



Annex A - Fusiesimulatie



Inhoud

1	Samenvatting en leeswijzer	3
1.1	Samenvatting	3
1.2	Leeswijzer	4
2	De markt voor pakketreizen voor zonvakanties en beschikbare data	5
2.1	De markt voor pakketreizen voor zonvakanties	5
2.2	Beschikbare data	5
2.2.1	Volumes en prijzen	5
2.2.2	Brutomarges	7
2.2.3	Boekingsdata	8
3	Model van concurrentie	10
4	Het kostenmodel	11
4.1	Vaste marginale kosten	11
4.2	Kostenefficiënties	11
5	Lineaire vraag naar een homogeen product	12
5.1	Modelbeschrijving en aanpak	12
5.2	Resultaten	13
6	Nested logit model voor heterogene producten	16
6.1	Modelbeschrijving en aanpak	16
6.2	Resultaten	19
7	Almost Ideal Demand System	21
7.1	Modelbeschrijving en aanpak	21
7.2	Econometrische schatting	24
7.3	Resultaten	25
8	Conclusie	28
	Appendix A – Kwadratische kosten met capaciteitsbeperkingen	30
	Appendix B – Afleiding van de marginale effecten op basis van het nested logit-model	32
	Appendix C – Correctie voor reisenmerken	34
	Appendix D – Prijs- en omzetaandeelontwikkelingen	35
	Appendix E – Schattingsresultaten AIDS	43
	Appendix F – Substitutie tussen bestemmingen	44
	Appendix G – Vergelijking geïmpliceerde brutomarges uit het AIDS model met werkelijke brutomarges	45

1 Samenvatting en leeswijzer

1.1 Samenvatting

1. Deze Annex bevat een kwantitatieve analyse van de voorgenomen concentratie tussen Sunweb en Corendon (fusiesimulatie)¹. De fusiesimulatie richt zich op het inschatten van indicatieve prijseffecten van de concentratie op de markt voor pakketreizen voor zonvakanties naar bestemmingen op de korte en middellange afstand. De analyse biedt ook inzicht in de substitutie tussen bestemmingslanden en nabijheid van concurrentie tussen aanbieders.
2. Zoals gebruikelijk² bij de beoordeling van concentraties is de fusiesimulatie niet bedoeld om voorspellingen over de precieze hoogte van prijseffecten te genereren, maar om de orde van grootte van verwachte prijseffecten in te schatten en de marktomstandigheden in kaart te brengen door middel van een consistent en realistisch economisch model.
3. De resultaten van de fusiesimulatie vormen een onderdeel van de bredere beoordeling van de gevolgen van de concentratie. De uiteindelijke conclusie van de ACM is gebaseerd op een combinatie van kwalitatieve en kwantitatieve analyses.
4. In de fusiesimulatie gaat de ACM uit van het Cournot concurrentiemodel. Het Cournot-model gaat uit van concurrentie op hoeveelheden. Concreet veronderstelt het model dat bedrijven hoeveelheden van aangeboden producten bepalen om winst te maximaliseren, gegeven de vraag en eigen kosten. Dit model sluit naar oordeel van de ACM het beste aan bij de praktijk in de markt voor pakketreizen voor zonvakanties naar bestemmingen op de korte en middellange afstand.
5. Ten behoeve van de simulatie van de prijseffecten van de concentratie, heeft de ACM de vraag van consumenten gemodelleerd. Hierbij zijn meerdere varianten gebruikt:
 - i) Een lineair model met homogene producten leidt tot een klassiek Cournot model en geeft de eerste inschatting van de orde van grootte van de te verwachten effecten.
 - ii) Het nested logit model benadert de substitutie tussen producten door middel van segmentering op basis van geobserveerde kenmerken. De ACM gaat in casu uit van segmentering op het niveau van het bestemmingsland. Het model is gekalibreerd aan de hand van geaggregeerde gegevens over volumes, omzet en brutomarges en biedt inzicht in de mate van substitutie tussen bestemmingslanden.
 - iii) Het Almost Ideal Demand System (AIDS) staat flexibele substitutiepatronen tussen aanbieders toe. De vorm van de substitutie leunt dus niet op aannames maar is direct empirisch vastgesteld. Het AIDS-model wordt geschat op basis van gedetailleerde boekingsdata.
6. De vraagmodellen en de fusiesimulatie leiden tot de volgende uitkomsten.

