studiepopulatie bestaat uit 52% vrouwen en 42% mannen (**Figuur 12**). Meer dan negentig procent van de studiepopulatie is jonger dan 25 jaar (**Figuur 13**). Zowel studenten uit de 1e bachelor, 2e bachelor als de masterstudenten maken een kwart uit van de steekproefpopulatie (**Figuur 14**). UGent-personeel is het minst vertegenwoordigd, met de helft minder respondenten als studenten uit de 3e bachelor. Studenten van de faculteit Geneeskunde en Gezondheidswetenschappen maken met 281 respondenten iets meer dan de helft van de steekproef uit (**Figuur 15**). Samen met de respondenten uit de faculteit Economie en Bedrijfskunde en faculteit Ingenieurswetenschappen en Architectuur maken zij driekwart uit van de

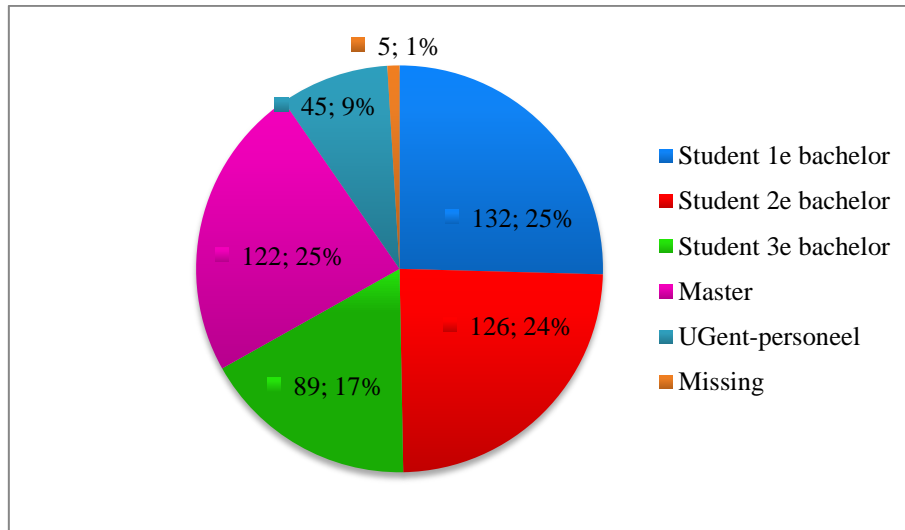
steekproefpopulatie. De faculteit Diergeneeskunde is de enige van 11 faculteiten die niet vertegenwoordigd is. Vier op tien studenten uit de steekproef is geen kotstudent (Figuur 16).



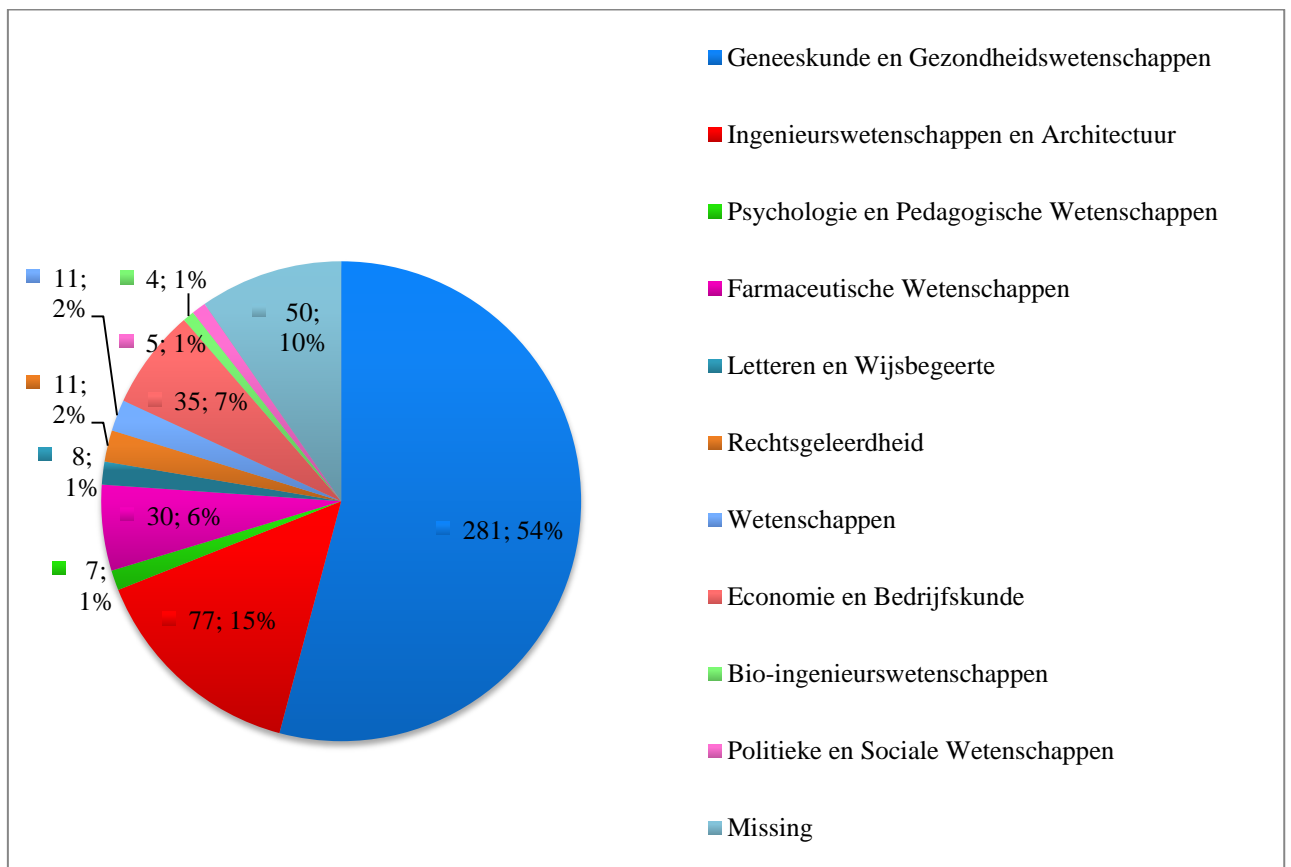
Figuur 12: Geslachtsverdeling steekproefpopulatie



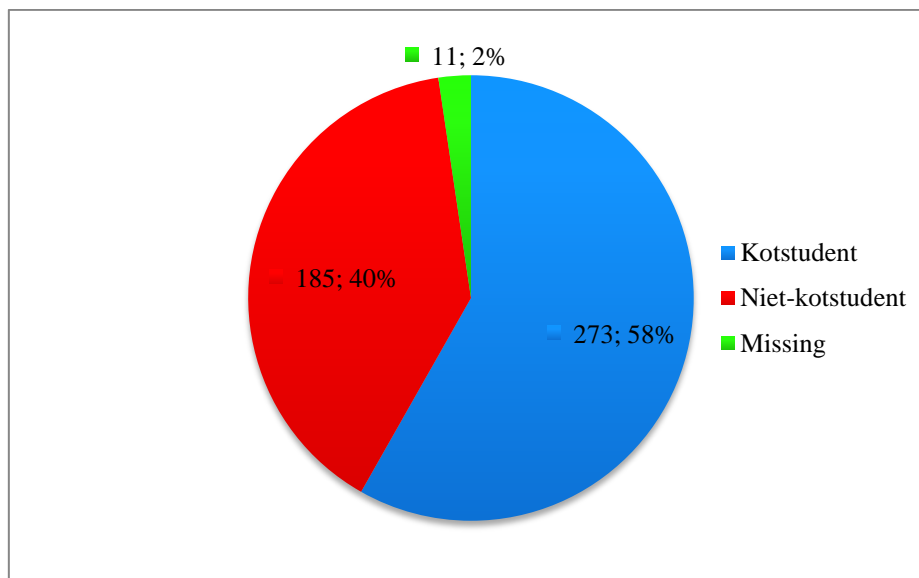
Figuur 13: Leeftijdsverdeling steekproefpopulatie



Figuur 14: Verdeling studenten en personeel in steekproefpopulatie



Figuur 15: Verdeling van de steekproefpopulatie over de UGent-faculteiten

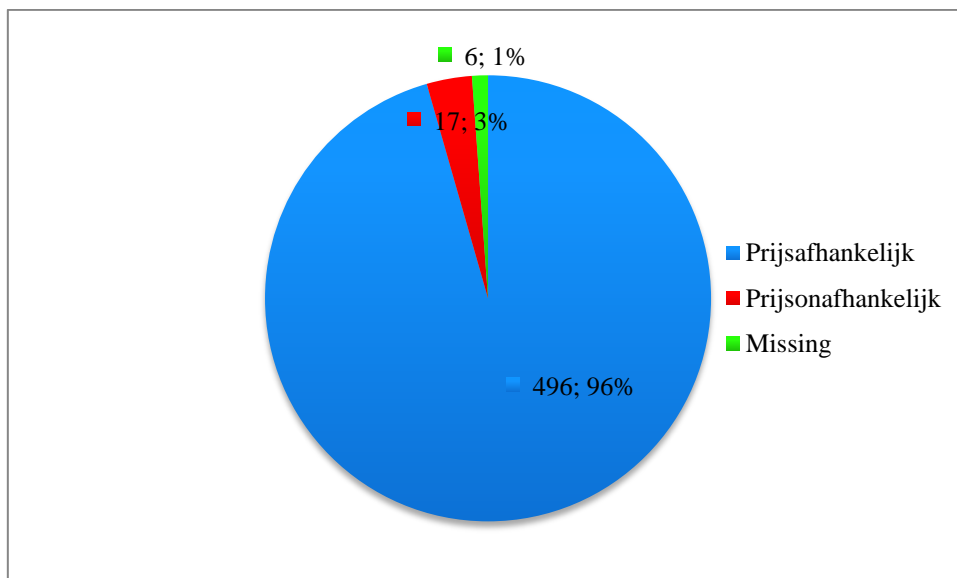


Figuur 16: Verdeling van kotstudenten en niet-kotstudenten binnen de steekproefpopulatie

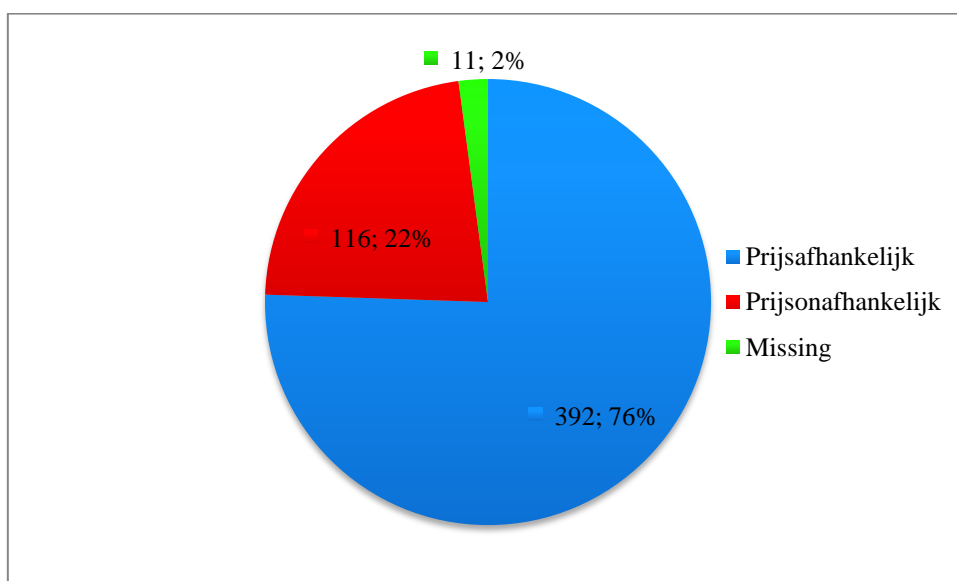
3.2 Prijsafhankelijkheid

3.2.1 Prijsafhankelijke versus prijsonafhankelijke respondenten

De verhouding van de prijsafhankelijke respondenten (zij die hun keuze in de resto veranderen bij een prijsverandering) t.o.v. het aantal prijsonafhankelijke respondenten (zij die hetzelfde product kopen, ongeacht een prijsverandering van meer dan anderhalve euro) verschilt sterk naargelang de prijsverandering. Wanneer het broodje dat ze op de dag van de data-afname kochten in prijs zou toenemen, koopt 96% van de respondenten een ander broodje (**Figuur 17**). Als een slaatje met mozzarella goedkoper zou worden (terwijl de broodjes niet in prijs veranderen), koopt 76% een slaatje i.p.v. een broodje (**Figuur 18**). Deze resultaten dienen enigszins genuanceerd te worden geïnterpreteerd, in die zin dat de definiëring van de begrippen ‘prijsafhankelijk’ en ‘prijsonafhankelijk’ het resultaat is van verwoordingen door de onderzoeker zelf (en deze definities dus niet absoluut zijn), en dat in deze studie de prijs(on)afhankelijkheid bij prijsveranderingen tot € 1,50 werden onderzocht, en dus de verhoudingen bij een bevraging tot prijsveranderingen van bijvoorbeeld € 2,00 er anders zouden kunnen uitzien.



Figuur 17: Verhouding prijsafhankelijke en prijsonafhankelijke respondenten bij een stijgende broodjesprijs. Slechts 3% van de respondenten koopt hetzelfde broodje bij een prijsstijging van meer dan anderhalve euro.



Figuur 18: Verhouding prijsafhankelijke en prijsonafhankelijke respondenten bij een dalende slaatjesprijs. 22% van de respondenten geeft aan geen slaatje te kopen als de prijs ervan met meer dan anderhalve euro daalt.

De redenen van de prijsonafhankelijke respondenten om hun keuze in de resto niet te laten beïnvloeden door de prijs zijn uiteenlopend. **Tabel 4** geeft een overzicht van de antwoorden van deze respondenten. Opvallend is dat 21 respondenten aangeven onvoldoende gegeten te zullen hebben met een slaatje en een piccolobroodje, en dat ze daarom voor een broodje zullen blijven kiezen. Uit de metingen die vooraf gingen aan het opstellen van de vragenlijst blijkt immers dat een slaatje gemiddeld meer weegt dan een broodje, en dat de respondent dus op basis van gewicht gemiddeld ‘meer eet’ met een slaatje (**Tabel 2**). Het gevoel van verzadiging hangt echter niet enkel af van de hoeveelheid eten, maar ook van het energiegehalte van de voeding en de smaak.

Tabel 4: Overzicht van de antwoorden van de prijsonafhankelijke respondenten³

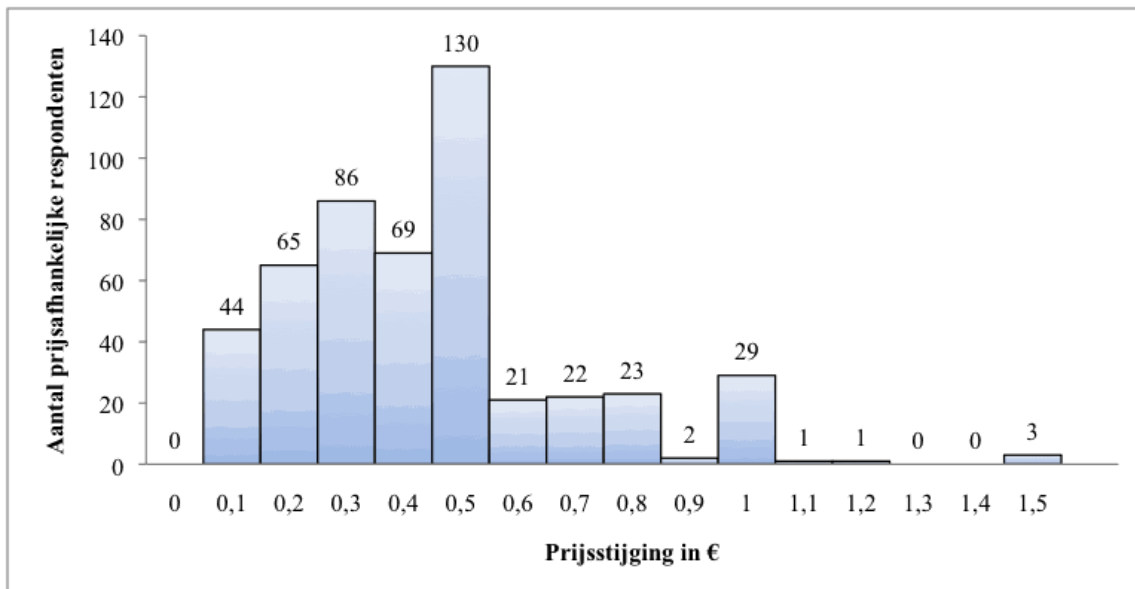
‘Ik zou hetzelfde broodje kopen, zelfs bij een prijsstijging van meer dan € 1,50 omdat:’	Aantal respondenten
smaak	8
een ecologisch broodje is een duurzaam broodje	1
ik ben vegetariër	4
overig	4
‘Ik koop geen piccolobroodje met slaatje, zelfs als de prijs met meer dan € 1,50 daalt, omdat:’	
smaak	68
onvoldoende gegeten	21
voorkeur voor vlees	11
overig	16

3.2.2 Prijsafhankelijkheid bij een stijgende broodjesprijs

Zoals in **Figuur 17** te zien is, zetten 496 respondenten een kruisje bij een hypothetische prijsstijging waarbij men een ander broodje zou kopen. Hierdoor worden deze respondenten als ‘prijsafhankelijk’ beschouwd; hun broodjeskeuze is afhankelijk van de broodjesprijs. Geen enkele respondent kruiste een prijsstijging van € 1,30 of € 1,40 aan (**Figuur 19**).

³ Zie **Bijlage 12** voor een meer gedetailleerde omschrijving van de verschillende antwoordcategorieën.

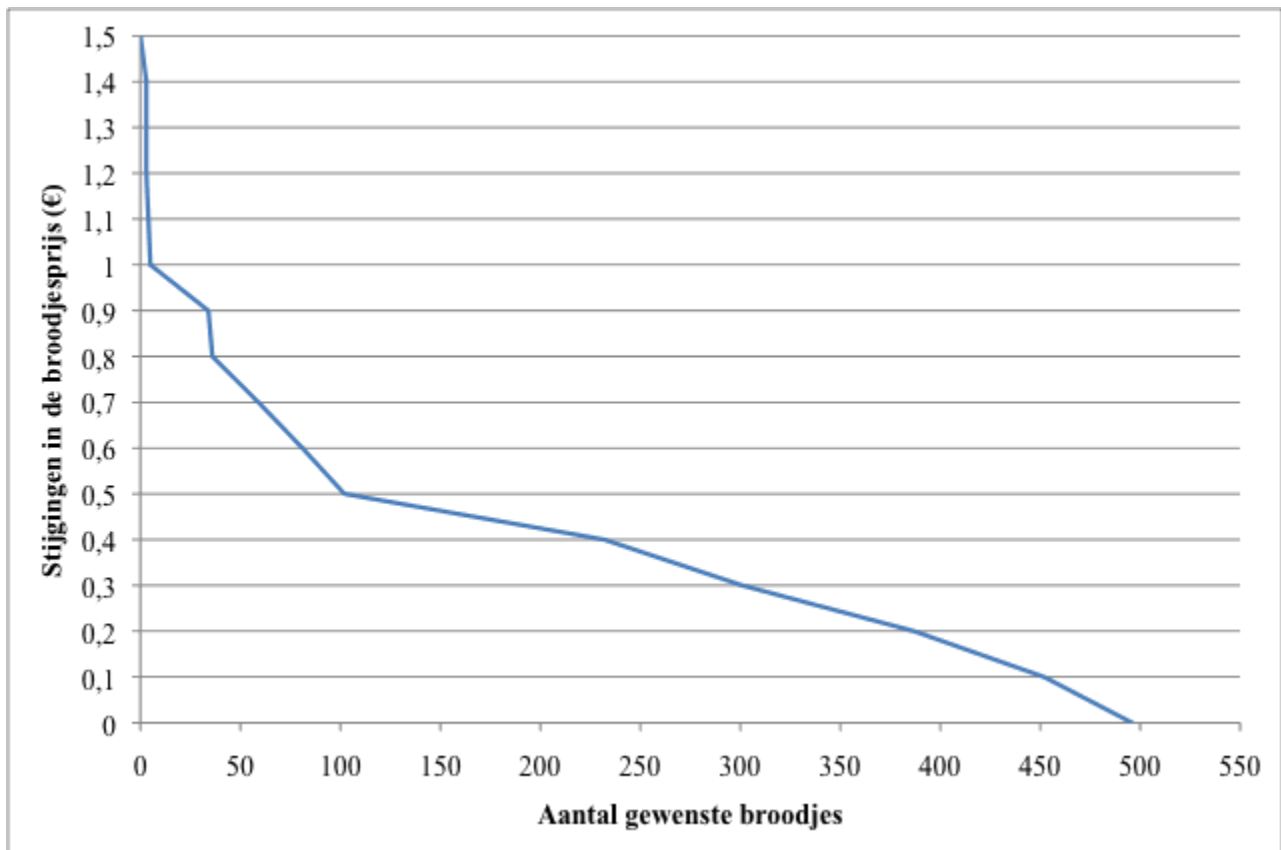
Op basis van de frequentieverdeling in **Figuur 19** kan men verwachten dat de data rechts-scheef en als gevolg niet-normaal verdeeld is. Dezelfde verwachtingen kunnen worden gevormd bij het bekijken van de Q-Q plot, waarbij niet alle punten samenvallen op een rechte lijn.



Figuur 19: Aantal prijsafhankelijke respondenten per hypothetische stijging in de broodjesprijs waarbij men een ander broodje zou kopen

De Kolmogorov-Smirnov en Shapiro-Wilk test zijn beide significant ($p < 0,0001$), wat aangeeft dat de data niet-normaal verdeeld is. De scheefheid heeft een waarde groter dan 1 (skewness = 1,09, SE = 0,11), wat ook aangeeft dat er beter geen analyses worden uitgevoerd die een symmetrische of normale verdeling veronderstellen. Het feit dat de scheefheidswaarde positief is, wijst op een rechts-scheve distributie. De platheidswaarde van de grafiek (kurtosis = 1,72, SE = 0,22) is kleiner dan 3, wat betekent dat de verdeling een bredere piek heeft en platter is dan een normale verdeling. **Bijlage 13** bevat de Q-Q plot, de tabel met skewness en kurtosis en de resultaten van de significantietesten.