¹ Memo met kwantitatieve analyses van de ACM van 21 oktober 2020 met kenmerk ACM/INT/413087

² "The Agencies do not treat merger simulation evidence as conclusive in itself, and they place more weight on whether their merger simulations consistently predict substantial price increases than on the precise prediction of any single simulation." U.S. Department of Justice & Federal Trade Commission, Horizontal Merger Guidelines (2010), pagina 21. <https://www.justice.gov/atr/file/810276/download>

7. De resultaten uit het *nested logit*-model suggereren dat er significante substitutie bestaat tussen bestemmingslanden.
8. Ook de samenhang tussen AIDS-prijsindexen van verschillende bestemmingen suggereert substitutie tussen bestemmingslanden.
9. Het AIDS model wijst erop dat de substitutie tussen Partijen en TUI groter is dan tussen Partijen onderling.
10. Het Cournot model leidt tot geringe prijsstijgingen (gemiddeld rond 2%) voor alle genoemde vraagspecificaties. Aangezien de concurrentiedruk van losse reiscomponenten niet expliciet is meegenomen in deze modellen, is het bovendien aannemelijk dat deze beperkte prijsstijgingen eerder een overschatting dan onderschatting zijn van de werkelijke effecten.
11. De resultaten van de fusiesimulatie duiden niet op een significante belemmering van de concurrentie op de markt voor zonvakanties op korte of middellange afstand.

1.2 Leeswijzer

12. De ACM beschrijft in **hoofdstuk 2** beknopt de markt voor pakketreizen voor zonvakanties naar bestemmingen op de korte en middellange afstand. Ook behandelt ze hier de beschikbare gegevens die relevant zijn voor de fusiesimulatie.
13. Daarna licht de ACM de onderzoeksopzet toe, alsmede de methodologische keuzes voor het economische concurrentiemodel en het onderliggende vraagmodel:
 - **Hoofdstuk 3** ziet op de keuze voor het model van concurrentie;
 - **Hoofdstuk 4** ziet op de keuze voor het kostenmodel;
 - **Hoofdstuk 5** ziet op de simulatie met de lineaire vraag naar een homogeen product;
 - **Hoofdstuk 6** ziet op de simulatie met het *nested logit*-model voor heterogene producten;
 - **Hoofdstuk 7** ziet op de simulatie met het *Almost Ideal Demand System* (AIDS);
14. De ACM geeft haar conclusies weer in **hoofdstuk 8**.
15. De opbouw van de appendices is als volgt:
 - **Appendix A** illustreert de gevolgen van een alternatieve aanname over het kostenmodel voor de simulatie;
 - **Appendix B** beschrijft de afleiding van marginale effecten van het verhogen van productie op prijs gebaseerd op het *nested logit*-model
 - **Appendix C** bespreekt de methode voor de correctie van prijzen uit de boekingsdata voor de geobserveerde kenmerken van de geboekte pakketreizen;
 - **Appendix D** laat de prijs- en marktaandeelontwikkelingen binnen een zomerseizoen 2019 zien per bestemming;
 - **Appendix E** laat de geschatte prijselasticiteiten van verschillende specificaties van het AIDS model zien;
 - **Appendix F** laat de resultaten zien van een model van substitutie tussen bestemmingen gebaseerd op de uitkomsten van de AIDS modellen per bestemming;
 - Appendix G vergelijkt werkelijke brutomarges met brutomarges berekend op basis van het AIDS model

2 De markt voor pakketreizen voor zonvakanties en beschikbare data

16. In dit hoofdstuk beschrijft de ACM kort de karakteristieken van de markt voor pakketreizen voor zonvakanties naar bestemmingen op de korte en middellange afstand (hierna: de markt voor pakketreizen voor zonvakanties) en de beschikbare data.