Op basis van **Figuur 19** kan de vraagcurve van de broodjes worden opgesteld (**Figuur 20**); deze grafiek geeft grafisch de relatie tussen de verschillende prijzen van een broodje en de hoeveelheid broodjes die de respondenten samen wensen te kopen tegen de overeenkomstige prijsstijging.



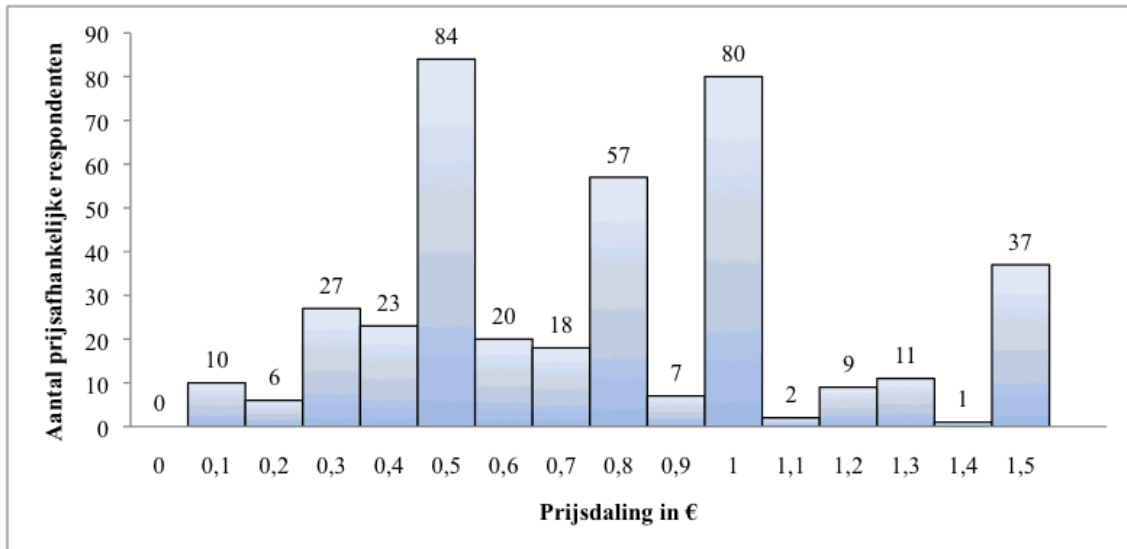
Figuur 20: Vraagcurve broodjes

3.2.3 Prijsafhankelijkheid bij een dalende slaatjesprijs

In totaal zetten 392 respondenten een kruisje bij een hypothetische prijsdaling waarbij men een slaatje i.p.v. een broodje zou kopen (**Figuur 18**). Hierdoor worden deze respondenten als ‘prijsafhankelijk’ beschouwd; hun keuze voor een slaatje is afhankelijk van de slaatjesprijs.

Figuur 21 geeft aan dat deze data vermoedelijk niet-normaal verdeeld is. Op de Q-Q plot wijken de datapunten af van de rechte lijn. Aangezien de skewness-score minstens twee keer zo groot is als de standaardfout (skewness = 0,43, SE = 0,12), mag niet uitgegaan worden van een symmetrische verdeling. De datadistributie kan als rechts-scheef worden beschouwd, aangezien de skewness-score groter is dan nul. De platheid van de curve (kurtosis = -0,52, SE = 0,25) wijst op een plattere curve met een bredere piek dan bij een normale verdeling. De significante Kolmogorov-Smirnov test en Shapiro-Wilk test ($p < 0,0001$) bevestigen een niet-normale verdeling van de data.

Bijlage 14 bevat de Q-Q plot, de tabel met skewness en kurtosis en de resultaten van de significantietesten.



Figuur 21: Aantal prijsafhankelijke respondenten per hypothetische daling in de slaatjesprijs waarbij men een slaatje i.p.v. een broodje zou kopen

Algemeen kan besloten worden dat de gekozen prijsdalingen iets ‘normaler’ verdeeld zijn (aangezien in dit geval de skewness en kurtosis minder sterk afwijken van nul) dan de gekozen prijsstijgingen, maar dat beide variabelen niet-normaal verdeeld zijn.

3.2.4 Prijs sensitiviteit van de prijsafhankelijke respondenten bij een stijgende broodjesprijs

Hieronder wordt eerst de gemiddelde prijsstijging die aanleiding geeft tot een gestelde verandering van gedrag berekend. Vervolgens worden de elasticiteiten berekend.

Door het gewogen gemiddelde te nemen van de 13 prijsafhankelijke groepen (**Figuur 19**) werd de prijsstijging berekend waarbij de gemiddelde prijsgevoelige consument gedragsverandering vertoont, en dus zijn broodjeskeuze zou veranderen.

$$\bar{x} = (0,1*44 + 0,2*65 + 0,3*86 + 0,4*70 + 0,5*130 + 0,6*21 + 0,7*22 + 0,8*23 + 0,9*2 + 1,0*29 + 1,1*1 + 1,2*1 + 1,5*3) / 496 = 0,4431$$

Bij een afgeronde (gewogen) gemiddelde prijsstijging van € 0,44 zou de prijsgevoelige klant van de UGent-resto's zijn broodjeskeuze aanpassen. Belangrijk hierbij is dat deze prijsstijging werd berekend op basis van alle percepties omtrent alle broodjessoorten samen, maar dat de prijzen echter verschillen per broodjessoort (zie **Bijlage 9** voor een overzicht van de prijzen).

De prijselasticiteit van de vraag (E_v) naar broodjes in deze studiepopulatie werd berekend aan de hand van de gewogen gemiddelde broodjesprijs en het aantal prijsafhankelijke respondenten.

De gewogen gemiddelde broodjesprijs werd uitgerekend a.d.h.v. de geafficheerde prijzen in de resto's. **Tabel 5** bevat een overzicht van de frequenties van de gekochte broodjes door de respondenten en de bijhorende prijzen.

$$\bar{x} = (2,0*37 + 2,2*48 + 2,3*69 + 2,3*9 + 2,4*35 + 2,3*41 + 2,2*38 + 2,2*56 + 2,1*16 + 2,1*15 + 2,1*21 + 2,0*41 + 2,3*1 + 2,3*26 + 1,5*1 + 1,5*1 + 1,4*1 + 1,3*1 + 2,1*3 + 1,9*1) / 496 = 2,3429$$

De gewogen gemiddelde broodjesprijs binnen de prijsafhankelijke studiepopulatie is afgerond € 2,34. Zoals eerder werd vermeld, zou de prijsgevoelige klant in de UGent-resto bij een (gewogen) gemiddelde prijsstijging van € 0,44 zijn broodjeskeuze aanpassen. Deze prijsstijging vormt 18,8% van de gewogen gemiddelde broodjesprijs binnen de studiepopulatie.

Eerst wordt de elasticiteit in de nabije buurt van die gemiddelde verandering berekend. De formule om dit te berekenen is als volgt:

$$E_v = \frac{\% \text{ verandering van de gevraagde hoeveelheid}}{\% \text{ verandering van de prijs}}$$

De procentuele verandering in de gevraagde hoeveelheid werd berekend op basis van het aantal respondenten dat zijn keuze zou veranderen bij een prijsstijging van € 0,40.

Tabel 5: Aantal gekochte broodjes door de studiepopulatie⁴

Soort broodje	Prijsafhankelijke respondenten	Prijsonafhankelijke respondenten	Prijs (€)
Stokbr. Kaas	37	3	2,00
Stokbr. Maison	48	0	2,20
Stokbr. Hoevebroodje	69	2	2,30
Stokbr. Hoevebroodje vegetarisch	9	0	2,30
Stokbr. Tomaat-Mozzarella	35	1	2,40
Stokbr. GerZalm-KrKaas	41	2	2,30
Stokbr. Tropical	38	1	2,20
Stokbr. Boulet	56	0	2,20
Stokbr. Kip curry	16	0	2,10
Stokbr. Kip curry Hawaiï	15	0	2,10
Stokbr. Ecologisch	21	4	2,50
Stokbr. Martino	15	0	2,10
Stokbr. Ham	21	1	2,10
Stokbr. Préparé	41	3	2,00
Stokbr. Kruidenkaas	1	0	2,30
Stokbr. Kabeljauwsalade	26	0	2,30
Broodje Hoevebroodje	1	0	1,50
Broodje Tomaat-Mozzarella	1	0	1,50
Broodje Boulet	1	0	1,40
Broodje Kip curry	3	0	1,30
Stokbr. Brie	1	0	2,10
Stokbr. Pick-Nick	1	0	1,90
Totaal	496	17	

⁴ De afkorting ‘Stokbr.’ staat voor het meest verkochte broodjesformaat, en wordt verder vermeld als ‘groot broodje’. Met ‘Broodje’ wordt een ‘klein broodje’ (piccolobroodje) bedoeld. De broodjes Brie en Pick-Nick maken geen deel meer uit van het huidige broodjesaanbod, maar werden uitdovend nog verkocht op dat moment.

Een prijsstijging van € 0,40 vormt 17,10% van de gewogen gemiddelde broodjesprijs. Bij deze prijsstijging zullen 264 van de 513 respondenten (**Figuur 19**) hun broodjeskeuze veranderen, wat neerkomt op een verandering van 51,46% van de gevraagde hoeveelheid.

$$E_v = \frac{\% \text{ verandering van de gevraagde hoeveelheid}}{\% \text{ verandering van de prijs}} = \frac{-51,46\%}{+17,10\%} = -3,01$$

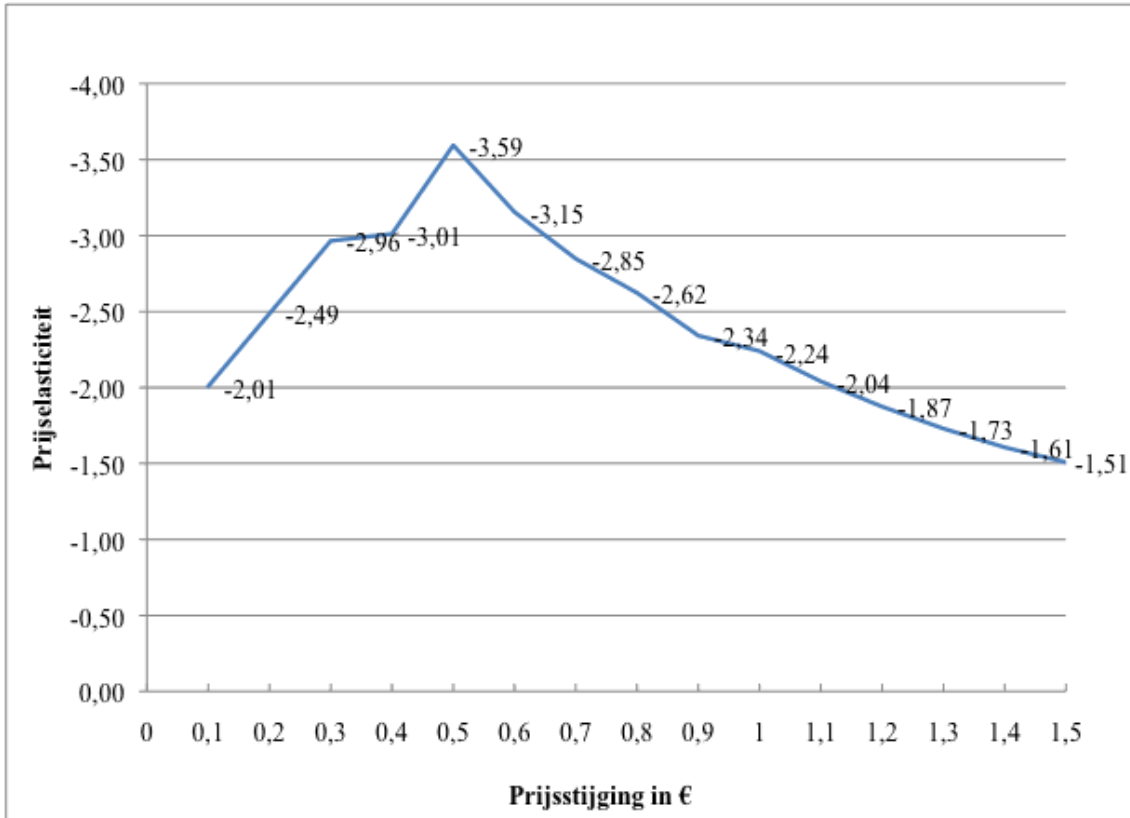
De uitkomst van -3,01 betekent dat een procentuele prijsverandering van 17,10% (wat overeenkomt met een toename van € 0,40 bovenop een gewogen gemiddelde broodjesprijs van € 2,34) leidt tot een procentuele daling van de vraag die 3,01 maal zo groot is. Omdat de gevraagde hoeveelheid van een product negatief gerelateerd is aan de prijs, heeft het veranderingspercentage van de hoeveelheid altijd het omgekeerde teken van de procentuele verandering in prijs (Mankiw, 2004).

De prijselasticiteiten bij de overige prijsstijgingen werden analoog berekend. In **Figuur 22** worden deze resultaten grafisch voorgesteld.

Bij alle prijsstijgingen is de vraag naar een broodje sterk prijselastisch, aangezien de absolute waarde van de elasticiteit in **Figuur 22** steeds groter is dan 1 (Mankiw, 2004). Dit wil zeggen dat de gevraagde hoeveelheid broodjes sterker verandert in verhouding tot de prijs. Kopers van een broodje reageren het sterkst op een prijsstijging van een halve euro bovenop de gemiddelde broodjesprijs. Een prijsstijging van € 0,50 vormt 21,36% van de gewogen gemiddelde broodjesprijs. Bij deze prijsstijging geven 394 van de 513 respondenten (**Figuur 19**) aan hun broodjeskeuze te veranderen, wat neerkomt op een daling van 76,80% in de gevraagde hoeveelheid.

$$E_v = \frac{\% \text{ verandering van de gevraagde hoeveelheid}}{\% \text{ verandering van de prijs}} = \frac{-76,80\%}{+21,36\%} = -3,59$$

De uitkomst van -3,59 betekent dat een procentuele prijsverandering van 21,36% (wat overeenkomt met een toename van € 0,50 bovenop een gewogen gemiddelde broodjesprijs van € 2,34) leidt tot een procentuele hoeveelheidsverandering die -3,59 maal zo groot is.

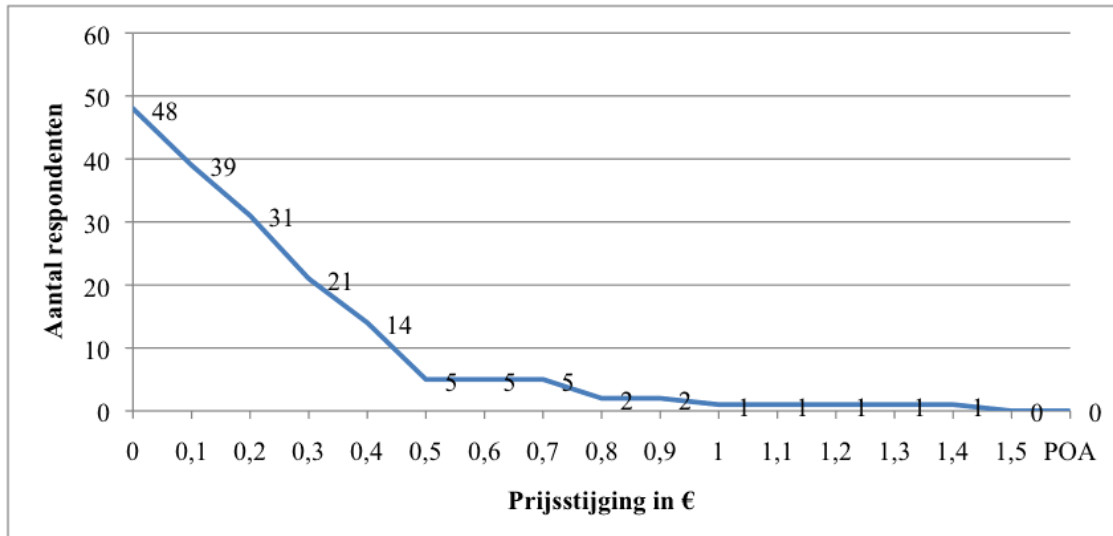


Figuur 22: Prijselasticiteit van de vraag naar een broodje in functie van de prijsstijging bovenop de gewogen gemiddelde broodjesprijs van € 2,34

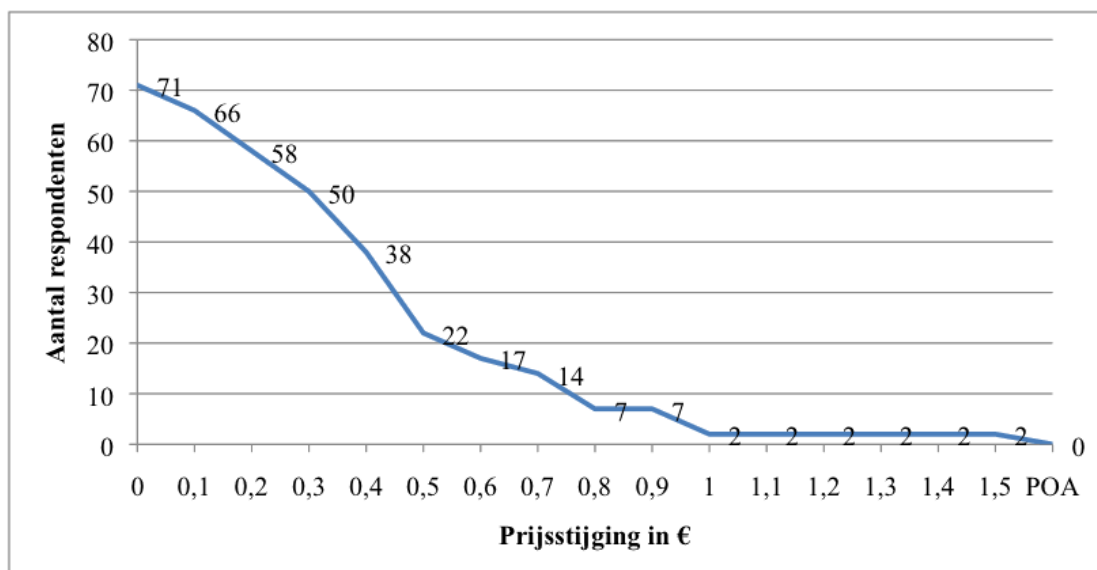
Deze resultaten zeggen op zich niet veel, aangezien in deze berekening alle broodjes samen als één product werden beschouwd (terwijl er een grote verscheidenheid is aan soorten en smaken binnen het aanbod) en tevens de prijzen van de broodjes verschillen. Op basis van deze resultaten kan echter worden vermoed dat de vraag naar broodjes sterk prijselastisch is, en dat de vraag naar broodjes dus waarschijnlijk zeer gevoelig is aan de prijs van een broodje.

3.2.4.1 De prijssensitiviteit per broodjessoort

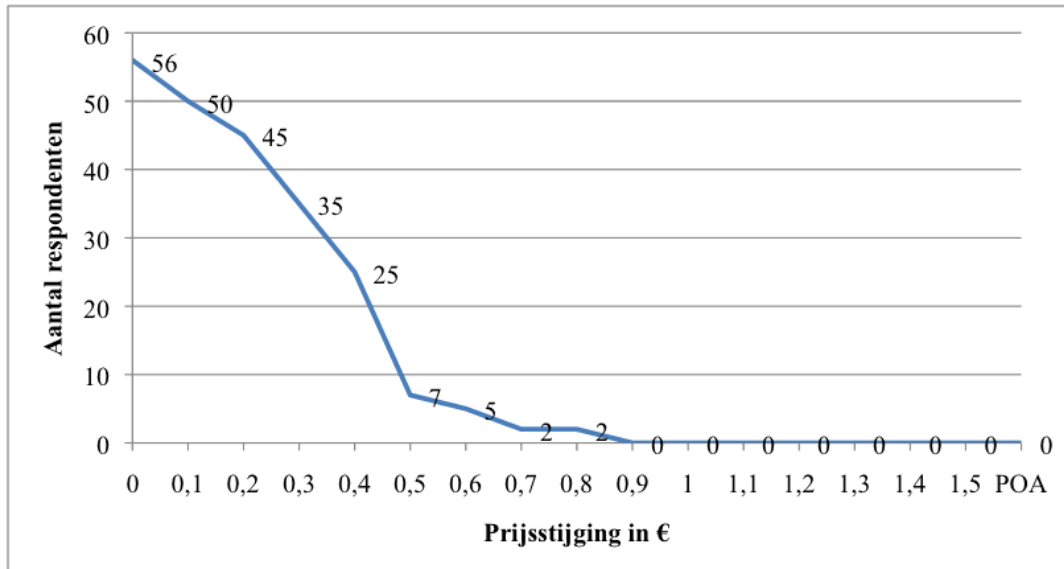
De prijssensitiviteit van de kopers van elke broodjessoort werd bekeken om na te gaan of een meer correcte invulling van de parameters (één bepaald product met één prijs) voor andere resultaten zorgt. **Figuur 23, 24** en **25** zijn een grafische voorstelling van de prijssensitiviteit van de kopers van de drie populairste broodjes van dat moment, nl. Maison, Hoevebroodje en Boulet. **Bijlage 15** bevat de analoge grafieken van de overige



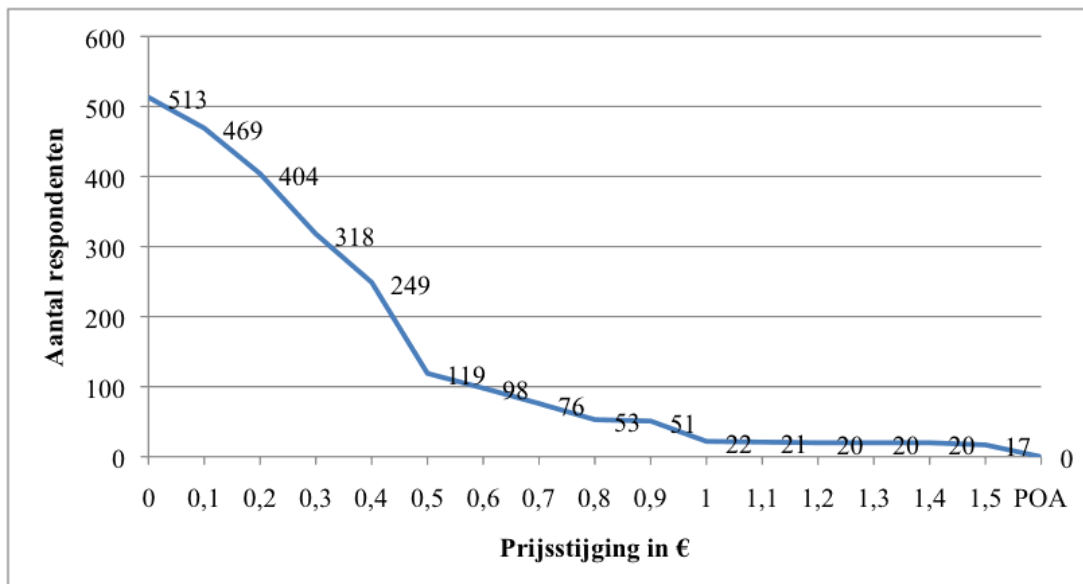
Figuur 23: Prijs sensitiviteit van de kopers van een groot broodje Maison. De waarden op de grafiek geven weer hoeveel kopers er per hypothetische prijsstijging nog steeds een groot broodje Maison zouden kopen. De categorie POA bevat de prijsonafhankelijke respondenten, die bij een prijsstijging van meer dan anderhalve euro nog steeds een groot broodje Maison zouden kopen.



Figuur 24: Prijs sensitiviteit van de kopers van een groot Hoevebroodje. De waarden op de grafiek geven weer hoeveel kopers er per hypothetische prijsstijging nog steeds een groot Hoevebroodje zouden kopen. De categorie POA bevat de prijsonafhankelijke respondenten, die bij een prijsstijging van meer dan anderhalve euro nog steeds een groot Hoevebroodje zouden kopen.



Figuur 25: Prijs sensitiviteit van de kopers van een groot broodje Boulet. De waarden op de grafiek geven weer hoeveel kopers er per hypothetische prijsstijging nog steeds een groot broodje Boulet zouden kopen. De categorie POA bevat de prijsonafhankelijke respondenten, die bij een prijsstijging van meer dan anderhalve euro nog steeds een groot broodje Boulet zouden kopen.



Figuur 26: De prijs sensitiviteit van de hele studiepopulatie. De waarden op de grafiek geven weer hoeveel kopers er per hypothetische prijsstijging nog steeds hetzelfde broodje zouden kopen. De categorie POA bevat de prijsonafhankelijke respondenten, die bij een prijsstijging van meer dan anderhalve euro nog steeds hetzelfde broodje zouden kopen.

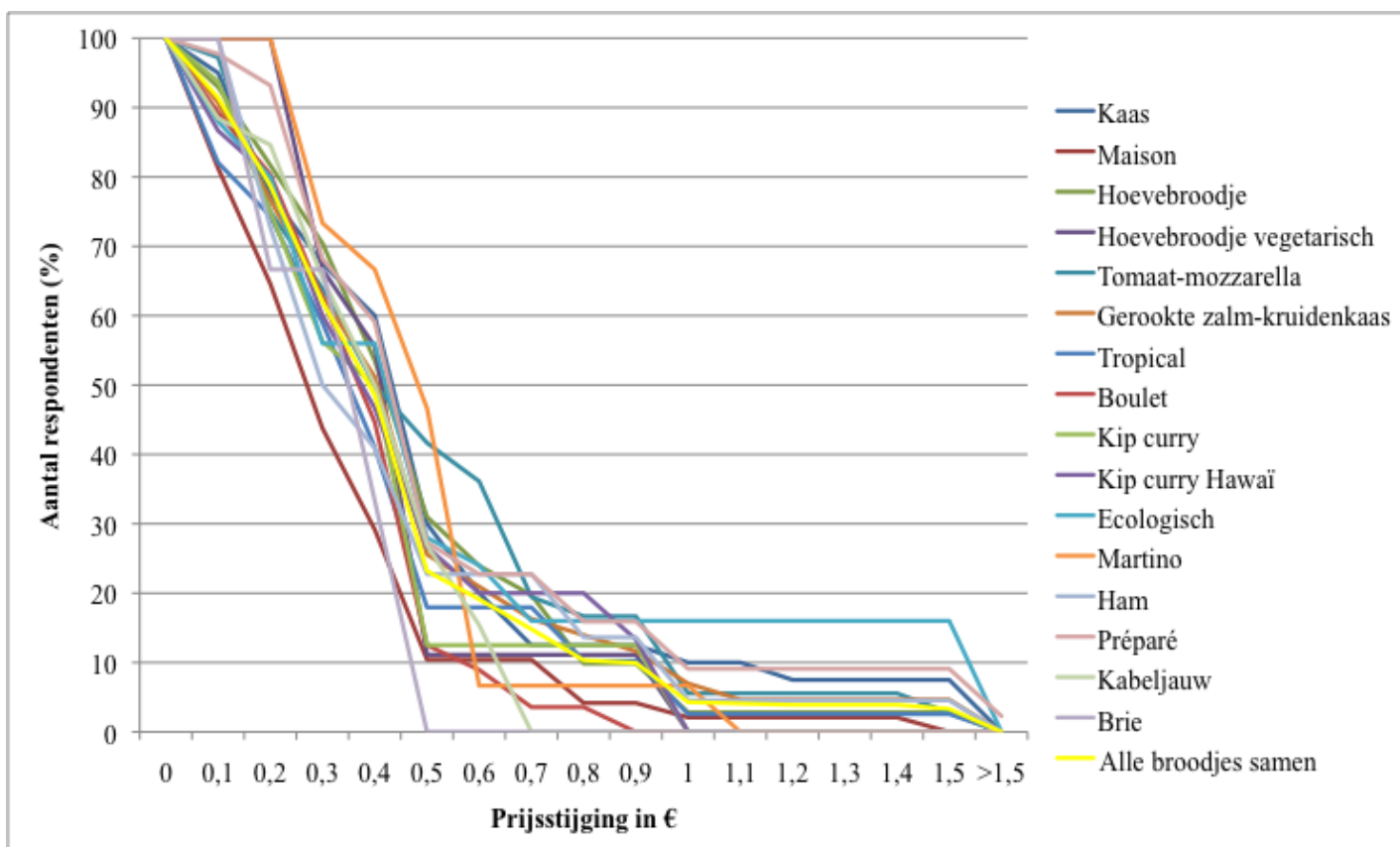
broodjes. Net zoals bij de overige broodjes, neemt bij een groot broodje Maison het aantal kopers het sterkste af tot een prijsstijging van € 0,50 (**Figuur 23**). De grafiek bij een groot broodje Boulet, een relatief nieuw broodje in het aanbod, heeft echter op het zicht een steiler verloop dan de grafiek van een groot broodje Maison, een broodje dat reeds lang in het broodjesaanbod terug te vinden is (**Figuur 25**). Een mogelijke verklaring hiervoor kan zijn dat de verkoop van een groot broodje Maison minder gevoelig is aan prijsveranderingen aangezien dit langer tot het aanbod behoort, en dus al meer ‘ingeburgerd’ is in het consumptiepatroon van de klant. Dit is echter een vermoedelijke en dus niet noodzakelijk een valide verklaring. **Bijlage 15** bevat de analoge grafieken van de overige broodjes. Op basis van de analoge grafiek voor alle broodjes en respondenten samen (**Figuur 26**), kan worden vermoed dat de eerder berekende prijselasticiteit voor alle broodjes ‘als één product’ een benadering vormt van de prijselasticiteit van elke broodjessoort apart.

Figuur 27, geconstrueerd aan de hand van de **Figuur 23 t.e.m. 25** en deze van **Bijlage 15**, wijst er tevens op dat de prijs sensitiviteit van de studiebevolking als geheel, grafisch weergegeven in **Figuur 26**, gelijkaardig is aan deze van de kopers per broodjessoort. Deze figuur geeft weer hoe het aantal kopers (per broodjessoort en alle broodjessoorten samen) procentueel afneemt bij een stijgende broodjesprijs. Visueel schieten de broodjessoorten Maison, Martino en Tomaat-mozzarella eruit; hun grafiek wijkt op het zicht meer af dan de rest van de grafiek voor alle broodjes samen (**Figuur 27**). Voor deze drie broodjes werd daarom de prijselasticiteit berekend per prijsstijging (**Tabel 6**).

De enige inelastische vraag is deze naar een broodje Tomaat-mozzarella bij een prijsstijging van tien eurocent ($E_v = -0,69$). Dit wil zeggen dat de gevraagde hoeveelheid naar dit broodje niet sterk zal reageren op een prijsverhoging van tien eurocent. Met een kostprijs van € 2,40 is dit echter het op één na duurste broodje in het assortiment (**Bijlage 9**). Bij prijsverhogingen tot veertig eurocent is de vraag naar een broodje Maison en Martino (kostprijs respectievelijk € 2,20 en € 2,10) elastischer dan de ‘gemiddelde’ vraag naar een broodje (d.w.z. alle broodjes samen als één product beschouwd). De overige waarden bij de resterende prijsverhogingen liggen dicht bij elkaar in de buurt.

Tabel 6: Prijselasticiteit per broodje

Prijsstijging in €	Maison	Martino	Tomaat-mozzarella	Alle broodjes samen
0,1	-4,13	-3,94	-0,69	-2,01
0,2	-3,90	-3,72	-3,09	-2,49
0,3	-4,13	-3,94	-2,97	-2,96
0,4	-3,90	-3,72	-3,09	-3,01
0,5	-3,94	-3,76	-2,88	-3,59
0,6	-3,28	-3,14	-2,63	-3,15
0,7	-2,82	-2,69	-2,84	-2,85
0,8	-2,64	-2,52	-2,57	-2,62
0,9	-2,34	-2,24	-2,29	-2,34
1,0	-2,15	-2,06	-2,33	-2,24
1,1	-1,96	-1,87	-2,12	-2,04
1,2	-1,80	-1,71	-1,94	-1,87
1,3	-1,66	-1,58	-1,79	-1,73
1,4	-1,54	-1,47	-1,67	-1,61
1,5	-1,47	-1,40	-1,60	-1,51



Figuur 27: Procentuele afname van het aantal kopers per broodjessoort in functie van een stijgende broodjesprijs. De prijsstijging van ‘>1,5’ staat voor de prijsonafhankelijke respondenten, bij hen heeft de broodjesprijs geen invloed op hun aankoopgedrag.

De vraag naar een broodje Maison reageert met $E_v = -4,13$ bijna dubbel zo sterk als de ‘gemiddelde’ vraag naar een broodje (gewogen gemiddelde broodjesprijs = € 2,34) bij een toename van tien eurocent in de prijs ($E_v = -2,01$).

Bij een broodje Tomaat-mozzarella ligt de prijselasticiteit bij een prijstoename van vijftig ($E_v = -2,88$) en zestig cent ($E_v = -2,63$) lager dan de prijselasticiteit van alle broodjes samen ($E_v = -3,59$ bij € 0,50 en $E_v = -3,15$ bij € 0,60). De overige verschillen tussen de prijselasticiteiten van de verschillende broodjes zijn minder klein.

De resultaten in **Tabel 6** weerleggen dus het eerdere vermoeden dat de prijselasticiteit voor alle broodjes ‘als één product’ een benadering vormt van de prijselasticiteit van elke broodjessoort apart, aangezien er enkele grote verschillen in elasticiteit terug te vinden zijn. Tegelijk wordt bevestigd dat de vraag naar een broodje in het algemeen sterk prijselastisch is.

3.2.4.2 Verschil in prijssensitiviteit tussen twee proporties bij een stijgende broodjesprijs

Op basis van de gewogen gemiddelde prijsstijging waarbij de studiepopulatie ‘als geheel’ zijn voedingskeuze zou veranderen (€ 0,44), werden alle broodjeskopers in twee groepen verdeeld om te kijken hoe deze verschillen voor onafhankelijke variabelen. De consumenten die hun broodjeskeuze zouden veranderen bij een prijsstijging minder dan € 0,50 (en dus bij een stijging van 40 eurocent of minder, aangezien de antwoordcategorieën met sprongen van 10 eurocent werden gedefinieerd) vormen groep 1. Groep 2 bestaat uit de respondenten die een ander broodje zouden kiezen bij stijging in de broodjesprijs van een halve euro of meer. De prijsafhankelijke respondenten werden niet opgenomen in de analyses, om zo enkel respondenten met gedragsverandering (verandering van voedingskeuze) te vergelijken (zie

3. Steekproefgrootte voor een verklaring voor deze beslissing).

Groep 1 maakt met 264 respondenten 53,2% uit van de prijsafhankelijke broodjespopulatie. Groep 2 telt 232 respondenten (46,8% van de prijsafhankelijke respondenten). Via een niet-parametrische Chi-kwadraat test werd het verschil in

aantallen tussen beide categorieën onderzocht. De aantallen binnen beide groepen verschillen niet significant (Chi-kwadraat = 2,065, df = 1, p = 0,151).

Om na te gaan of de meer prijszessensitieve groep 1 in bepaalde kenmerken verschilt van groep 2, werd een Fisher's Exact Test uitgevoerd.

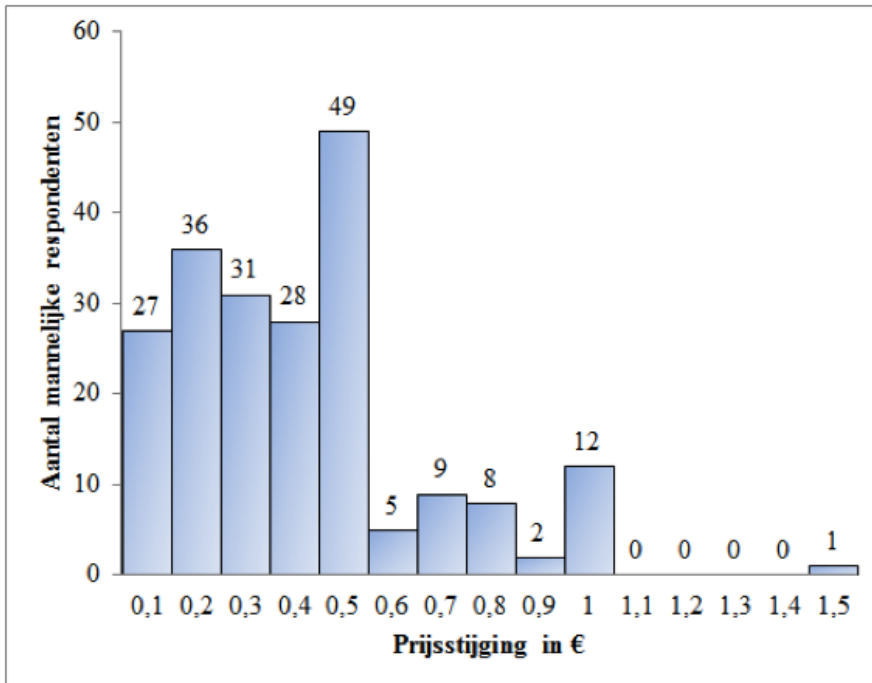
Uit de analyse bleek een trend tot significantie (p = 0,076) te bestaan tussen groep 1 (122 mannen en 130 vrouwen) en groep 2 (86 mannen en 129 vrouwen) voor geslacht. Geslacht heeft aldus geen significant effect op het behoren tot de meer of minder prijszessensitieve groep.

Al dan niet kotstudent zijn heeft geen statistisch significant effect op het behoren tot de ene of de andere proportie (p = 0,70). Ook is er geen statistisch significante relatie tussen de graad van de student (bachelor of master) en de mate van prijszessensitiviteit (groep 1 of groep 2) (p = 0,40).

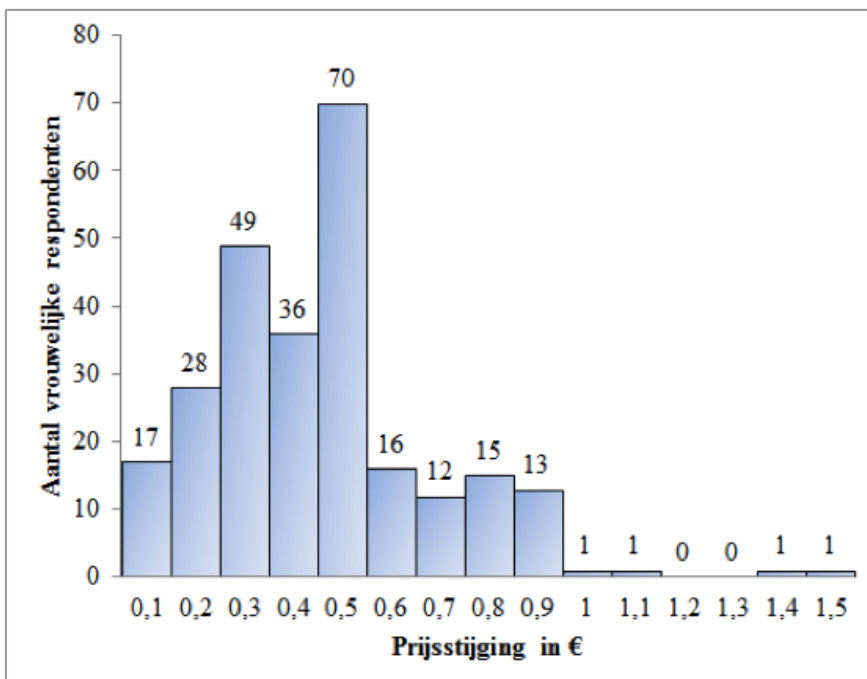
3.2.4.3 Verschil in gemiddelde rangen bij een stijgende broodjesprijs

Om de prijsstijging waarbij men zijn voedingskeuze zou veranderen te vergelijken tussen verschillende groepen werd een Mann-Whitney U test uitgevoerd.

Mannen (n = 208, gemiddelde rang = 216,91) hebben een statistisch significant gemiddeld lagere rang in prijsstijging dan vrouwen (n = 259, gemiddelde rang = 247,72) (Mann-Whitney U = 23381,5, p = 0,013). Mannen en vrouwen veranderen hun broodjeskeuze respectievelijk bij een gemiddelde prijsstijging van € 0,41 (SD = 0,25) en € 0,46 (SD = 0,23), de mediaan ligt bij beide geslachten op € 0,40. Vrouwen kunnen dus waarschijnlijk beschouwd worden als de groep die in het algemeen een hogere prijsverhoging kiest waarbij men een ander broodje zou kopen, zoals het uitzicht van **Figuur 28** en **Figuur 29** ook doen vermoeden. Het feit dat het aantal vrouwen en mannen binnen deze analyse niet evenredig is (Chi-kwadraat = 5,570, p = 0,018), zorgt er voor dat deze resultaten er waarschijnlijk anders zouden uitzien wanneer er meer mannen de vragenlijst zouden invullen.



Figuur 28: Aantal mannelijke respondenten per stijging in de broodjesprijs waarbij men zijn broodjeskeuze zou veranderen



Figuur 29: Aantal vrouwelijke respondenten per stijging in de broodjesprijs waarbij men haar broodjeskeuze zou veranderen

Een vergelijking van tussen kotstudenten (n = 271) en niet-kotstudenten (n = 182) gaf geen statistisch significante resultaten (Mann-Whitney U = 24581,5, p = 0,95). Kotstudenten veranderen hun broodjeskeuze bij een gemiddelde prijsstijging van € 0,43 (SD = 0,25), niet-kotstudenten bij gemiddeld € 0,45 (SD = 0,24). De mediaan ligt bij beiden op € 0,40.

Ook een vergelijking tussen bachelor- (n = 344) en masterstudenten (n = 120) gaf geen significante resultaten (Mann-Whitney U = 19664,5, p = 0,43). Bachelorstudenten kopen een ander broodje wanneer hun broodje met gemiddeld € 0,43 (SD = 0,29) in prijs toeneemt, masterstudenten bij een gemiddelde prijsstijging van € 0,46 (SD = 0,25). De mediaan ligt bij beiden op € 0,40.

3.2.5 Prijs sensitiviteit van de prijsafhankelijke respondenten bij een dalende slaatjesprijs

Door het gewogen gemiddelde te nemen van de 15 prijsafhankelijke groepen (**Figuur 21**) werd de prijsdaling berekend waarbij de gemiddelde prijsgevoelige consument gedragsverandering vertoont, en dus een slaatje⁵ en geen broodje zou kopen.

$$\bar{x} = (0,1*10 + 0,2*6 + 0,3*27 + 0,4*23 + 0,5*84 + 0,6*20 + 0,7*18 + 0,8*57 + 0,9*7 + 1,0*80 + 1,1*2 + 1,2*9 + 1,3*11 + 1,4*1 + 1,5*37) / 392 = 0,7709$$

Bij een afgeronde (gewogen) gemiddelde prijsvermindering van € 0,77 in de slaatjesprijs (€ 2,80) zou de prijsgevoelige klant van de UGent-resto's een broodje vervangen door een slaatje.

Met de kruiselingse prijselasticiteit (E_k) wordt gemeten hoe de gevraagde hoeveelheid van een goed (in dit geval de broodjes) verandert als de prijs van een ander goed verandert (de prijs van een slaatje) (Mankiw, 2004). De berekening is de procentuele verandering van de gevraagde hoeveelheid van het eerste product gedeeld door de procentuele prijsverandering van het tweede product (Mankiw, 2004):

⁵ Met 'een slaatje' wordt steeds het geheel van een piccolobroodje (kostprijs € 0,30) met een slaatje met mozzarella (kostprijs € 2,50) bedoeld, dat als gezond alternatief werd voorgesteld in de vragenlijst (**Bijlage 1**).