2.1 De markt voor pakketreizen voor zonvakanties

17. De markt voor pakketreizen voor zonvakanties wordt gedetailleerd beschreven in **Hoofdstuk 6 van het Besluit**.
18. Ten behoeve van de fusiesimulatie focust de ACM op de nauwere mogelijke markt voor pakketreizen voor zonvakanties. De analyse is bedoeld om de gevolgen van de concentratie te onderzoeken uitgaande van een scenario met een relevante markt voor pakketreizen voor zonvakanties en is dus niet bedoeld om conclusies te trekken over het al of niet tot de relevante markt rekenen van losse reiscomponenten.
19. De focus ligt hierbij op drie grote aanbieders van pakketreizen op de Nederlandse markt: Sunweb, Corendon en TUI.
20. De ACM onderzoekt in deze Annex de volgende zonbestemmingen waarin Partijen over merkbare marktposities beschikken: Bulgarije, Cyprus, Egypte, Griekenland, Italië, Kroatië, Malta, Marokko, Portugal, Spanje, Tunesië en Turkije.

2.2 Beschikbare data

21. Ten behoeve van de fusiesimulatie heeft de ACM relevante gegevens opgevraagd bij Sunweb, Corendon en TUI.

2.2.1 Volumes en prijzen

22. **Tabel 1** geeft aantallen passagiers weer voor 2018 en 2019 per bestemmingsland op basis van gegevens aangeleverd door Partijen³ en TUI⁴.

³ Bijlage 1: Brutomarges [Sunweb/ Corendon] voor Nederland, bijlage 1 bij antwoorden van Partijen van 4 augustus 2020, met kenmerk ACM/IN/523492.

⁴ Bijlage bij antwoorden van TUI op vraag 1-3 van 27 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/531412.

	Corendon		Sunweb		TUI		Overig ⁵
	2018	2019	2018	2019	2018	2019	2018
Bulgarije							
Cyprus							
Egypte							
Griekenland							
Italië							
Kroatië ^a							
Malta ^a							
Marokko ^a							
Portugal							
Spanje							
Tunesië ^a							
Turkije							
Totaal							

^a Deze landen worden in het volgende niet apart meegenomen vanwege de afwezigheid van significante verandering in marktstructuur als gevolg van de concentratie

Tabel 1. Aantallen passagiers naar bestemming (x 1000)

23. De gemiddelde prijs per passagier is berekend door de omzet te delen door het volume, waarbij wordt uitgegaan van gegevens aangeleverd door Partijen⁶ en TUI⁷. De resulterende prijzen zijn weergegeven in **Tabel 2** voor Corendon, Sunweb en TUI. Voor overige aanbieders zijn deze gegevens niet beschikbaar.

⁵ Gebaseerd op marktaandeelen vastgelegd in de notitie methodologie marktconstructie met kenmerk ACM/INT/412300.

⁶ Bijlage 1: Brutomarges [Sunweb/ Corendon] voor Nederland, bijlage 1 bij antwoorden van Partijen van 4 augustus 2020, met kenmerk ACM/IN/523492.

⁷ Bijlage bij antwoorden van TUI op vraag 1-3 van 27 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/531412.