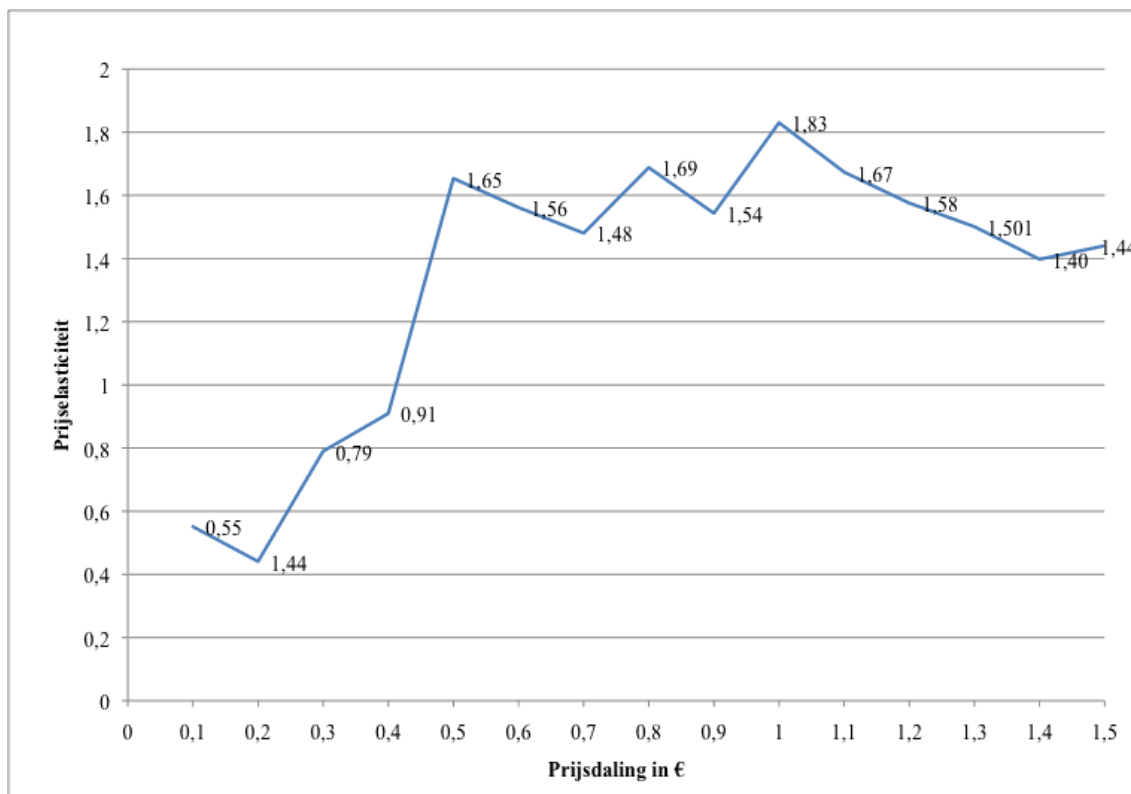
$$E_k = \frac{\% \text{ verandering in de gevraagde hoeveelheid van goed 1}}{\% \text{ verandering in de prijs van goed 2}}$$

Een prijsdaling van € 0,70 bijvoorbeeld vormt een verandering van 25% in de prijs van een slaatje. Bij deze daling in de slaatjesprijs zullen 188 van de 508 respondenten (**Figuur 21**) een slaatje i.p.v. een broodje kopen, wat neerkomt op een verandering van 37% in de gevraagde hoeveelheid broodjes.

$$E_k = \frac{\% \text{ verandering in de gevraagde hoeveelheid van goed 1}}{\% \text{ verandering in de prijs van goed 2}} = \frac{-37\%}{-25\%} = 1,48$$

De uitkomst van 1,48 betekent dat een procentuele verandering van 25% in de slaatjesprijs (wat overeenkomt met een afname van € 0,70 in de prijs van een slaatje) leidt tot een procentuele hoeveelheidsverandering van de broodjes die 1,48 maal zo groot is.

De kruiselingse prijselasticiteiten bij de overige prijsdalingen werden analoog berekend. In **Figuur 30** worden deze resultaten grafisch voorgesteld. De kruiselingse prijselasticiteit is in **Figuur 30** steeds een positief getal aangezien slaatjes en broodjes substitutiegoederen zijn. Omdat de prijs van een slaatje en de hoeveelheid gevraagde broodjes in dezelfde richting veranderen, is de kruiselingse prijselasticiteit positief. Aangezien er in de vragenlijst specifiek werd gepeild naar de prijsdaling waarbij men zijn broodje door een slaatje zou vervangen (**Bijlage 1**), vormt het feit dat de elasticiteiten positief zijn geen nieuwe informatie. Zoals eerder getoond in **Figuur 18**, zorgt een verlaging van de slaatjesprijs er voor dat 3 op 4 respondenten minder broodjes gaan eten.



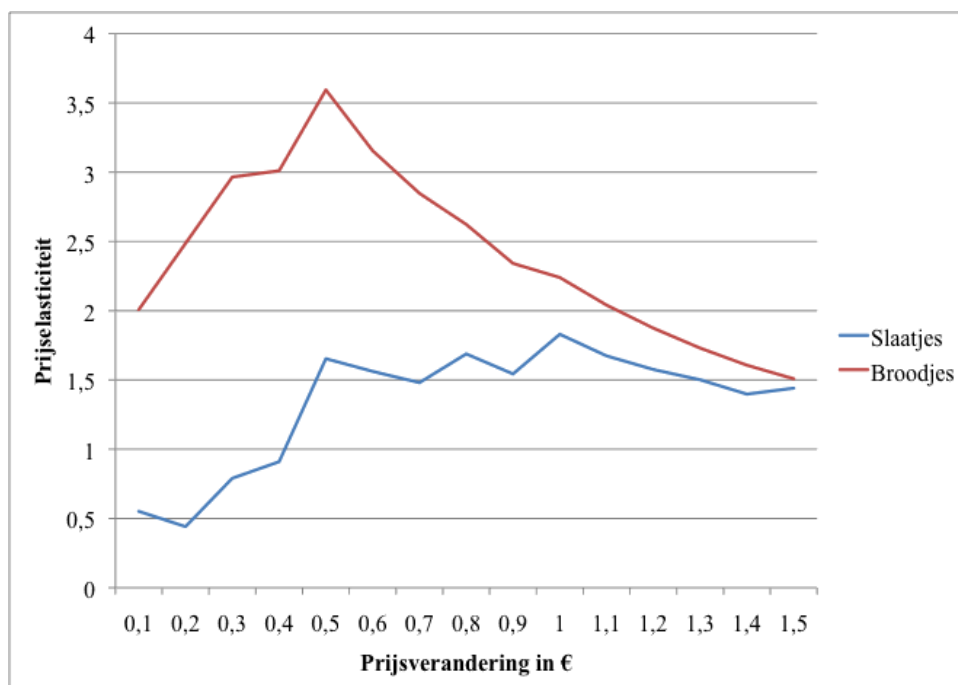
Figuur 30: Prijselasticiteit van de vraag naar een broodje in functie van de daling in de kostprijs voor een slaatje met een piccolobroodje (€ 2,80)

Omdat in de vragenlijst werd gevraagd om de prijsdaling aan te kruisen waarbij men een slaatje (met een piccolobroodje, **Bijlage 1**) i.p.v. een broodje zou kopen, kan de afname in de vraag naar een broodje in dit geval gelijk gesteld worden aan de toename in de vraag naar een slaatje. Daardoor kan de grafiek van **Figuur 30** ook worden gezien als een voorstelling van de prijselasticiteit van de vraag naar een slaatje bij de verschillende prijsdalingen. Het enige wat zou veranderen in de berekening van de prijselasticiteit van de vraag naar een slaatje, zou het teken van de procentuele hoeveelheidsverandering zijn. Deze zou positief worden, een daling van de prijs zorgt immers voor een toename van in de vraag naar slaatjes. Zoals eerder werd vermeld moet de absolute waarde van de prijselasticiteit worden beschouwd als de maat voor de reactie van de gevraagde hoeveelheid op de prijs.

In tegenstelling tot de broodjes, waar elke toename in prijs leidt tot verlaging in de gevraagde hoeveelheid die naar verhouding groter is (**Figuur 22**), zorgt een verandering in de slaatjesprijs niet altijd tot een hoeveelheidsverandering die in verhouding groter is.

Op een daling in de slaatjesprijs tot veertig eurocent reageert de gevraagde hoeveelheid slaatjes beperkt, aangezien de elasticiteit hier lager is dan 1 en de vraag naar een slaatje bij deze prijsveranderingen dus als inelastisch kan worden bestempeld (Mankiw, 2004). Kopers reageren het sterkst op een daling van een euro in de slaatjesprijs, een prijsverandering die op zich dubbel zo groot is als prijsverandering in de broodjesprijs (een prijsstijging van vijftig cent) waarbij kopers het sterkst reageren (**Figuur 31**). In **Figuur 31**, waarin de grafieken van **Figuur 22** en **Figuur 30** samen worden voorgesteld, is tevens te zien dat de gevraagde hoeveelheid steeds minder sterk reageert op een afname in de slaatjesprijs dan op een toename in de broodjesprijs.

Figuur 30 toont dat een daling van veertig cent, waardoor een slaatje met een broodje € 2,40 zou kosten, zorgt voor een prijselasticiteit van 0,91. Wanneer de vraag eenheidselastisch is (een prijselasticiteit die precies 1 is), dan blijft de marktomzet constant als de prijs verandert (Mankiw, 2004). De marktomzet is de hoeveelheid die kopers betalen en verkopers van het product ontvangen, en wordt berekend als de prijs van het product maal de verkochte hoeveelheid (Mankiw, 2004). Wanneer de vraag



Figuur 31: Prijselasticiteit in functie van de verandering in prijs; een prijsstijging bij de broodjes en een prijsdaling bij de slaatjes

inelastisch is (een prijselasticiteit lager dan 1) volgen prijs en marktomzet dezelfde richting (Mankiw, 2004). Wanneer de vraag elastisch is (een prijselasticiteit groter dan 1), volgen prijs en marktomzet tegengestelde richtingen. Op basis van **Figuur 30** kan dus worden gesteld dat een prijsdaling van vijftig cent of meer in de aankoop prijs van een piccolobroodje met een slaatje zorgt voor een gelijke of toenemende marktomzet.

3.2.5.1 Verschil in prijs sensitiviteit tussen twee proporties bij een dalende slaatjes prijs

Zoals eerder vermeld, werd als nulhypothese gesteld dat het gedrag van de consumenten in de studentenrestaurants niet beïnvloed wordt door de prijs van de broodjes of de slaatjes. Om deze hypothese aan te nemen of te verwerpen, werd bij de slaatjes gekeken naar de verhouding tussen de prijsafhankelijke groep (mensen die gedragsverandering vertoonden bij een daling van de slaatjes prijs en dus een kruisje hadden gezet in de tabel met prijsstijgingen of prijsdalingen) en de prijsafhankelijke groep (mensen die geen gedragsverandering vertoonden bij een prijsdaling en dus een woordelijk antwoord hadden gegeven).

Om na te gaan in hoeverre de twee proporties (die zullen vergeleken worden in de Fisher's Exact test) van elkaar verschillen, werd het verschil in percentage tussen deze groepen bekeken aan de hand van een niet-parametrische Chi-kwadraat test. 76% van de respondenten ($n = 392$) is prijsafhankelijk, en zullen dus ander koopgedrag vertonen bij een prijsdaling, terwijl 22% van de respondenten ($n = 116$) prijsafhankelijk is en hetzelfde koopgedrag blijven vertonen, ongeacht de prijsdaling (**Figuur 18**). Via analyse van een 2×1 kruistabel werd de nulhypothese, de verwachting dat de percentages in beide groepen gelijk zijn, verworpen ($p = 1,7754 \cdot 10^{-34}$). De aantallen binnen deze twee groepen verschillen significant en zijn dus onevenredig.

Via een Fisher's Exact Test werd gekeken of er een significant verschil bestond tussen deze twee proporties voor een onafhankelijke variabele.

De resultaten geven aan dat er een statistisch significante relatie bestaat tussen geslacht en het prijsafhankelijk zijn ($p = 0,001$). 41,2% van de prijsafhankelijke groep zijn mannen ($n = 153$), terwijl 58,8% vrouw is ($n = 218$). Binnen de prijsafhankelijke groep is deze verhouding net omgekeerd; daar is 41,3% van het vrouwelijke geslacht (n

= 45), en is 58,7% mannelijk (n = 64). Binnen eenzelfde geslacht schommelt het prijsafhankelijke deel rond dat van de hele studiebevolking (76%); bij de mannen is 70,5% prijsafhankelijk, bij de vrouwen 82,9%.

Het feit dat het aantal vrouwen (n = 263) en mannen (n = 217) binnen deze analyse niet evenredig is (Chi-kwadraat = 4,408, p = 0,036), zorgt er voor dat deze resultaten er waarschijnlijk anders zouden uitzien wanneer er meer mannen de vragenlijst zouden invullen.

Het verband tussen kotstudent zijn en behoren tot de prijs(on)afhankelijke groep toonde een trend tot significantie (p = 0,052). Tussen de graad (bachelor of master) van een student en al dan niet prijsafhankelijk zijn, was tevens geen significant verband terug te vinden (p = 0,195).

Op basis van de gewogen gemiddelde prijsdaling waarbij de prijsafhankelijke studiebevolking 'als geheel' een slaatje i.p.v. een broodje zou kopen (€ 0,77), werd deze bevolking in twee groepen verdeeld om te kijken hoe deze verschillen voor onafhankelijke variabelen. De consumenten die hun keuze zouden veranderen bij een prijsstijging van minder dan € 0,80 (en dus bij een stijging van 70 eurocent of minder, aangezien de antwoordcategorieën met sprongen van 10 eurocent werden gedefinieerd) vormen groep 1. Groep 2 bestaat uit de respondenten die een slaatje zouden kiezen bij daling in de slaatjesprijs van tachtig eurocent of meer. De prijsafhankelijke respondenten werden niet opgenomen in de analyses, om zo enkel respondenten met gedragsverandering (verandering van voedingskeuze) te vergelijken.

Groep 1 maakt met 188 respondenten 48% uit van de prijsafhankelijke broodjesbevolking. Groep 2 telt 204 respondenten (52% van de prijsafhankelijke respondenten). Via een niet-parametrische Chi-kwadraat test werd het verschil in aantallen tussen beide categorieën onderzocht. De aantallen binnen beide groepen verschillen niet significant (Chi-kwadraat = 0,653, df = 1, p = 0,419).

Om na te gaan of de meer prijszensitive groep 1 in bepaalde kenmerken verschilt van groep 2, werd een Fisher's Exact Test uitgevoerd.

Uit de analyse bleek dat geslacht heeft geen significant effect heeft op het behoren tot de meer of minder prijszensitive groep ($p = 0,752$).

Het al dan niet kotstudent zijn heeft geen statistisch significant effect op het behoren tot de ene of de andere proportie ($p = 0,471$). Ook is er geen statistisch significante relatie tussen de graad van de student (bachelor of master) en de mate van prijszensitiveit (groep 1 of groep 2) ($p = 0,389$).

3.2.5.2 Verschil in gekozen daling in de slaatjesprijs tussen verschillende prijsafhankelijke groepen

Om de prijsdaling waarbij men een slaatje i.p.v. een broodje koopt te vergelijken tussen verschillende groepen werd een Mann-Whitney U test uitgevoerd. Hiervoor werden de prijsafhankelijke respondenten uitgesloten, aangezien zij geen prijsdaling hadden aangegeven waarbij hun koopgedrag zou veranderen.

Er is geen significant verschil tussen prijsafhankelijke mannen ($n = 153$) en vrouwen ($n = 218$) (Mann-Whitney $U = 15338,5$, $p = 0,183$). Mannen en vrouwen veranderen hun keuze respectievelijk bij een gemiddelde prijsdaling van € 0,81 (SD = 0,38) en € 0,75 (SD = 0,35), de mediaan ligt bij beide geslachten op € 0,80.

Een vergelijking van prijsafhankelijke kotstudenten ($n = 216$) en niet-kotstudenten ($n = 167$) gaf geen statistisch significante resultaten (Mann-Whitney $U = 17850,5$, $p = 0,861$). Kotstudenten en niet-kotstudenten veranderen hun keuze bij een gemiddelde prijsdaling van € 0,77 (SD = 0,36). De mediaan ligt bij kotstudenten op € 0,80 en bij niet-kotstudenten op € 0,70.

Ook een vergelijking tussen prijsafhankelijke bachelor- ($n = 271$) en masterstudenten ($n = 88$) gaf geen significante resultaten (Mann-Whitney $U = 10731,5$, $p = 0,154$). Bachelorstudenten kopen een slaatje i.p.v. een broodje bij een gemiddelde prijsdaling

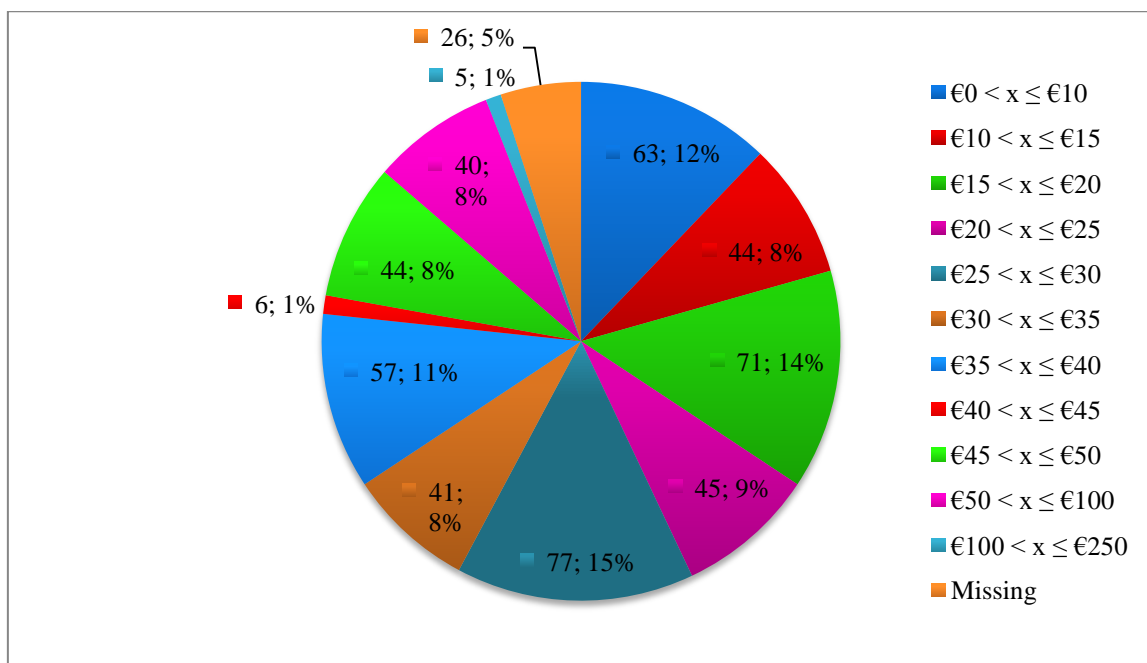
van €0,80 (SD = 0,38), masterstudenten doen dit bij een daling van gemiddeld € 0,73 in de slaatjesprijs (SD = 0,33).

3.2.6 Relatie wekelijkse eetbudget en prijszensitiveit

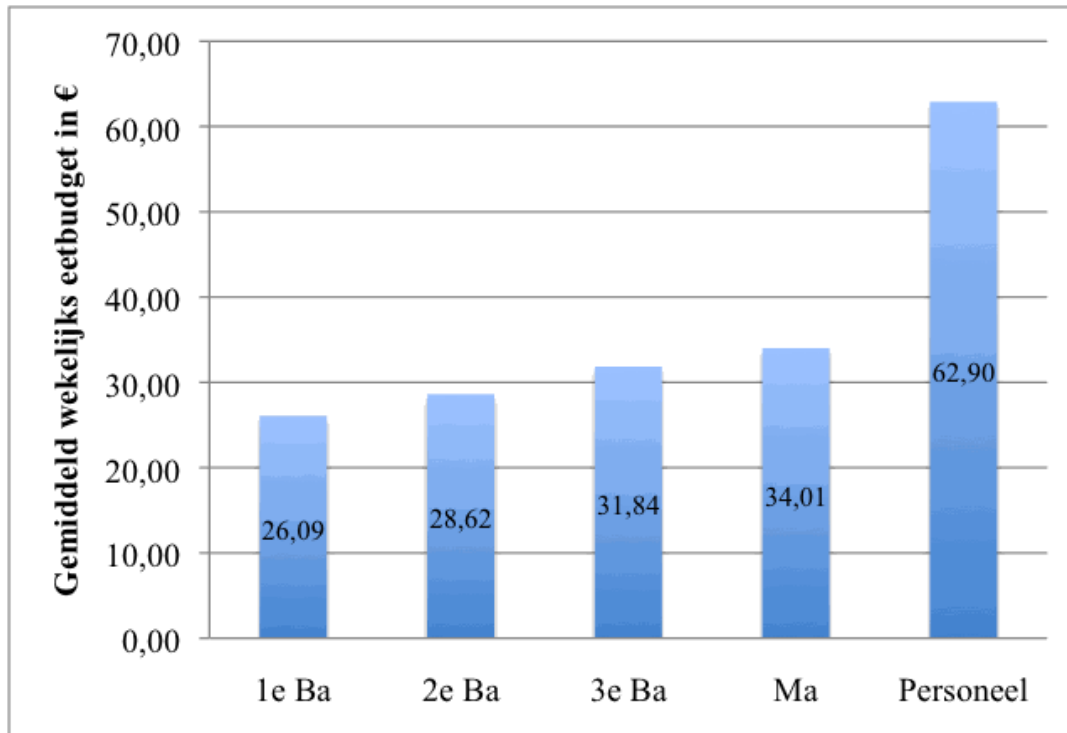
De laatste vraag van de enquête was: ‘Hoeveel euro besteed je wekelijkse aan eten?’.

Figuur 32 toont de heterogeniteit van de antwoorden op deze open vraag (de antwoordcategorieën in de figuur werden bekomen door het transformeren van de variabele).

Figuur 33 stelt grafisch voor hoeveel studenten en personeelsleden gemiddeld wekelijkse spenderen aan eten; studenten uit eerste bachelor gemiddeld € 26,09 (SD = 16,16), studenten uit tweede bachelor gemiddeld € 28,62 (SD = 15,33) en studenten uit derde bachelor gemiddeld € 31,84 (SD = 18,67). Masterstudenten geven wekelijkse gemiddeld € 34,01 (SD = 19,32) uit aan eten, en personeelsleden gemiddeld € 62,90 (SD = 52,57). Om de gemiddelden tussen studenten te vergelijken werd een



Figuur 32: Verdeling wekelijkse eetbudget in de onderzoekspopulatie



Figuur 33: Gemiddeld aantal euro dat men per week uitgeeft aan eten (Ba = Bachelor, Ma = Master)

Kruskal-Wallis test uitgevoerd. Er werd besloten om enkel de gemiddelden tussen studenten te vergelijken aangezien een personeelslid aan de UGent een ander inkomensprofiel heeft dan een gemiddelde student.

Op basis van de beschrijvende statistiek voor de variabele 'budget' in **Bijlage 18** (uitzicht van de Q-Q-plot, significante resultaten van de Kolmogorov-Smirnov test en Shapiro-Wilk test, skewness = 1,314, SE = 0,115 en kurtosis = 2,692, SE = 0,229) kan worden geconcludeerd dat de data voor deze variabele niet-normaal verdeeld is. Het niet-significante resultaat van de Levene's test ($p = 0,185$) is waarschijnlijk te wijten aan de grote steekproefomvang. Op basis van al deze gegevens werd besloten om een Kruskal-Wallis test en geen One-way ANOVA uit te voeren.

Het significante resultaat van de Kruskal-Wallis test (Chi-kwadraat 15,187, $p = 0,002$) geeft aan dat studenten in eerste ($n = 128$), tweede ($n = 120$) en derde bachelor ($n = 88$) en op masterniveau ($n = 116$) verschillen in het gemiddeld aantal euro dat ze wekelijks besteden aan eten. Met zes Mann-Whitney U testen werd nagegaan waar dit verschil

juist zit (**Tabel 7**). Het significantieniveau werd bijgevolg aangepast a.d.h.v. een Bonferroni-correctie ($0,05/6 = 0,00833..$).

Op basis van de resultaten uit **Tabel 7** kan worden besloten dat studenten uit eerste bachelor en masterstudenten verschillen in het aantal euro dat ze wekelijks uitgeven aan eten; masterstudenten geven in het algemeen meer uit dan eerste bachelor studenten.

Tabel 7: Resultaten Mann-Whitney U testen wekelijks eetbudget

Groepen	Mann-Whitney U	p-waarde
1e bachelor en 2e bachelor	6671	0,073
1e bachelor en 3e bachelor	4479,5	0,01
1e bachelor en master	5392	0,0002
2e bachelor en 3e bachelor	4900	0,373
2e bachelor en master	5925,5	0,047
3e bachelor en master	4709	0,342

Om het verband te onderzoeken tussen het aantal euro dat men wekelijks besteedt aan eten en de prijsverandering waarbij men zijn voedingskeuze zou veranderen, werd de Pearson correlatiecoëfficiënt berekend aangezien alle variabelen minstens van intervalniveau zijn. De prijsonafhankelijke respondenten werden steeds (bij het berekenen van de correlatiecoëfficiënt bij de broodjes en de slaatjes) uitgesloten van deze analyse aangezien zij geen prijsverandering hadden aangekruist. Er werd gekozen om de missing values pairwise te benaderen, waardoor data van 472 respondenten werd gebruikt in de analyse van de prijsstijging van de broodjes en 374 respondenten in de analyse van de prijsdaling van de slaatjes.

De positieve correlatiecoëfficiënt ($r = 0,122$) wijst op een positief verband tussen het wekelijkse eetbudget en de gekozen prijsstijging waarbij respondenten hun broodjeskeuze veranderen. De p-waarde ($p = 0,008$) duidt op een significant verband tussen beide variabelen. Hoe meer geld men per week besteedt aan eten, hoe hoger de prijsstijging (van het broodje dat men op het moment van de data-afname had gekocht) is waarbij men een ander broodje zou kopen. De praktische significantie van dit verband wordt in het onderdeel Discussie besproken.

Er bestaat geen significant verband tussen verband tussen het wekelijkse eetbudget en de gekozen prijsdaling waarbij respondenten een slaatje i.p.v. een broodje kiezen ($r = 0,013$, $p = 0,808$).

Wanneer dezelfde analyses opnieuw werden uitgevoerd met exclusie van personeelsleden (aangezien zij een ander inkomensprofiel hebben dan de gemiddelde student, waardoor 338 student-respondenten overbleven voor beide analyses), bleek de relatie tussen het wekelijkse eetbudget en de mate waarin de prijs van een broodje zou moeten toenemen opdat de broodjeskeuze zou veranderen niet meer significant ($r = 0,047$, $p = 0,393$). Het verband tussen het wekelijkse eetbudget en de gekozen prijsdaling waarbij respondenten een slaatje i.p.v. een broodje kiezen bleef niet significant ($r = -0,005$, $p = 0,932$).

4. Discussie

Het voordeel van de pragmatische steekproefmethode is dat deze praktisch, snel, goedkoop en eenvoudig is. Nadelen van deze methode zijn de mogelijkheid van een grote systematische selectiefout, beperkte extrapolatie naar de ganse populatie en de weergave van een oppervlakkig beeld van de realiteit. Om te verifiëren of iemand de resto meerdere malen heeft bezocht in een bepaalde periode zijn persoonlijke gegevens nodig (verzameld via de scanning van de personeels-, studenten- of persoonlijke toegangkaart (Universiteit Gent, 2014b)) waar de onderzoeker geen toegang tot had. De verkoopcijfers van 2013 (aantal verkochte broodjes per dag per resto) vormden dus geen goede bron om de populatie te bepalen waaruit een steekproef werd getrokken. Ook kan niet worden afgegaan op de populatie in de omgeving; geen enkele cafetaria ligt bijvoorbeeld afgezonderd van andere eetmogelijkheden. Daarbij komt dat de afstand tussen cafetaria Campus UZ en resto Boudewijn ongeveer 1 kilometer bedraagt, en het dus mogelijk is dat een deel van de klanten van cafetaria Campus UZ ook klant is bij de cafetaria van resto Boudewijn en omgekeerd. In een gelijkaardige studie, waarbij gedurende een week aan alle bezoekers van een ziekenhuiscafetaria werd gevraagd om deel te nemen aan een korte enquête, was er een respons van 154 ingevulde enquêtes (Block, Chandra, McManus, & Willett, 2010). De auteurs van deze studie vermelden hierbij niet het (gemiddeld) aantal cafetariabezoekers en het aantal uitgedeelde enquêtes

tijdens deze periode van datacollectie, of enig ander cijfer dat een idee geeft van de populatiegrootte. Een andere gelijkaardige studie vermeldt dat 321 enquêtes werden ingevuld bij het verspreiden van 370 enquêtes in de universiteitscafeteria van een afgelegen gebouw waar ongeveer 700 mensen werken (Jeffery, French, Raether, & Baxter, 1994). Geen van deze studies vermelden berekeningen voor de steekproefgrootte en power.

Aan de respondenten werd gevraagd om de enquête slechts éénmaal in te vullen (via de informatie op de achterzijde van de vragenlijst). Er kan niet met zekerheid worden gezegd dat alle enquêtes door verschillende klanten werden ingevuld. De dalende trend in het aantal ingevulde enquêtes over de tijd suggereert echter dat weinig mensen de enquête meerdere malen hebben ingevuld (**Figuur 11**). Het verschil in respons dat de manier van rekrutering (klant persoonlijk aanspreken vs. vragenlijst meegeven met de klant) teweegbracht, wijst er op dat er waarschijnlijk mensen buiten de studie zijn gevallen die de vragenlijst wel hadden ingevuld bij een meer persoonlijke benadering. Ook werd de mening van broodjeskopers tijdens de avonddienst in De Brug niet bevestigd doordat de enquêtes enkel 's middags werden afgenomen.

De vragenlijst bevestigd de perceptie van consumenten omtrent een mogelijke prijsdaling bij één type slaatje (een slaatje mozzarella met sla, tomaat, komkommer wortel, ei, asperges en seldersla, hetgene het meest wordt verkocht in alle drie resto's), terwijl er nog tal van andere mogelijke slaatjes zijn die worden verkocht in de cafeteria's (kaas, ham, zalm etc.).

Omdat de periode van datacollectie vlak voor de examens viel, kan het consumptiepatroon van de klanten in deze periode afwijken van het gewoonlijke patroon. Ook werd het broodjesaanbod na de paasvakantie (17 dagen voor de start van data-afname) aangepast, door onder andere de introductie van het 'Hoevebroodje' en het broodje 'Boulet' op het menu.

De vraag 'Hoeveel euro besteed je wekelijks aan eten?' bleek bij het invoeren van de data te weinig concreet. Voor sommige respondenten was de vraag niet duidelijk,

aangezien sommigen antwoordde met een vraagteken of meerdere antwoorden invulden (bijvoorbeeld het wekelijkse bedrag dat men uitgeeft in de resto en bedrag dat men per week spendeert in totaal, dus zowel in resto als daarbuiten). Bij het invoeren van de data werd in dat geval steeds het totale bedrag, dus hetgene dat men zowel in als naast de resto uitgeeft, ingevuld. Bij de pretest kwam deze onduidelijkheid niet naar voren, aangezien alle respondenten toen ofwel kotstudenten ofwel UGent-personeelsleden waren, en dus enige notie hadden van hun eetbudget. Aan de antwoorden op deze vraag kon dus worden gezien dat de respondenten bij de pretest niet representatief waren voor de onderzoekspopulatie. Voor niet-kotstudenten, studenten die pendelen en/of thuis wonen, was het dus allicht moeilijker om een correct antwoord op deze weinig concrete vraag te formuleren. Het is dus belangrijk de praktische significantie van het correlationeel verband ($r = 0,122$) tussen het wekelijkse eetbudget en de prijsstijgingen van de broodjes binnen deze context te bekijken. Daarbij is het bereik van de antwoorden op deze vraag groot (minimum € 3 en maximum € 250, zie **Figuur 32**), wat er ook op kan duiden dat de vraag niet eenduidig werd geïnterpreteerd door de respondenten. Ook kan de grootte van de steekproef ervoor hebben gezorgd dat het verband significant is.

Een post hoc power analyse wijst uit dat de uiteindelijke steekproefomvang (519 respondenten) voor belangrijke veranderingen in powerniveau zorgt:

Voor de Fisher's Exact test bij de prijsafhankelijke broodjespopulatie (Groep 1 = 264 respondenten en proportie = 0,532, Groep 2 = 232 respondenten en proportie = 0,468) bleek de power te zijn gedaald naar 27% bij een significantieniveau van 0,05 (**Bijlage 3**). Dit in tegenstelling tot de Fisher's Exact test bij de prijsafhankelijke slaatjespopulatie (Prijsafhankelijke groep = 392 respondenten en proportie = 0,771, Prijsonafhankelijke groep = 116 respondenten en proportie = 0,229), waar de power toenam tot bijna 100% bij een significantieniveau van 0,01 (**Bijlage 3**). Voor de Fisher's Exact test bij de prijsafhankelijke slaatjespopulatie (Groep 1 = 188 respondenten en proportie = 0,48, Groep 2 = 204 respondenten en proportie = 0,52) bleek de power te zijn gedaald naar 10% bij een significantieniveau van 0,05 (**Bijlage 3**).

De power van de Mann-Whitney U test om de gemiddelde prijsstijging (van de broodjes) te vergelijken tussen mannen ($n = 208$) en vrouwen ($n = 259$) ligt op bijna

100% bij een significantieniveau van 0,05 (**Bijlage 5**), net als de power van de Mann-Whitney U test om de gemiddelde prijsdaling (van de slaatjes) tussen mannen (n = 153) en vrouwen (n = 218) (**Bijlage 6**).

De power om een correlatie van 0,2 te detecteren tussen het budget van de respondent en de aangegeven prijsverandering (472 respondenten bij de prijsstijgingen van de broodjes en 374 respondenten in de analyse van de prijsdaling van de slaatjes) bij een significantieniveau van 0,01 nam toe tot minimum 90% (**Bijlage 8**).

Deze resultaten van de zogenaamde ‘prijsafhankelijke’ en ‘prijsafhankelijke’ respondenten dienen enigszins genuanceerd te worden geïnterpreteerd, in die zin dat de invulling van de begrippen ‘prijsafhankelijk’ en ‘prijsafhankelijk’ het resultaat is van verwoordingen door de onderzoeker zelf (en deze definities dus niet absoluut zijn). Belangrijk is dat in deze studie de prijs(on)afhankelijkheid bij prijsveranderingen tot € 1,50 werden onderzocht, en dus de verhoudingen bij een bevraging tot prijsveranderingen van bijvoorbeeld € 2,00 er anders zouden kunnen uitzien.

5. Conclusie

De vraag naar ‘een broodje’ (d.w.z. alle broodjes samen als één product beschouwd) is bij elke prijsverandering (toename in de prijs) elastisch, wat betekent dat de gevraagde hoeveelheid naar verhouding meer verandert dan de prijs. De vraag naar een slaatje is niet bij elke prijsverandering (daling in de prijs) elastisch. De gevraagde hoeveelheid reageert steeds (bij elke prijsverandering) minder sterk op een afname in de slaatjesprijs dan op een toename in de broodjesprijs. Bijna een kwart van de studiebevolking zegt geen slaatje i.p.v. een broodje te kopen wanneer een slaatje meer dan anderhalve euro daalt in prijs, terwijl slechts 3% aangeeft geen ander broodje te kopen bij een prijsstijging van meer dan anderhalve euro. Opvallend is dat meer dan de helft van de respondenten die zelfs bij een daling van meer dan anderhalve euro in de prijs van een slaatje géén slaatje zouden kopen, de smaak van een slaatje als barrière beschouwd. Ook gaven 21 respondenten oftewel 4% van de totale steekproefbevolking aan met een slaatje en een piccolobroodje onvoldoende te eten, terwijl een slaatje gemiddeld meer weegt.

De respondenten die hun keuze in de resto wél wijzigen bij een prijsverandering, reageren het sterkst op een prijsstijging van € 0,50 in de gewogen gemiddelde broodjesprijs (€ 2,34), en op een prijsdaling van € 1,00 in de prijs van een slaatje met een klein broodje (€ 2,80). In het algemeen reageren kopers ook sterker op kleine stijgingen in de broodjesprijs dan op kleine dalingen in de slaatjesprijs; tot prijsveranderingen van veertig eurocent ligt de prijselasticiteit van de vraag naar een broodje minstens 3 keer hoger dan de prijselasticiteit van de vraag naar een slaatje.

Op basis van deze resultaten kan worden vermoed dat de meest efficiënte manier om de voedingskeuze van de klanten in de resto's te beïnvloeden het duurder maken van de (minder gezonde) broodjes is, en niet het goedkoper maken van de slaatjes. Belangrijk hierbij is dat bij de berekening van de prijselasticiteit per broodje, gebleken is dat deze niet altijd overeenkomt met de prijselasticiteit voor alle broodjes samen. Om dit nader te onderzoeken zou men de perceptie van consumenten omtrent prijsveranderingen van twee producten (een minder gezond product met één bepaalde prijs, bijv. één soort broodje, en een gezond product met één bepaalde prijs) analoog kunnen bevragen in de resto.

Een prijsdaling van vijftig cent of meer in de aankoopprijs van een piccolobroodje met een slaatje zorgt voor een gelijke of toenemende marktomszet. Omdat de onderzoeker niet beschikte over de informatie omtrent de kosten die hierbij worden gemaakt, staat een toenemende marktomszet niet per se gelijk aan een toename in winst. Omdat de prijselasticiteit per broodje verschilt van deze voor alle broodjes samen, kan geen valide uitspraak gemaakt worden omtrent de marktomszet voor de broodjes als geheel.

Het significante resultaat van de vergelijkende test tussen mannen en vrouwen voor de aangegeven prijsstijging waarbij men zijn broodjeskeuze zou veranderen (Mann-Whitney U test), wijst er op dat vrouwen vermoedelijk minder gevoelig zijn voor prijsstijgingen zijn dan mannen, in die zin dat zij in het algemeen een broodje waarschijnlijk 'duurder laten worden' vooraleer zij hun broodjeskeuze gaan veranderen. Het resultaat van een Fisher's Exact test geeft aan dat er een statistisch significante relatie bestaat tussen geslacht en het prijsafhankelijk zijn; als een slaatje in prijs daalt,

zijn er significant meer vrouwen dan mannen die een slaatje kopen i.p.v. een broodje (bijna 6 op 10 prijsafhankelijke respondenten bij een dalende slaatjesprijs is vrouw). Dit wijst er op dat vrouwen mogelijk gevoeliger zijn voor prijsdalingen dan mannen. Verder onderzoek zou kunnen uitwijzen of dit verschil te wijten is aan bijvoorbeeld een hoger bewustzijn rond gezond eten bij vrouwen.

In deze studie was er echter geen sprake van een genderevenwicht, en werd er meer data van vrouwen geanalyseerd. Onder studenten werd er voor dezelfde analyses, zowel voor een stijgende broodjesprijs als een dalende slaatjesprijs, geen significant effect of verschil gevonden voor studiegraad (bachelor of master) of het al dan niet kotstudent zijn.

Masterstudenten geven in het algemeen wekelijks meer uit aan eten dan eerste bachelor studenten. Er is geen verband tussen het budget dat men wekelijks uitgeeft aan eten en de mate van prijs sensitiviteit, al kan een verbetering van de vraagstelling, waarbij duidelijk wordt gevraagd naar het totale eetbudget en niet enkel het bedrag dat men uitgeeft in de resto, meer inzicht brengen in de rol van budget bij de voedingskeuze in de resto.

Literatuurlijst

- An, R. (2013). Effectiveness of Subsidies in Promoting Healthy Food Purchases and Consumption: A Review of Field Experiments. *Public Health Nutrition, 16*(7), 1215–1228.
- Andreyeva, T., Long, M. W., & Brownell, K. D. (2010). The impact of food prices on consumption: a systematic review of research on the price elasticity of demand for food. *American Journal of Public Health, 100*(2), 216–222.
- Block, J. P., Chandra, A., McManus, K. D., & Willett, W. C. (2010). Point-of-purchase price and education intervention to reduce consumption of sugary soft drinks. *American Journal of Public Health, 100*(8), 1427–1433.
- Chandon, P., & Wansink, B. (2012). Does food marketing need to make us fat? A review and solutions. *Nutrition Reviews, 70*(10), 571–593.
- Chriqui, J. F., Eidson, S. S., Bates, H., Kowalczyk, S., & Chaloupka, F. J. (2008). State sales tax rates for soft drinks and snacks sold through grocery stores and vending machines, 2007. *Journal of Public Health Policy, 29*, 226–249.
- Deliens, T., Clarys, P., De Bourdeaudhuij, I., & Deforche, B. (2014). Determinants of eating behaviour in university students: a qualitative study using focus group discussions. *BMC Public Health, 14*(53).
- French, S. (2003). Pricing effects on food choices. *Journal of Nutrition, 133*(3), 841S–843S.
- French, S., Jeffery, R., Story, M., Breitlow, K., Baxter, J., Hannan, P., & Snyder, M. (2001). Pricing and promotion effects on low-fat vending snack purchases: The CHIPS study. *American Journal of Public Health, 91*, 112–117.
- French, S., & Stables, G. (2003). Environmental interventions to promote vegetable and fruit consumption among youth in school settings. *Preventive Medicine, 37*, 593–610.
- French, S., Story, M., Hannan, P., Breitlow, K., Jeffery, R., Baxter, J., & Snyder, M. (1999). Cognitive and demographic correlates of low-fat vending snack choices among adolescents and adults. *Journal of the American Dietetic Association, 99*, 471–475.
- French, S., Story, M., Jeffery, R., Snyder, P., Eisenberg, M., Sidebottom, A., & Murray, D. (1997). Pricing strategy to promote fruit and vegetable purchase in high school cafeterias. *Journal of the American Dietetic Association, 97*(9), 1008–1010.
- Glanz, K., Basil, M., Maibach, E., Goldberg, J., & Snyder, D. (1998). Why Americans eat what they do: taste, nutrition, cost, convenience, and weight control concerns as influences on food consumption. *Journal of the American Dietetic Association, 98*, 1118–1126.
- Hannan, P., French, S., Story, M., & Fulkerson, J. (2002). A pricing strategy to promote sales of lower fat foods in high school cafeterias: acceptability and sensitivity analysis. *American Journal of Health Promotion, 17*(1), 1–6.
- Horgen, K., & Brownell, K. (2002). Comparison of price change and health message interventions in promoting healthy food choices. *Health Psychology, 21*, 505–512.