	Corendon		Sunweb		TUI	
	2018	2019	2018	2019	2018	2019
Bulgarije						
Cyprus						
Egypt						
Griekenland						
Italië						
Kroatië						
Malta						
Marokko						
Portugal						
Spanje						
Tunesië						
Turkije						
Totaal						

Tabel 2. Gemiddelde prijs per passagier naar bestemming (euro's)

2.2.2 Brutomarges

24. De ACM gebruikt de brutomarges zoals aangeleverd door Partijen⁸ en TUI⁹.
25. Om zo veel mogelijk de vergelijkbaarheid van de gegevens tussen marktpartijen te waarborgen is alle aanbieders gevraagd om voor het zogenaamde *coverageresultaat* te corrigeren¹⁰. Dat betekent dat de correctie voor kosten besteed aan de niet gebruikte capaciteit gebaseerd zijn op de werkelijke bezettingsgraad en niet op *ex ante* verwachtingen van aanbieders, die in de bedrijfsvoering gebruikt kunnen worden. De correctie voor het *coverageresultaat* verandert overigens de brutomarges niet zodanig dat de analyse in deze Annex tot andere conclusies zou leiden.
26. Voor de rest sluit de ACM zich aan bij de manier waarop aanbieders de brutomarge intern voor eigen doeleinden berekenen.
27. TUI beschikt (in grotere mate) over eigen vliegtuigen, wat invloed heeft op de brutomarges. Hoewel de samenstelling van kosten hierdoor verschilt, werken, vanuit het oogpunt van economische theorie, de marginale kosten op dezelfde manier door in de optimale besluitvorming van aanbieders. ACM beschouwt de gegevens daarom als goed bruikbaar voor de fusiesimulatie.

⁸ Bijlage 1: Brutomarges [Sunweb/ Corendon] voor Nederland, bijlage 1 bij antwoorden van Partijen van 4 augustus 2020, met kenmerk ACM/IN/523492.

⁹ Bijlage bij antwoorden van TUI op vraag 1-3 van 27 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/531412.

¹⁰ Antwoorden van Partijen van 4 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/523492; Antwoorden TUI van 27 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/531412.

28. De berekende brutomarges zijn weergegeven in **Tabel 3**.

	Corendon		Sunweb		TUI	
	2018	2019	2018	2019	2018	2019
Bulgarije						
Cyprus						
Egypt						
Griekenland						
Italië						
Kroatië						
Malta						
Marokko						
Portugal						
Spanje						
Tunesië						
Turkije						
Totaal						

Tabel 3. Brutomarges naar bestemming

2.2.3 Boekingsdata

29. Tot slot heeft de ACM boekingsdata opgevraagd over alle gemaakte boekingen voor pakketreizen voor zonvakanties naar bovengenoemde bestemmingen in 2019 bij Corendon¹¹, Sunweb¹² en TUI¹³.
30. De dataset bevat op het niveau van één boeking het aantal passagiers, bestemming, prijs, aantal overnachtingen, aantal sterren van de accommodatie en het wel of niet gebruik maken van aanvullende opties zoals *transfers*, extra bagage, verzorging, reisverzekering, annuleringsverzekering en huurauto.
31. De ACM richt zich in de analyse op de bestemmingen Bulgarije, Cyprus, Egypte, Griekenland, Italië, Portugal, Spanje en Turkije.
32. Voorafgaand aan het gebruik van de boekingsdata zijn de data geschoond van eventueel versturende waarnemingen. **Tabel 4** geeft de gevolgde stappen weer met het aantal bijbehorende waarnemingen.

¹¹ Bijlage 1: Boekingsdata Corendon, bijlage 1 bij de antwoorden van Partijen van 10 augustus 2020, met kenmerk ACM/IN/526772.

¹² Bijlage 2: Boekingsdata Sunweb, bijlage 2 bij de antwoorden van Partijen van 10 augustus 2020, met kenmerk ACM/IN/525585.

¹³ Bijlage bij antwoorden TUI van 27 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/531412.