- Jaeger, S. R., & Rose, J. M. (2008). Stated choice experimentation, contextual influences and food choice: A case study. *Food Quality and Preference*, 19, 539–564.
- Jeffery, W., French, S., Raether, C., & Baxter, E. (1994). An Environmental Intervention to Increase Fruit and Salad Purchases in a Cafeteria. *Preventive Medicine*, 23(6), 788-792.
- Kliff, S. (2013). Denmark scraps world's first fat tax, *The Washington Post*, pp. Opgehaald 16 september, 2013, van <http://www.washingtonpost.com/blogs/wonkblog/wp/2012/2011/2013/denmark-scraps-worlds-first-fat-tax/>
- Kottke, T. E., Pronk, N. P., Katz, A. S., Tillema, J. O., & Flottemesch, T. J. (2013). The effect of price reduction on salad bar purchases at a corporate cafeteria. *Preventing Chronic Disease*, 10.
- Kroes, E. P., & Sheldon, R. J. (1988). Stated Preference Methods: An Introduction. *Journal of Transport Economics and Policy*, 22(1), 11-25.
- Lachat, C. (2011). Eating out as a lifestyle driver of dietary intake: situation and policy options. Doctoral thesis. Ghent University.
- Mankiw, N. G. (2004). *Kernbegrippen van economie*. Den Haag: Academic Service.
- Mytton, O., & Clarke, D. (2012). Taxing unhealthy food and drinks to improve health. *British Medical Journal*, 344.
- OECD. (2012). *Consumption tax trends 2012: VAT/GST and excise rates, trends and administration issues*. Opgehaald 13 september, 2013, van
- Smed, S., & Robertson, A. (2012). Are taxes on fatty foods having their desired effects on health? *British Medical Journal*, 345.
- Solheim, R., & Lawless, H. (1996). Consumer purchase probability affected by attitude toward low fat foods, liking, private body consciousness and information on fat and price. *Food Quality and Preference*, 7, 137-143.
- Thow, A. M., Heywood, P., Leeder, S., & Burns, L. (2010). The global context for public health nutrition taxation. *Public Health Nutrition*, 14(1), 176–186.
- TNS Opinion & Social. (2012). *Special Eurobarometer 389 / Wave EB77.2 Europeans' attitudes towards food security, food quality and the countryside*. Opgehaald 15 augustus, 2013, van http://ec.europa.eu/public_opinion/archives/ebs/ebs_2389_en.pdf
- United Nations. (2011). Report of the Secretary-General on the prevention and control of non-communicable diseases (A/66/83). Opgehaald 15 september, 2013, van <http://www.un.org/en/ga/ncdmeeting2011/documents.shtml>
- Van Nieuwenhove, H. (2012). Gezonde eetpatronen stimuleren is uitdaging voor de horeca:
- UGent en Tropisch Instituut onderzoeken relatie voeding en gezondheid. *Horeca Vlaanderen Krant*, 34.
- Vandevijvere, S., Lachat, C., Kolsteren, P., & Van Oyen, H. (2009). Eating out of home in Belgium: current situation and policy implications. *British Journal of Nutrition*, 102, 921–928.
- World Health Organization. (2003). Information sheet on obesity and overweight.
- World Health Organization. (2004). *Global strategy on diet, physical activity and health*. Opgehaald 10 september, 2013, van http://www.who.int/dietphysicalactivity/strategy/eb11344/strategy_english_web.pdf

Bijlagen

Bijlage 1: Vragenlijst

(voorzijde vragenlijst)

Beste broodjesfan,

Als studente Gezondheidsvoorlichting en –bevordering aan de UGent doe ik onderzoek naar de perceptie van consumenten bij de keuze van een broodje. Het zou een enorme hulp zijn indien je deze korte vragenlijst wil invullen en achteraf terugbezorgen in de doos 'ENQUÊTE BROODJES' die aan de ingang van de resto staat. De vragenlijst in de doos steken betekent dat je de info op de achterzijde hebt gelezen en goedgekeurd (gelieve deze grondig na te lezen), en dat je je toestemming geeft voor deelname aan de vragenlijst.

<input type="checkbox"/> STUDENT	M [] V []	LEEFTIJD:.....JAAR
<input type="checkbox"/> 1 ^o Bachelor		
<input type="checkbox"/> 2 ^o Bachelor	FACULTEIT:.....	
<input type="checkbox"/> 3 ^o Bachelor		
<input type="checkbox"/> Master	KOTSTUDENT:	
	<input type="checkbox"/> JA	
<input type="checkbox"/> PERSONEEL UGENT	<input type="checkbox"/> NEEN	

1. Welk broodje heb je vandaag gekocht?

2. Stel dat jouw broodje in prijs wordt verhoogd, terwijl de andere broodjes niet van prijs veranderen. Zet een kruisje bij de prijsstijging (in €) waarbij je een ander broodje zou kopen:

+0,10	+0,20	+0,30	+0,40	+0,50	+0,60	+0,70	+0,80	+0,90	+1,00	+1,10	+1,20	+1,30	+1,40	+1,50

OF Ik zou hetzelfde broodje kopen, zelfs bij een prijsstijging van meer dan €1,50 omdat:

.....

3. Een klein onbelegd piccolobroodje met een slaatje (sla, wortel, ei, tomaat, komkommer, asperges, seldersla en mozzarella) kost in de resto €2,80. Stel dat de prijs van een piccolobroodje met een slaatje wordt verlaagd, terwijl de broodjes niet van prijs veranderen. Zet een kruisje bij de prijsdaling (in €) waarbij je een piccolobroodje met een slaatje i.p.v. een broodje zou kopen:

-0,10	-0,20	-0,30	-0,40	-0,50	-0,60	-0,70	-0,80	-0,90	-1,00	-1,10	-1,20	-1,30	-1,40	-1,50

OF Ik koop geen piccolobroodje met slaatje, zelfs als de prijs met meer dan €1,50 daalt omdat:

.....

4. Hoeveel euro besteed je wekelijks aan eten? €.....

(achterzijde vragenlijst)

Doel van het onderzoek

We onderzoeken de verhouding van de prijs van een broodje tot de vraag ernaar in de cafetaria's Campus UZ, Boudewijn en De Brug van de UGent. Daarmee willen we voorspellen hoe een verandering in prijs de vraag zal beïnvloeden.



Instructies

Gelieve na het invullen van deze enquête het briefje in de doos te deponeren waarop 'ENQUÊTE BROODJES' staat. Deze doos staat aan de ingang van de resto. Deze doos zal tot 23/05/2014 in de resto blijven staan.

Het duurt ongeveer drie minuten om deze vragenlijst in te vullen. Je kan de vragenlijst slechts éénmaal invullen. Alle informatie wordt vertrouwelijk behandeld. Inzending van de vragenlijst impliceert toestemming tot deelname.

Dit project werd ter beoordeling en controle aan het Ethisch Comité van het UZ Gent voorgelegd en goedgekeurd. Deze goedkeuring moet niet beschouwd worden als een motivatie tot deelname aan deze studie; je bent uiteraard volkomen vrij om deel te nemen of niet. Je kan weigeren de vragenlijst in te vullen zonder dat je hiervoor een reden moet opgeven. Aan deze studie zijn ook geen bijkomende kosten verbonden, noch enig financieel voordeel.

Indien je opmerkingen of vragen hebt kan je me contacteren via Tess.Bertels@UGent.be.

Alvast bedankt voor je medewerking!

Bijlage 2: Steekproefgrootte Fisher's exact test a.d.h.v. SAS Power and Sample Size

Fisher's Exact Conditional Test for Two Proportions

Fixed Scenario Elements

Distribution	Exact conditional
Method	Walters normal approximation
Number of Sides	2
Alpha	0.05
Nominal Power	0.8
Group 1 Weight	1
Group 2 Weight	1

Index	Actual		Power	Total
	Proportion1	Proportion2		
1	0.10	0.90	0.842	16
2	0.20	0.80	0.801	26
3	0.30	0.70	0.813	58
4	0.40	0.60	0.801	214
5	0.49	0.51	0.800	19820
6	0.60	0.40	0.801	214
7	0.70	0.30	0.813	58
8	0.80	0.20	0.801	26
9	0.90	0.10	0.842	16

**Bijlage 3: Post hoc resultaat berekening power- en steekproefgrootte Fisher's exact test
a.d.h.v. SAS Power and Sample Size**

Fisher's Exact Conditional Test for Two Proportions

Distribution	Exact conditional
Method	Walters normal approximation
Number of Sides	2
Group 1 Proportion	0.532
Group 2 Proportion	0.468
Group 1 Sample Size	264
Group 2 Sample Size	232

Index	Alpha	Power
1	0.05	0.266
2	0.01	0.107

Group 1 Proportion	0.771
Group 2 Proportion	0.229
Group 1 Sample Size	392
Group 2 Sample Size	116

Index	Alpha	Power
1	0.05	>.999
2	0.01	>.999

Group 1 Proportion	0.48
Group 2 Proportion	0.52
Group 1 Sample Size	188
Group 2 Sample Size	204

Index	Alpha	Power
1	0.05	0.106
2	0.01	0.030

Bijlage 4: Steekproefgrootte Mann-Whitney U test a.d.h.v. SAS Power and Sample Size

Wilcoxon-Mann-Whitney Test

Fixed Scenario Elements

Method	O'Brien-Castelloe approximation
Number of Sides	2
Alpha	0.05
Group 1 Variable	Group 1, Var 1
Group 2 Variable	Group 2, Var 1
Nominal Power	0.8
Pooled Number of Bins	17
Group 1 Weight	1
Group 2 Weight	1
NBins Per Group	1000

Computed N Total

Actual	N
Power	Total
0.802	74

**Bijlage 5: Post hoc resultaat berekening power- en steekproefgrootte Mann-Whitney U test
a.d.h.v. SAS Power and Sample Size broodjes**

Wilcoxon-Mann-Whitney Test

Fixed Scenario Elements

Method	O'Brien-Castelloe approximation
Number of Sides	2
Alpha	0.05
Group 1 Variable	Group 1, Var 1
Group 2 Variable	Group 2, Var 1
Group 1 Sample Size	208
Group 2 Sample Size	219
Pooled Number of Bins	17
NBins Per Group	1000

Computed Power

Power

>.999

**Bijlage 6: Post hoc resultaat berekening power- en steekproefgrootte Mann-Whitney U test
a.d.h.v. SAS Power and Sample Size slaatjes**

Wilcoxon-Mann-Whitney Test	
Fixed Scenario Elements	
Method	O'Brien-Castelloe approximation
Number of Sides	2
Alpha	0.05
Group 1 Variable	Group 1, Var 1
Group 2 Variable	Group 2, Var 1
Group 1 Sample Size	153
Group 2 Sample Size	218
Pooled Number of Bins	17
NBins Per Group	1000
Computed Power	
Power	
>.999	

Bijlage 7: Steekproefgrootte Pearson correlatie a.d.h.v. SAS Power and Sample Size

Fisher's z Test for Pearson Correlation				
Fixed Scenario Elements				
Distribution	Fisher's z transformation of r			
Method	Normal approximation			
Number of Sides	2			
Nominal Alpha	0.05			
Nominal Power	0.8			
Null Correlation	0			
Number of Variables Partialled Out	0			
Index	Corr	Actual Alpha	Actual Power	N Total
1	0.1	0.0500	0.800	782
2	0.2	0.0500	0.800	193
3	0.3	0.0500	0.800	84
4	0.4	0.0500	0.802	46
5	0.5	0.0499	0.814	29
6	0.6	0.0497	0.813	19
7	0.7	0.0492	0.816	13
8	0.8	0.0478	0.817	9
9	0.9	0.0419	0.808	6

Bijlage 8: Post hoc resultaat berekening power- en steekproefgrootte Pearson correlatie a.d.h.v. SAS Power and Sample Size

Fisher's z Test for Pearson Correlation					
Fixed Scenario Elements					
Distribution	Fisher's z transformation of r				
Method	Normal approximation				
Number of Sides	2				
Null Correlation	0				
Number of Variables Partialled Out	0				
Computed Power					
Index	Nominal		N Total	Actual	
	Alpha	Corr		Alpha	Power
1	0.05	0.1	472	0.05	0.585
2	0.05	0.1	374	0.05	0.490
3	0.05	0.2	472	0.05	0.993
4	0.05	0.2	374	0.05	0.974
5	0.05	0.3	472	0.05	>.999
6	0.05	0.3	374	0.05	>.999
7	0.05	0.4	472	0.05	>.999
8	0.05	0.4	374	0.05	>.999
9	0.05	0.5	472	0.05	>.999
10	0.05	0.5	374	0.05	>.999
11	0.05	0.6	472	0.05	>.999
12	0.05	0.6	374	0.05	>.999
13	0.05	0.7	472	0.05	>.999
14	0.05	0.7	374	0.05	>.999
15	0.05	0.8	472	0.05	>.999

16	0.05	0.8	374	0.05	>.999
17	0.05	0.9	472	0.05	>.999
18	0.05	0.9	374	0.05	>.999
19	0.01	0.1	472	0.01	0.344
20	0.01	0.1	374	0.01	0.261
21	0.01	0.2	472	0.01	0.966
22	0.01	0.2	374	0.01	0.909
23	0.01	0.3	472	0.01	>.999
24	0.01	0.3	374	0.01	>.999
25	0.01	0.4	472	0.01	>.999
26	0.01	0.4	374	0.01	>.999
27	0.01	0.5	472	0.01	>.999
28	0.01	0.5	374	0.01	>.999
29	0.01	0.6	472	0.01	>.999
30	0.01	0.6	374	0.01	>.999
31	0.01	0.7	472	0.01	>.999
32	0.01	0.7	374	0.01	>.999
33	0.01	0.8	472	0.01	>.999
34	0.01	0.8	374	0.01	>.999
35	0.01	0.9	472	0.01	>.999
36	0.01	0.9	374	0.01	>.999

Bijlage 9: Broodjesaanbod in de 11 cafetaria's van de UGent

Er is ook een "ecologisch broodje" verkrijgbaar met afwisselend keuze uit: zeeviersla, champignonsalade, houmous, americano, tartin'O, tofu salade en seitan-curry salade.

Soort beleg	Beschrijving	Prijs broodje	Prijs stokbrood (wit/meergranen)
Tomaat-mozzarella	Mozzarella, half-gedroogde tomaatjes en sla	€ 1,50	€ 2,40
Boulet	Gevogelte boulet, geroosterde ui, Bicky-dressing en augurk	€ 1,40	€ 2,20
Kaas	Kaas, tomaat, sla, komkommer, ei en mayonaise	€ 1,30	€ 2,00
Kip curry	Kip, tomaat, sla, komkommer en ei	€ 1,30	€ 2,10
Kruidenkaas	Kruidenkaas, tomaat, sla, komkommer en ei	€ 1,20	€ 1,90
Préparé	Préparé, tomaat, sla, komkommer en ei	€ 1,30	€ 2,00
Ham	Ham, tomaat, sla, komkommer, ei en mayonaise	€ 1,30	€ 2,10
Kabeljauwsalade	Kabeljauwsalade, tomaat, sla, komkommer, ei	€ 1,50	€ 2,30
Ecologisch	Wisselend vegetarisch broodbeleg	€ 1,50	€ 2,50
Kip curry Hawaï	Kip, sla, komkommer, ei en ananas	€ 1,30	€ 2,10
Gerookte zalm-kruidenkaas	Kruidenkaas, gerookte zalm en uiblokjes	€ 1,40	€ 2,30
Martino	Préparé, tomaat, augurk, mosterd en tabasco	€ 1,30	€ 2,10
Maison	Ham, kaas, tomaat, sla, ei, augurk, mayonaise en cocktailsaus	€ 1,40	€ 2,20
Tropical	Ham, kaas, sla, ei, komkommer, ananas en cocktailsaus	€ 1,40	€ 2,20
Hoevebroodje	Geitenkaas, gebakken spek, appeltjes en tuinkers	€ 1,50	€ 2,30
Hoevebroodje vegetarisch	Geitenkaas, honing, appeltjes en tuinkers	€ 1,50	€ 2,30

Bijlage 10: Advies Ethisch Comité van het Universitair Ziekenhuis Gent



Afz: Commissie voor Medische Ethiek

Maatschappelijke Gezondheidszorg
Blok A - 2de Verdieping
Prof. dr. Lieven ANNEMANS
ALHIER

COMMISSIE VOOR MEDISCHE ETHIEK

Voorzitter:
Prof. Dr. D. Matthys
Secretaris:
Prof. Dr. K. Vandewoude

CONTACT	TELEFOON	FAX	E-MAIL
Secretariaat	+32 (0)9 332 56 13 +32 (0)9 332 59 25	+32 (0)9 332 49 62	ethisch.comite@ugent.be
UW KENMERK	ONS KENMERK	DATUM	KOPIE
	2014/0484	06-mei-14	Zie "CC"

BETREFT Advies voor monocentrische studie met als titel:

De impact van voedselteksten en -subsidies op de consumptie van ongezonde voeding: onderzoek naar de prijselasticiteit van de broodjes in studentenrestaurants. Scriptie Tess Bertels
Belgisch Registratienummer: B670201421041

Fase (Phase): NVT/NA

- * Adviesaanvraagformulier dd. 29/04/2014
- * Begeleidende brief dd. 29/04/2014
- * (Patienten)informatie- en toestemmingsformulier
- * Protocol
- * Vragenlijsten: vragenlijst prijselasticiteit broodjes studentenresto's Ugent

Advies werd gevraagd door: Prof. dr. L. ANNEMANS ; Hoofdonderzoeker

BOVENVERMELDE DOCUMENTEN WERDEN DOOR HET ETHISCH COMITÉ BEOORDEELD.

ER WERD EEN POSITIEF ADVIES GEGEVEN OVER DIT PROTOCOL OP 05/05/2014. INDIEN DE STUDIE NIET WORDT OPGESTART VOOR 05/05/2016, VERVALT HET ADVIES EN MOET HET PROJECT TERUG INGEDIEND WORDEN.

Vooraleer het onderzoek te starten dient contact te worden genomen met Bimetra Clinics (09/332 05 00).

THE ABOVE MENTIONED DOCUMENTS HAVE BEEN REVIEWED BY THE ETHICS COMMITTEE. A POSITIVE ADVICE WAS GIVEN FOR THIS PROTOCOL ON 05/05/2014. IN CASE THIS STUDY IS NOT STARTED BY 05/05/2016, THIS ADVICE WILL BE NO LONGER VALID AND THE PROJECT MUST BE RESUBMITTED.

Before initiating the study, please contact Bimetra Clinics (09/332 05 00).

**DIT ADVIES WORDT OPGENOMEN IN HET VERSLAG VAN DE VERGADERING VAN HET ETHISCH COMITÉ VAN 20/05/2014
THIS ADVICE WILL APPEAR IN THE PROCEEDINGS OF THE MEETING OF THE ETHICS COMMITTEE OF 20/05/2014**

- ° *Het Ethisch Comité werkt volgens 'ICH Good Clinical Practice' - regels*
- ° *Het Ethisch Comité beklemtoont dat een gunstig advies niet betekent dat het Comité de verantwoordelijkheid voor het onderzoek op zich neemt. Bovendien dient U er over te waken dat Uw mening als betrokken onderzoeker wordt weergegeven in publicaties, rapporten voor de overheid enz., die het resultaat zijn van dit onderzoek.*
- ° *In het kader van 'Good Clinical Practice' moet de mogelijkheid bestaan dat het farmaceutisch bedrijf en de autoriteiten inzage krijgen van de originele data. In dit verband dienen de onderzoekers erover te waken dat dit gebeurt zonder schending van de privacy van de proefpersonen.*
- ° *Het Ethisch Comité benadrukt dat het de promotor is die garant dient te staan voor de conformiteit van de anderstalige informatie- en toestemmingsformulieren met de Nederlandstalige documenten.*
- ° *Geen enkele onderzoeker betrokken bij deze studie is lid van het Ethisch Comité.*
- ° *Alle leden van het Ethisch Comité hebben dit project beoordeeld. (De ledenlijst is bijgevoegd)*

Muriel Fouquet
Tel: 09/332 33 36
Muriel.fouquet@uzgent.be

Universitair Ziekenhuis Gent
De Pintelaan 185, B-9000 Gent
www.uzgent.be

Bijlage 12: Codering variabelen

student_personeel

1 = 1e bachelor

2 = 2e bachelor

3 = 3e bachelor

4 = master

5 = personeel

geslacht

1 = man

2 = vrouw

leeftijd

discrete variabele (aantal jaren)

faculteit

1 = Geneeskunde en Gezondheidswetenschappen

2 = Ingenieurswetenschappen en Architectuur

3 = Psychologie en Pedagogische Wetenschappen

4 = Farmaceutische Wetenschappen

5 = Letteren en Wijsbegeerte

6 = Rechtsgeleerdheid

7 = Wetenschappen

8 = Economie en Bedrijfskunde

9 = Diergeneeskunde

10 = Bio-ingenieurswetenschappen

11 = Politieke en Sociale Wetenschappen

kotstudent

1 = kotstudent

2 = geen kotstudent

broodje

1 = Stokbr. Kaas

2 = Stokbr. Maison

3 = Stokbr. Hoevebroodje

4 = Stokbr. Hoevebroodje vegetarisch

5 = Stokbr. Tomaat-Mozzarella

6 = Stokbr. GerZalm-KrKaas

7 = Stokbr. Tropical

8 = Stokbr. Boulet

9 = Stokbr. Kip curry

10 = Stokbr. Kip curry Hawaï

11 = Stokbr. Ecologisch

12 = Stokbr. Martino

13 = Stokbr. Ham

14 = Stokbr. Préparé

15 = Stokbr. Kruidenkaas

16 = Stokbr. Kabeljauwsalade

17 = Broodje Kaas

18 = Broodje Maison

19 = Broodje Hoevebroodje

20 = Broodje Hoevebroodje vegetarisch

21 = Broodje Tomaat-Mozzarella

22 = Broodje GerZalm-KrKaas

- 23 = Broodje Tropical
- 24 = Broodje Boulet
- 25 = Broodje Kip curry
- 26 = Broodje Kip curry Hawaï
- 27 = Broodje Ecologisch
- 28 = Broodje Martino
- 29 = Broodje Ham
- 30 = Broodje Préparé
- 31 = Broodje Kruidenkaas
- 32 = Broodje Kabeljauwsalade
- 33 = Stokbr. Brie
- 34 = Stokbr. Pick-Nick

prijsstijging_broodje (in €)

- 1 = 0,1
- 2 = 0,2
- 3 = 0,3
- 4 = 0,4
- 5 = 0,5
- 6 = 0,6
- 7 = 0,7
- 8 = 0,8
- 9 = 0,9
- 10 = 1
- 11 = 1,1
- 12 = 1,2
- 13 = 1,3
- 14 = 1,4

15 = 1,5

16 = prijsafhankelijk

reden_broodje (pp. = proefpersoon)

1 = smaak (broodje het lekkerste vinden/alleen dit broodje lusten)

2 = een ecologisch broodje is een duurzaam broodje

3 = ik ben vegetariër

4 = overig:

pp. 44: 'niet geïnteresseerd'

pp. 179: 'liever beleg op mijn broodje'

pp. 292: 'het is sowieso al goedkoop in De Brug'

pp. 321: 'het blijft een mooie prijs'

pp. 412: 'het is beter voor het milieu en gezonder'

pp. 508: 'ik eet altijd waar ik zin in heb'

prijzdaling_slaatje (in €)

1 = 0,1

2 = 0,2

3 = 0,3

4 = 0,4

5 = 0,5

6 = 0,6

7 = 0,7

8 = 0,8

9 = 0,9

10 = 1

11 = 1,1

12 = 1,2

13 = 1,3

14 = 1,4

15 = 1,5

16 = prijsafhankelijk

reden_slaatje (pp. = proefpersoon)

1 = smaak (andere zaken vindt men lekkerder of men lust geen/eet niet graag een slaatje)

2 = onvoldoende gegeten

3 = voorkeur voor vlees/vis in een slaatje

4 = overig:

pp. 142: 'ik eet dit nooit'

pp. 197: 'de prijzen van de broodjes niet veranderen'

pp. 210: 'geen interesse'

pp. 227: 'hangt van omstandigheden af; misschien broodje onderweg eten en slaatje niet'

pp. 241: 'ik koop een slaatje als ik er zin in heb, en niet op prijsbasis'

pp. 242 & pp. 376: 'ik eet grote broodjes'

pp. 307: 'ik eet geen kaas'

pp. 356: 'het zijn 2 verschillende zaken'

pp. 380: 'familiale redenen'

pp. 409: 'ik koop liever een koude schotel dan een slaatje'

pp. 420: 'ik wil beleg op mijn brood'

pp. 540: 'ik van afwisseling houd'

pp. 550: 'broodjes gemakkelijker zijn'

budget

continue variabele

resto

1 = Campus UZ

2 = De Brug

3 = Boudewijn

datum

1 = 08-05-2014

2 = 09-05-2014

3 = 12-05-2014

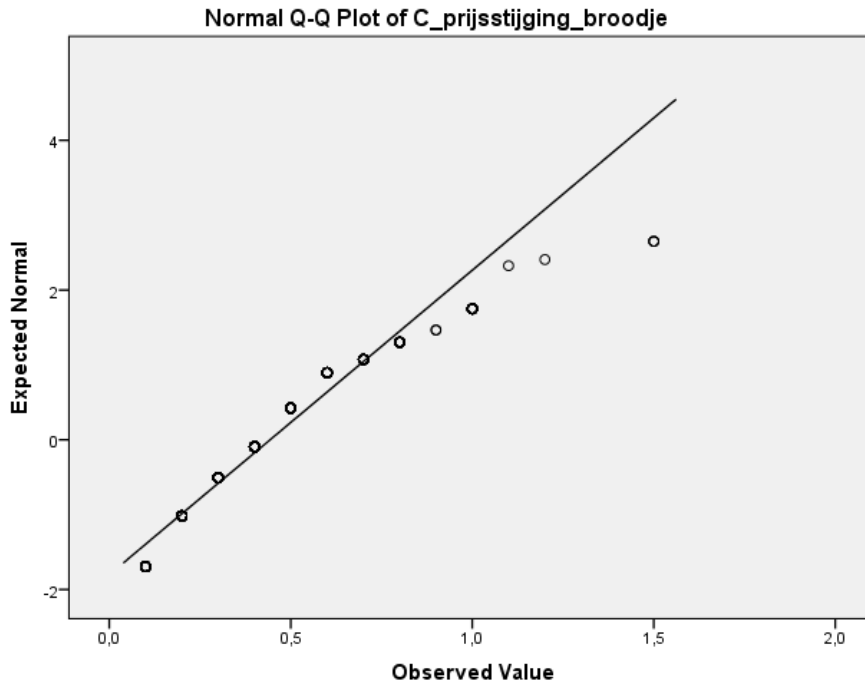
4 = 13-05-2014

5 = 14-05-2014

proefpersoonnummer

discrete variabele`

Bijlage 13: Beschrijvende statistiek van de variabele prijsstijging broodjes

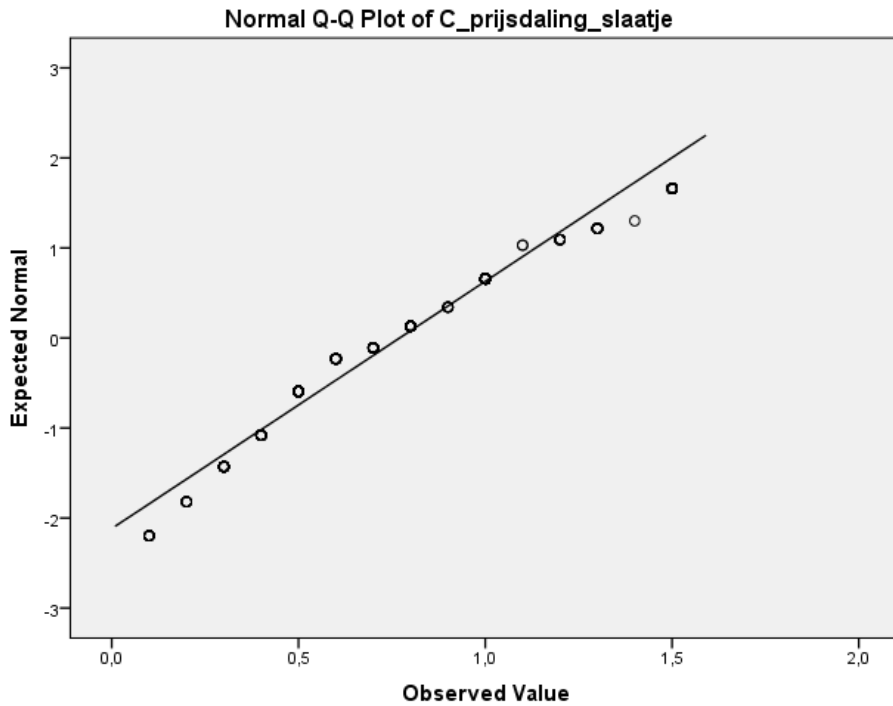


	Statistic	Std. Error
C_prijsstijging_broodje Mean	0,4431	0,01103
95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound: 0,4214 Upper Bound: 0,4647	
5% Trimmed Mean	0,4272	
Median	0,4000	
Variance	0,060	
Std. Deviation	0,24593	
Minimum	0,10	
Maximum	1,50	
Range	1,40	
Interquartile Range	0,20	
Skewness	1,091	0,110
Kurtosis	1,719	0,219

	<i>Kolmogorov-Smirnov^a</i>			<i>Shapiro-Wilk</i>		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
C_prijsstijging_broodje	0,203	497	4,5568E-57	0,905	497	4,5742E-17

a. Lilliefors Significance Correction

Bijlage 14: Beschrijvende statistiek van de variabele prijsdaling slaatjes



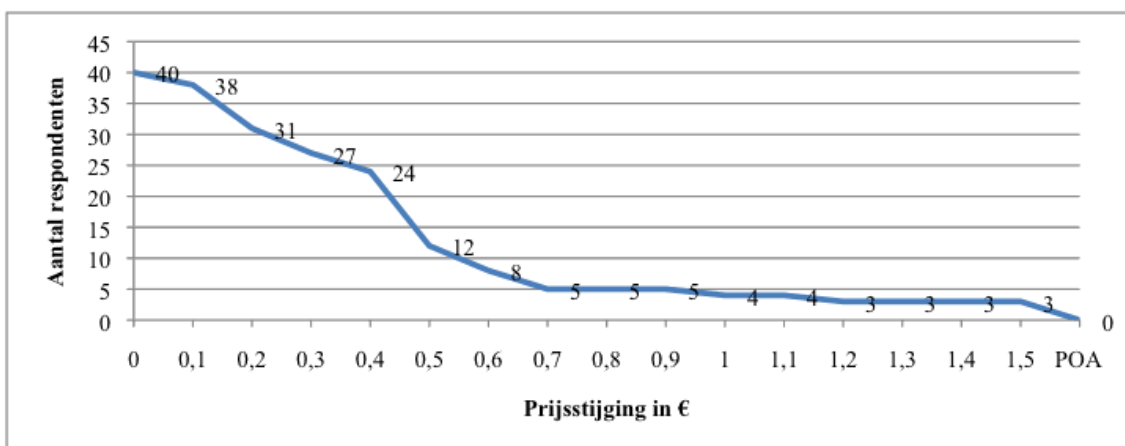
	Statistic	Std. Error
C_prijzdaling_slaatje Mean	0,7709	0,01839
95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound 0,7348 Upper Bound 0,8071	
5% Trimmed Mean	0,7639	
Median	0,8000	
Variance	0,133	
Std. Deviation	0,36408	
Minimum	0,10	
Maximum	1,50	
Range	1,40	
Interquartile Range	0,50	
Skewness	0,430	0,123
Kurtosis	-0,522	0,246

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
C_prijzdaling_slaatje	0,154	392	3,6472E-25	0,939	392	1,5072E-11

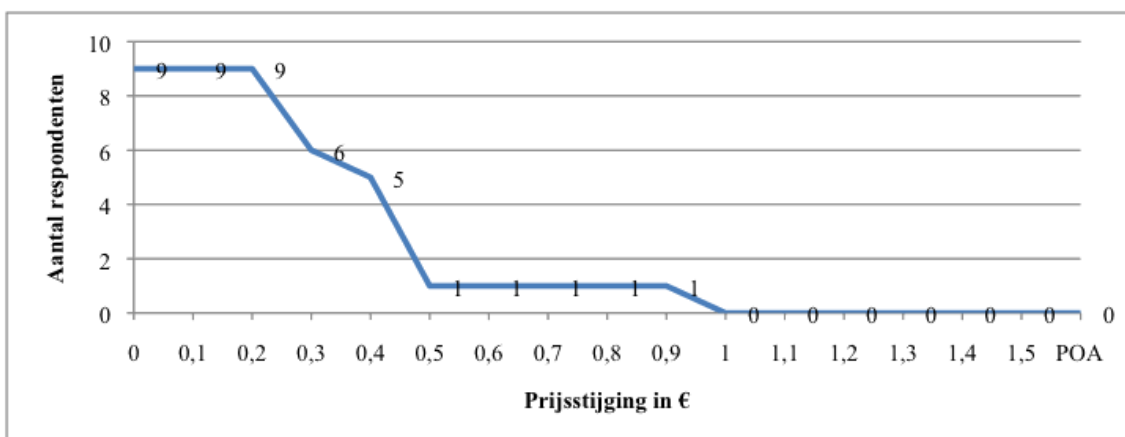
a. Lilliefors Significance Correction

Bijlage 15: Prijs sensitiviteit van de respondenten per broodje

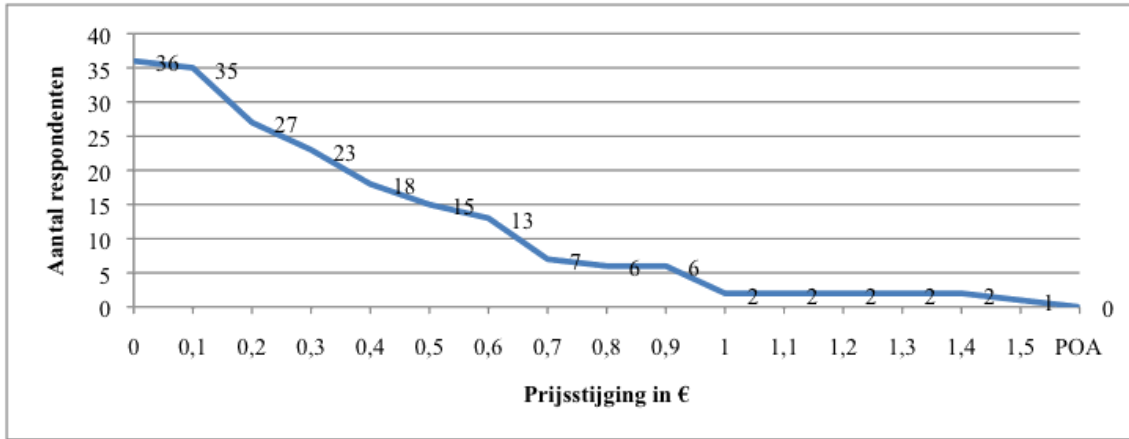
De waarden op de grafiek geven weer hoeveel kopers er per hypothetische prijsstijging het betreffende broodje zouden kopen. De categorie POA bevat de prijsonafhankelijke respondenten, die bij een prijsstijging van meer dan anderhalve euro nog steeds een het betreffende broodje zouden kopen. Voor de broodjes die slechts door één enkele respondent werden gekocht werden de aangekruiste prijsstijgingen in een tabel gezet.



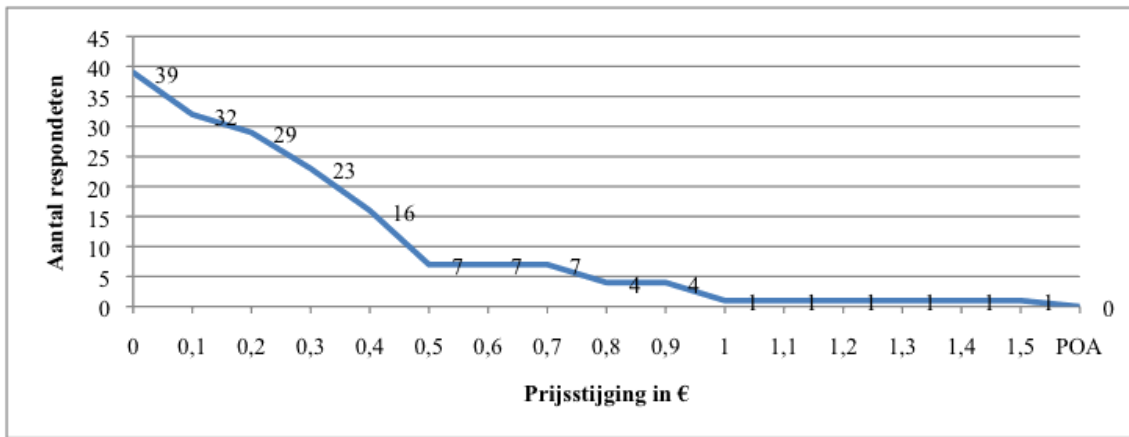
Prijs sensitiviteit van de kopers van een groot broodje Kaas



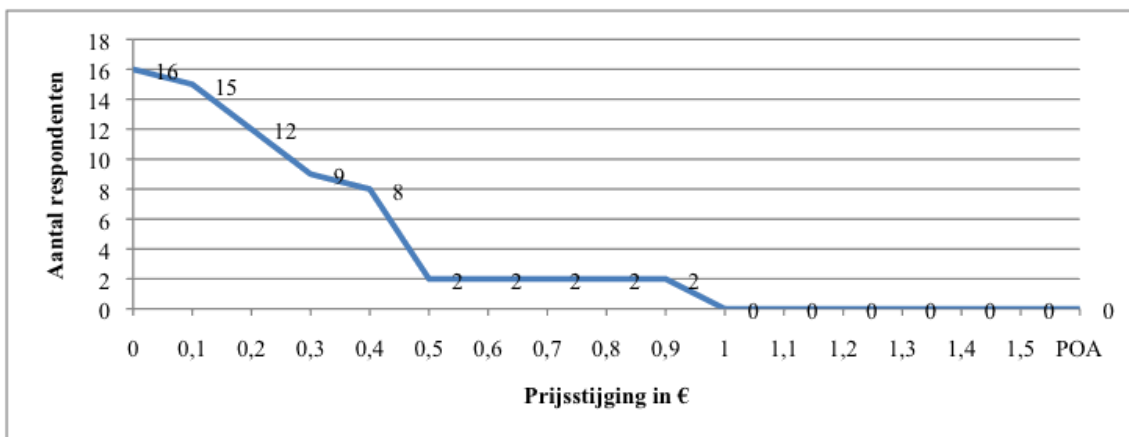
Prijs sensitiviteit van de kopers van een groot vegetarisch Hoevebroodje



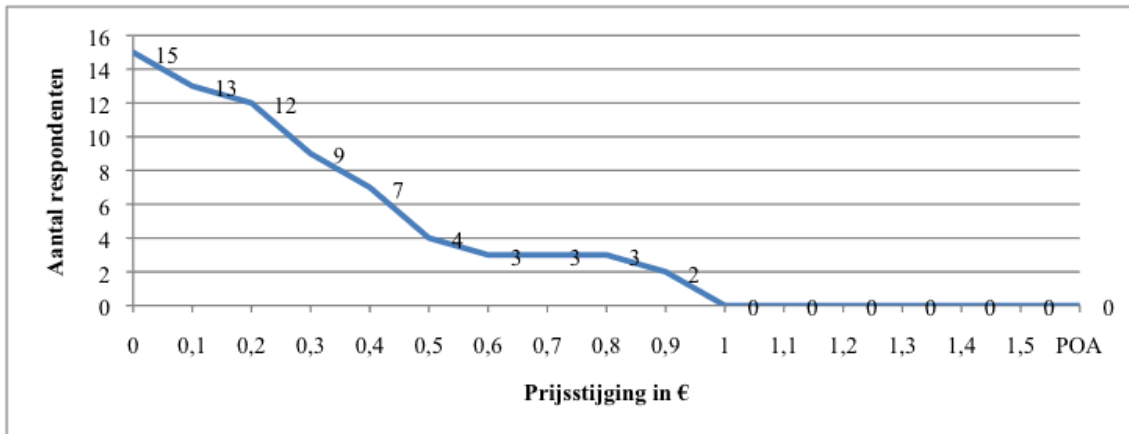
Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Tomaat-mozzarella



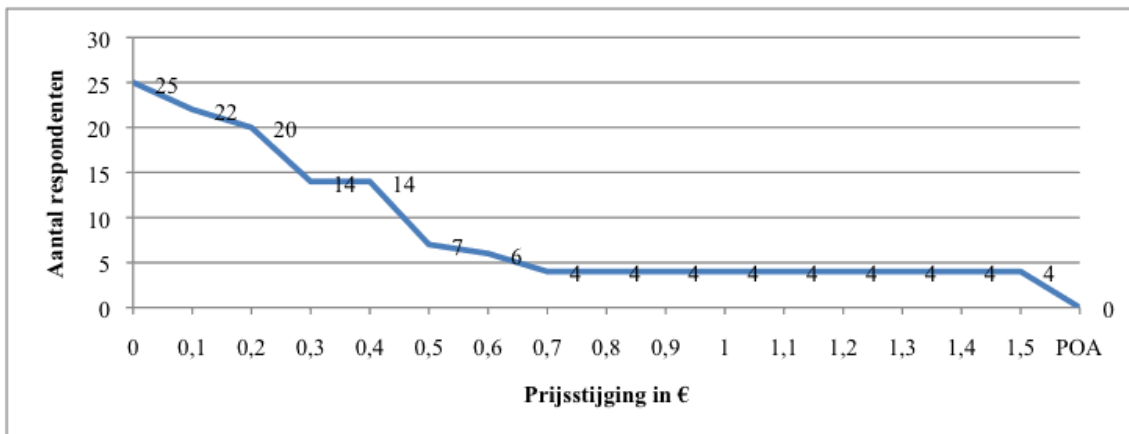
Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Tropical



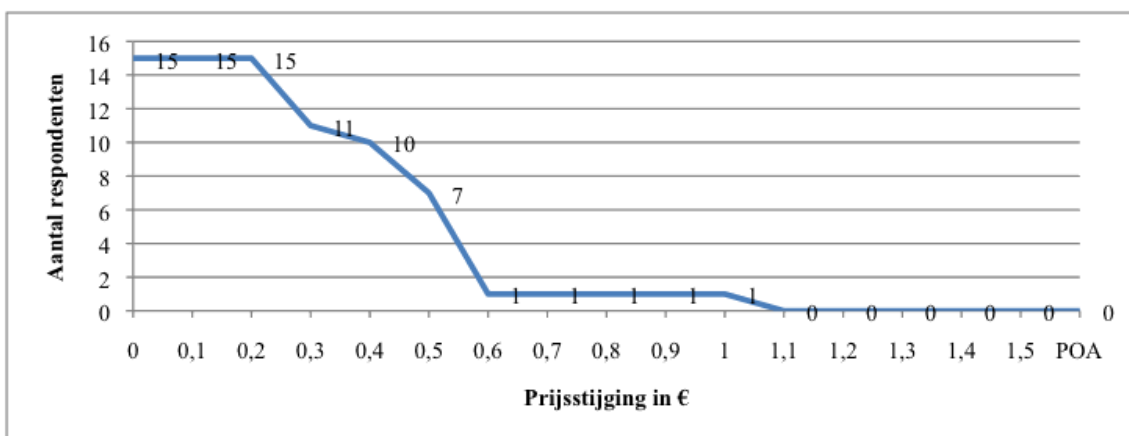
Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Kip curry



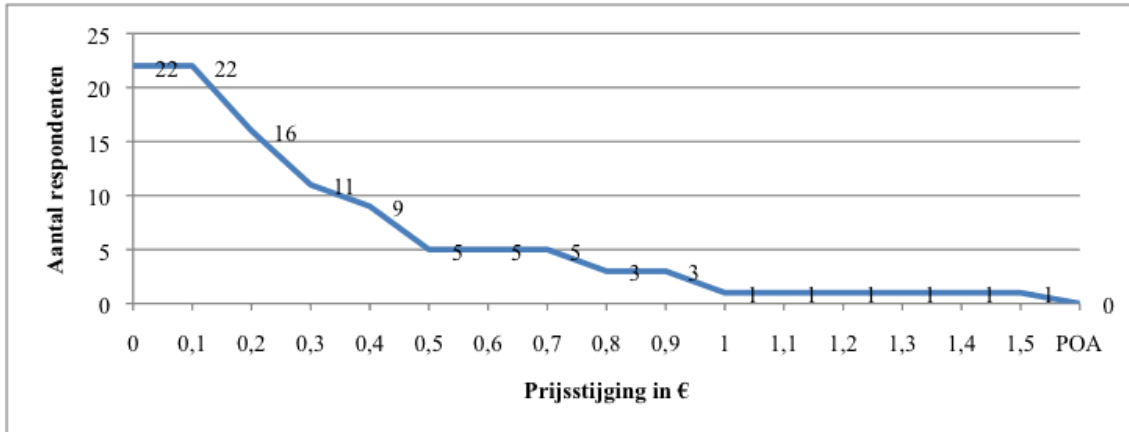
Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Kip curry Hawaiï



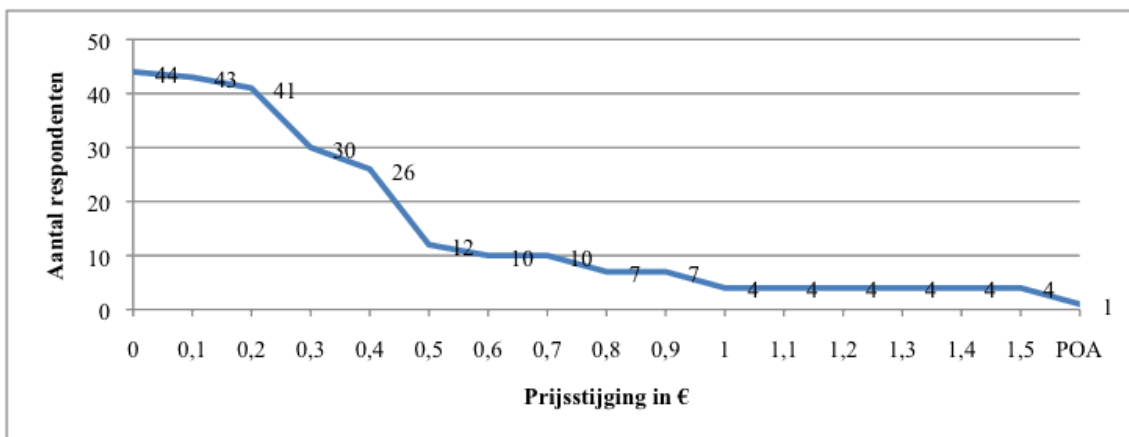
Prijssensitiviteit van de kopers van een groot Ecologisch broodje.