Schoningsstap	Aantal waarnemingen
Volledige dataset	
Uitschieters prijs verwijderd (0.5 en 99.5 percentielen)	
Alleen zomerseizoen (april t/m oktober) behouden	
Boekingen lang voor vertrekdatum (99 percentiel)	
Uitschieters aantal passagiers verwijderd (99 percentiel)	
Uitschieters aantal nachten verwijderd (1 ^e en 99 ^e percentielen)	

Tabel 4. Schoningshandelingen boekingsdata

33. De beschrijvende statistieken van de gebruikte dataset zijn weergegeven in **Tabel 5**.

Variabel	Gemiddelde	St.dev	Min	Max
Prijs per passagier				
Aantal overnachtingen				
Aantal passagiers				
Aantal volwassenen				
Aantal kinderen				
Aantal baby's				
Aantal dagen tussen boeking en vertrek				
Aantal sterren accommodatie				
Verzorging - Geen				
Verzorging – Logies				
Verzorging – Logies en ontbijt				
Verzorging – Halfpension				
Verzorging – Volpension				
Verzorging – All Inclusive				
Verzorging – Ultra All Inclusive				
Transfers (Ja/Nee)				
Extra bagage (Ja/Nee)				
Reisverzekering (Ja/Nee)				
Annuleringsverzekering (Ja/Nee)				
Huurauto (Ja/Nee)				

Tabel 5. Beschrijvende statistieken boekingsdata

3 Model van concurrentie

34. In de fusiesimulatie gaat de ACM uit van het Cournot concurrentiemodel. Dit model sluit naar oordeel van de ACM het beste aan bij de praktijk in de markt voor pakketreizen voor zonvakanties.
35. Het Cournot-model gaat uit van concurrentie op hoeveelheden (in tegenstelling tot bijvoorbeeld een Bertrand-model, dat concurrentie op basis van prijzen analyseert) en sluit daarom goed aan bij de daadwerkelijke concurrentie in de markt voor pakketreizen. Concreet veronderstelt het model dat bedrijven hoeveelheden van aangeboden producten bepalen om winst te maximaliseren, gegeven de vraag en eigen kosten.
36. Corendon, Sunweb en TUI hebben in gesprekken¹⁴ met de ACM aangegeven dat ze op basis van vraaginschattingen voor het komende seizoen accommodaties en vliegtuigstoelen inkopen. Deze ingeplande capaciteit wordt dan verkocht aan consumenten tegen een dynamisch geoptimaliseerde prijs, die ervoor zorgt dat de capaciteit zo veel mogelijk gevuld wordt. Naar het oordeel van de ACM past dit gedrag goed bij het Cournot-concurrentiemodel waarin aanbieders de volumes kiezen en de prijs door de vraag wordt bepaald.
37. Bij het alternatief (Bertrand model) moet de vraag beantwoord worden of de kosten gemaakt voor het inkopen van capaciteit als variabel kunnen worden gezien (en daarmee tot andere definitie van brutomarges zou leiden) en is de veronderstelling dat de capaciteit flexibel aangepast kan worden aan prijsaanpassingen van aanbieders. Deze dynamiek sluit naar oordeel van de ACM niet goed aan bij de praktijk in de markt.
38. Het Cournot model veronderstelt dat elke onderneming k zijn eigen winst maximaliseert aan de hand van producten $i \in n$ waar ze eigenaar van is. Onderneming k zoekt dus naar een oplossing voor:

$$\max_{q_i} \sum_{i=1}^n \omega_{ik} (p_i q_i - c_i(q_i))$$

waar q_i het volume van product i is, p_i is de prijs van product i en c_i is de kosten nodig om q_i te produceren en $\omega_{ik} = 1$ als onderneming k eigenaar is van product i .

39. De oplossing volgt uit de volgende eerste-orde voorwaarden:

$$\omega_{ik} p_i + \sum_{j=1}^n \omega_{jk} q_j \frac{\partial p_j}{\partial q_i} - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} = 0$$

40. De vorm van de marginale effecten $\frac{\partial p_j}{\partial q_i}$ en $\frac{\partial c_i}{\partial q_i}$ zijn afhankelijk van de specificaties voor het vraagmodel en het kostenmodel.