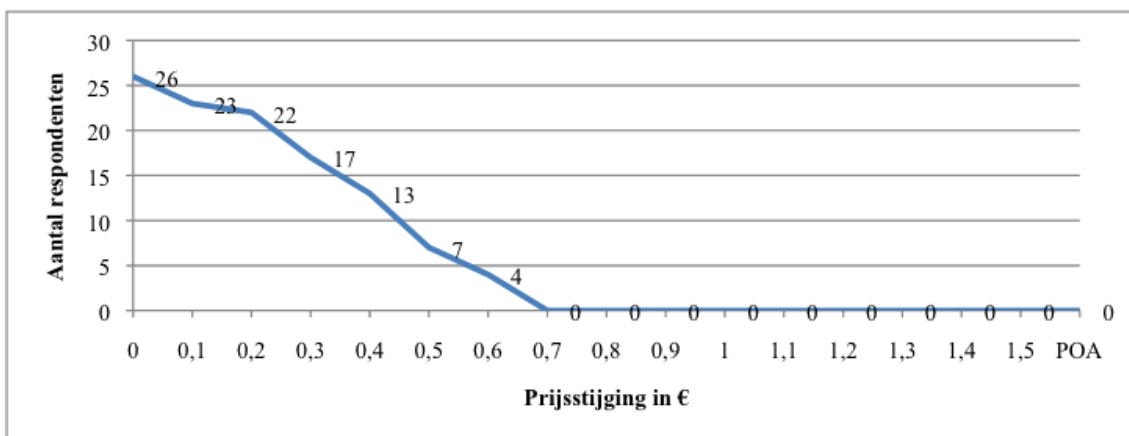
Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Martino



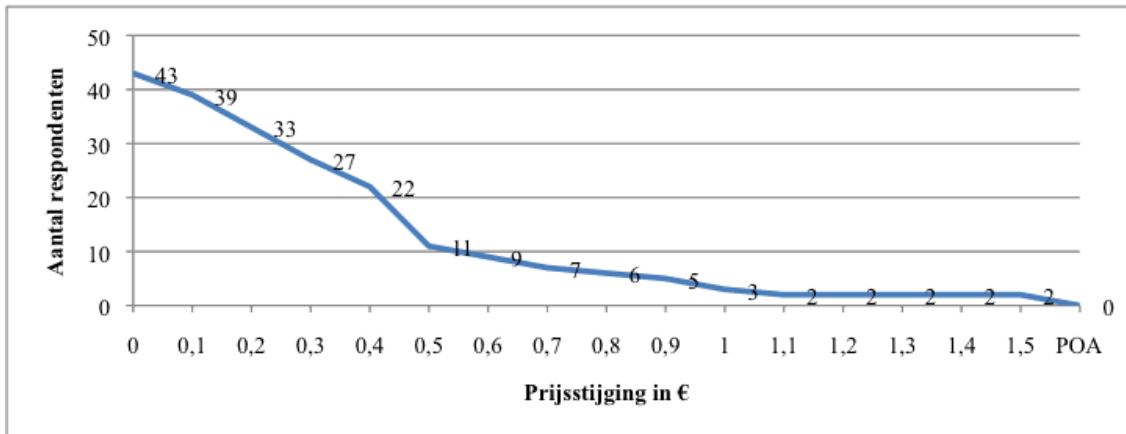
Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Ham



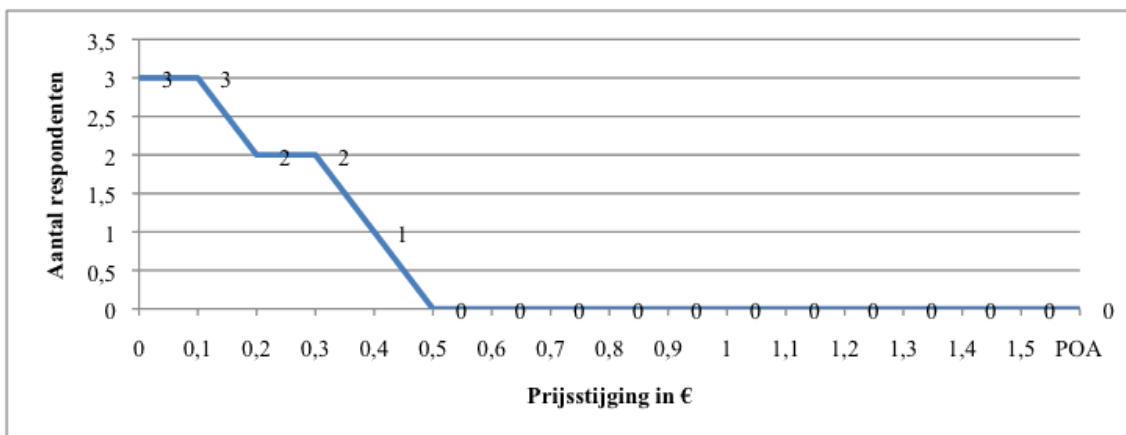
Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Préparé



Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Kabeljauw



Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Zalm

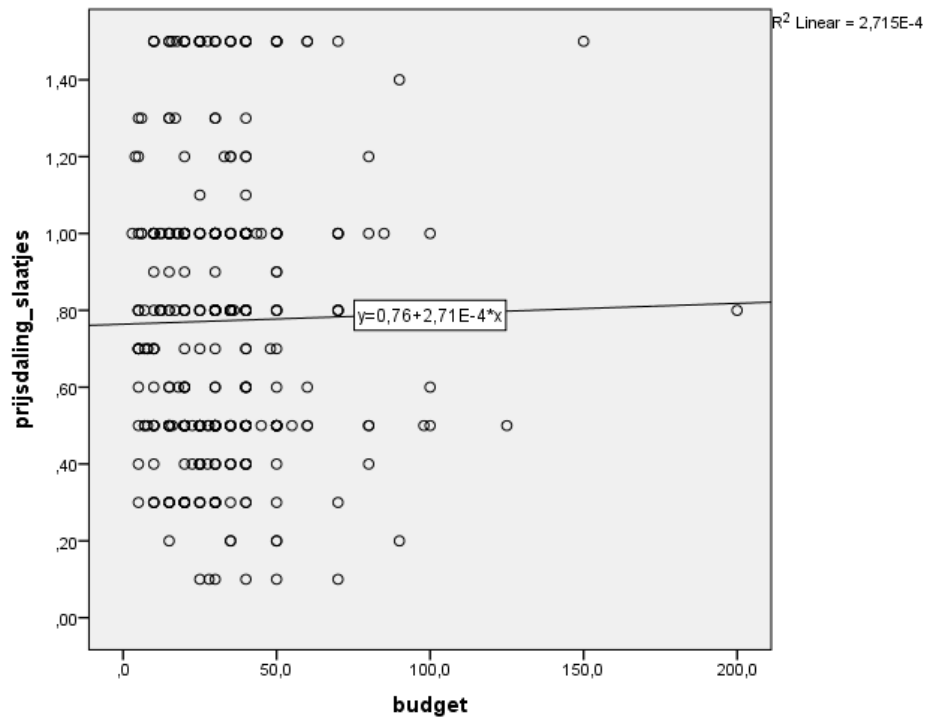
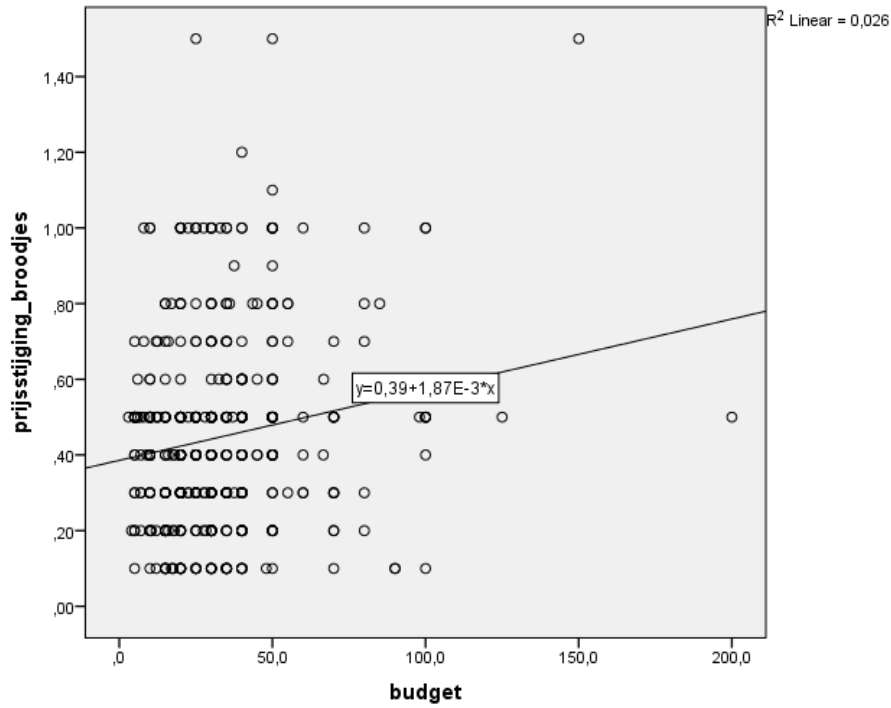


Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Brie

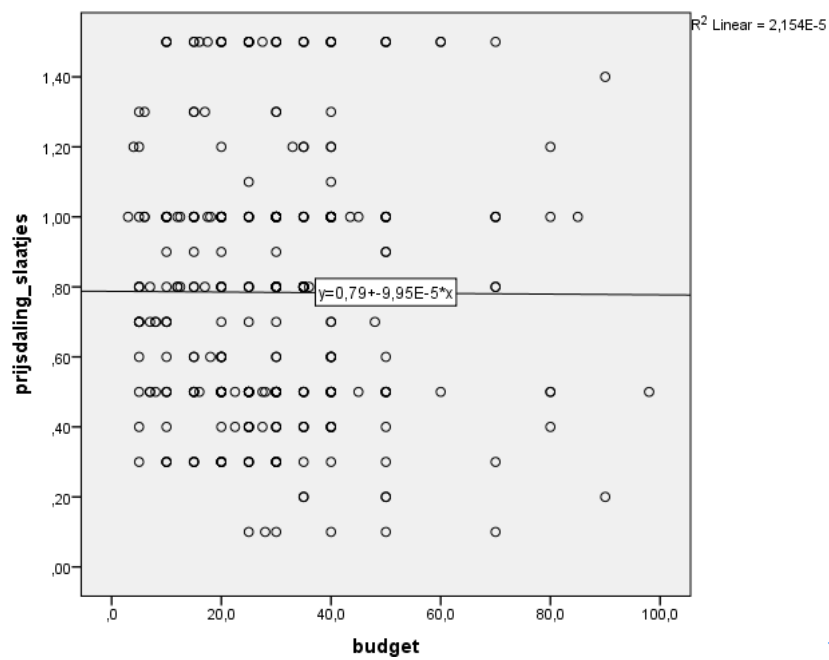
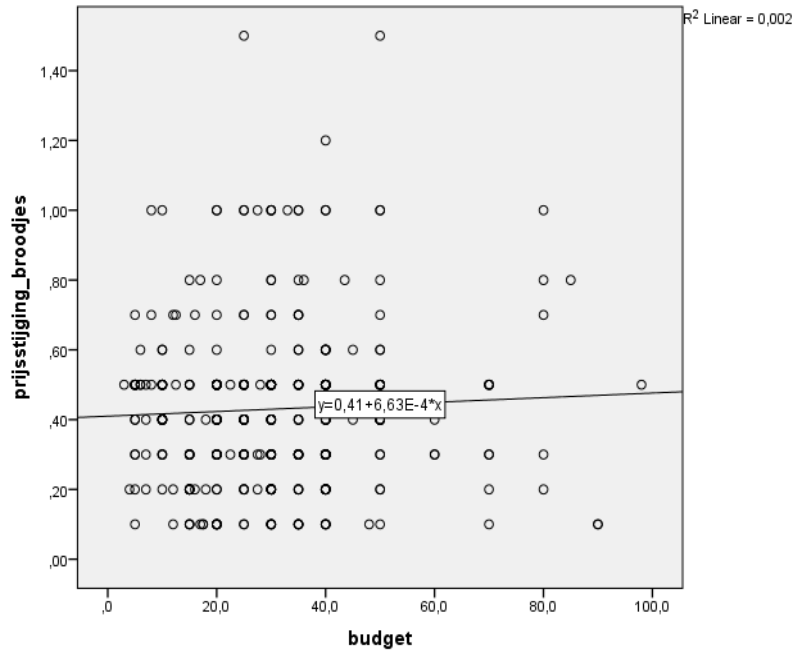
Prijsstijgingen die door de respondent (frequentie = 1 per broodjessoort) werden aangekruist

Soort broodje	Prijsstijging (€)
Groot broodje Pick-Nick	0,30
Klein broodje Kip curry	0,40
Groot broodje Kruidenkaas	0,40
Klein broodje Tomaat-Mozzarella	0,50
Klein broodje Hoevebroodje	0,60
Klein broodje Boulet	Missing

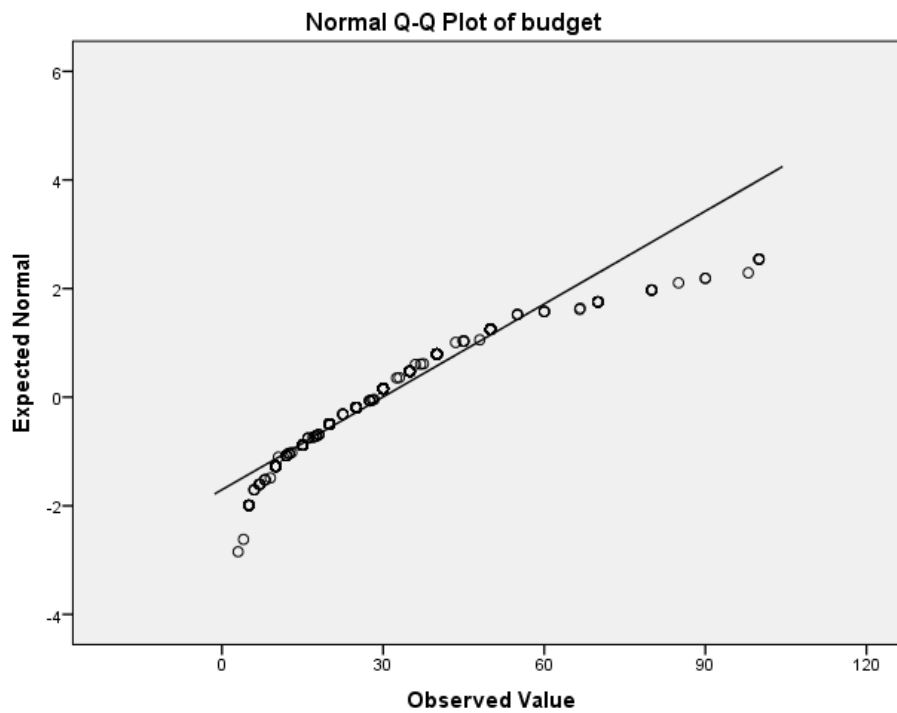
Bijlage 16: Spreidingsdiagrammen prijsveranderingen en wekelijks eetbudget met inclusie van het UGent-personeel



Bijlage 17: Spreidingsdiagrammen prijsveranderingen en wekelijks eetbudget met exclusie van het UGent-personeel



Bijlage 18: Beschrijvende statistiek van de variabele budget



	Statistic	Std. Error
budget Mean	29,912	0,8249
95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	28,291
	Upper Bound	31,533
5% Trimmed Mean	28,444	
Median	30,000	
Variance	307,586	
Std. Deviation	17,5381	
Minimum	3,0	
Maximum	100,0	
Range	97,0	
Interquartile Range	20,0	
Skewness	1,315	0,115
Kurtosis	2,692	0,229

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
budget	0,135	452	4,4796*10 ⁻²²	0,905	452	3,2547*10 ⁻¹⁶

a. Lilliefors Significance Correction

Lijst van figuren

Figuur 1: Factoren die het eetgedrag van universiteitsstudenten beïnvloeden (Deliens et al., 2014).....	3
Figuur 2: Overzicht van de toepassing van het belastingsysteem op de voedselvoorzieningsketen. Aanbevelingen vanuit de literatuur zijn gericht op accijnzen en belastingen op handel, consumptie en verkoop als directe invloeden op de aankoopprijs van specifieke voedingsmiddelen (Thow et al., 2010).	8
Figuur 3: Overzicht van de mate waarin vier verschillende factoren (kwaliteit, prijs, origine en merk) belangrijk zijn bij de aankoop van voeding voor inwoners van 27 EU-lidstaten. Bewerking van TNS Opinion & Social (2012).....	10
Figuur 4: Aantal verkochte stukken fruit per dag (Jeffery et al., 1994)	12
Figuur 5: Aantal verkochte eenheden salade (per 0,45 kg) per dag (Jeffery et al., 1994)	12
Figuur 6: Gemiddelde wekelijkse verkoop van fruit en wortelen per school (French et al., 1997).....	14
Figuur 7: Aantal sandwiches en salades die per interventiefase gemiddeld per dag werden verkocht (Horgen & Brownell, 2002).....	17
Figuur 8: Aantal bekers en kommen soep die per interventiefase gemiddeld per dag werden verkocht (Horgen & Brownell, 2002).....	18
Figuur 9: Design van de CHIPS-studie waarbij in 12 bedrijven en 12 scholen vetarme snacks in verkoopautomaten op vier verschillende niveaus werden geprijsd en op drie verschillende manieren werden gepromoot (French et al., 2001)	19
Figuur 10: Procentuele veranderingen in de drankverkoop t.o.v. de baseline meting per interventiefase (Block et al., 2010).....	23
Figuur 11: Aantal afgenomen enquêtes per dag.	35
Figuur 12: Geslachtsverdeling steekproefpopulatie	36
Figuur 13: Leeftijdsverdeling steekproefpopulatie.....	36
Figuur 14: Verdeling studenten en personeel in steekproefpopulatie	37
Figuur 15: Verdeling van de steekproefpopulatie over de UGent-faculteiten.....	37
Figuur 16: Verdeling van kotstudenten en niet-kotstudenten binnen de steekproefpopulatie.....	38

Figuur 17: Verhouding prijsafhankelijke en prijsafhankelijke respondenten bij een stijgende broodjesprijs. Slechts 3% van de respondenten koopt hetzelfde broodje bij een prijsstijging van meer dan anderhalve euro.....	39
Figuur 18: Verhouding prijsafhankelijke en prijsafhankelijke respondenten bij een dalende slaatjesprijs. 22% van de respondenten geeft aan geen slaatje te kopen als de prijs ervan met meer dan anderhalve euro daalt.	39
Figuur 19: Aantal prijsafhankelijke respondenten per hypothetische stijging in de broodjesprijs waarbij men een ander broodje zou kopen	41
Figuur 20: Vraagcurve broodjes	42
Figuur 21: Aantal prijsafhankelijke respondenten per hypothetische daling in de slaatjesprijs waarbij men een slaatje i.p.v. een broodje zou kopen	43
Figuur 22: Prijselasticiteit van de vraag naar een broodje in functie van de prijsstijging bovenop de gewogen gemiddelde broodjesprijs van € 2,34.....	47
Figuur 23: Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Maison.	48
Figuur 24: Prijssensitiviteit van de kopers van een groot Hoevebroodje.....	48
Figuur 25: Prijssensitiviteit van de kopers van een groot broodje Boulet.....	49
Figuur 26: De prijssensitiviteit van de hele studiebevolking.	49
Figuur 27: Procentuele afname van het aantal kopers per broodjessoort in functie van een stijgende broodjesprijs..	51
Figuur 28: Aantal mannelijke respondenten per stijging in de broodjesprijs waarbij men zijn broodjeskeuze zou veranderen.....	54
Figuur 29: Aantal vrouwelijke respondenten per stijging in de broodjesprijs waarbij men haar broodjeskeuze zou veranderen.....	54
Figuur 30: Prijselasticiteit van de vraag naar een broodje in functie van de daling in de kostprijs voor een slaatje met een piccolobroodje (€ 2,80).....	57
Figuur 31: Prijselasticiteit in functie van de verandering in prijs; een prijsstijging bij de broodjes en een prijsdaling bij de slaatjes	58
Figuur 32: Verdeling wekelijks eetbudget in de onderzoekspopulatie	62
Figuur 33: Gemiddeld aantal euro dat men per week uitgeeft aan eten (Ba = Bachelor, Ma = Master)	63

Lijst van tabellen

Tabel 1: Voorbeelden van gezondheidsgerelateerde voedseltaksen (Mytton & Clarke, 2012).....	9
Tabel 2: Gewicht van 5 slaatjes mozzarella en 15 broodjes die werden verkocht in cafetaria Campus UZ.....	26
Tabel 3: Hoeveelheden groenten en fruit per slaatje en broodje	27
Tabel 4: Overzicht van de antwoorden van de prijsonafhankelijke respondenten	40
Tabel 5: Aantal gekochte broodjes door de studiebevolking.....	45
Tabel 6: Prijselasticiteit per broodje	51
Tabel 7: Resultaten Mann-Whitney U testen wekelijks eetbudget.....	64