¹⁴ Presentatie prijszetting Sunweb van 3 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/523471; Presentatie prijszetting Corendon van 3 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/523471; Gesprek met prijsdeskundigen Sunweb van 30 juli 2020 met kenmerk ACM/UIT/541268; Gesprek met prijsdeskundigen Corendon van 31 juli 2020 met kenmerk ACM/UIT/541269; Gesprek met TUI van 25 augustus 2020, verslag met kenmerk ACM/UIT/540034.

41. De eerste-orde voorwaarden kunnen worden gebruikt voor de kalibratie van de parameters van het vraagmodel en het kostenmodel. De vraagparameters beschrijven de voorkeuren van de afnemers, inclusief prijsgevoeligheid en de mate van substitutie tussen producten. Ze zijn tevens bepalend voor de prijselasticiteiten.
42. De vergelijkingen zijn verder ook gebruikt om de volumes en prijzen in evenwicht te berekenen, gegeven de vraagparameters, de gegevens over eigenaarschap en over de kosten vóór en na de concentratie. Het model leidt tot een statisch Nash evenwicht, oftewel een stabiele situatie waarin per definitie geen van de aanbieders zijn winst kan verhogen door eenzijdig zijn productie te veranderen.
43. De marginale kosten $\left(\frac{\partial c_i}{\partial q_i}\right)$ zijn afhankelijk van de keuze voor het kostenmodel. Deze wordt besproken in Hoofdstuk 4.
44. Het marginale effect van het verhogen van productie op prijs $\left(\frac{\partial p_i}{\partial q_i}\right)$ in de eerste-orde voorwaarden in randnummer 39 is afhankelijk van de keuze die wordt gemaakt ten aanzien van het vraagmodel. De verschillende gebruikte varianten van vraagmodellering komen aan bod in **Hoofdstukken 5 t/m 7**.

4 Het kostenmodel

4.1 Vaste marginale kosten

45. Een veel gehanteerde aanname is dat marginale kosten constant zijn in het afzetinterval relevant voor de fusiebeoordeling.
46. In de context van de markt voor pakketreizen voor zonvakanties betekent dit dat de inkoop van vliegtuigstoelen en accommodaties niet goedkoper wordt naarmate het volume stijgt. Dit wordt ook ondersteund door de inschatting van Partijen dat de concentratie geen significante voordelen voor inkoop of andere merkbare besparingen op marginale kosten oplevert.
47. De term $\frac{\partial c_i}{\partial q_i}$ in de eerste-orde voorwaarden wordt dus een parameter (c^k) die gekalibreerd wordt op basis van de vergelijkingen in randnummer 39.
48. **Appendix A** bespreekt een denkbare alternatieve aanname over de vorm van de kosten, een kwadratisch kostenmodel met capaciteitsbeperkingen. De geïmpliceerde stijgende marginale kosten betekenen dat de prijseffecten lager zijn, omdat de verwachte verlaging van productie na de concentratie in een Cournot oligopolie tot een besparing op de marginale kosten leidt, die deze productieverlaging beperkt. De resultaten in **Appendix A** bevestigen deze redenering.

4.2 Kostenefficiënties

49. Partijen geven aan geen significante besparingen op marginale kosten te verwachten als

gevolg van de fusie¹⁵. De besparing is naar de inschatting van Partijen maximaal 1%.

50. De ACM gaat niet uit van een besparing op marginale kosten. Mochten die er zijn, dan zijn de prijseffecten in deze Annex een overschatting.

5 Lineaire vraag naar een homogeen product

5.1 Modelbeschrijving en aanpak

51. Het klassieke Cournot-model gaat uit van homogene producten. In evenwicht is er dan ook maar één prijs voor het product, die bepaald wordt door de vraag. Dit eenvoudige model kan gebruikt worden om het eerste inzicht te krijgen in de orde van grootte van de te verwachten gevolgen van de voorgenomen concentratie.

52. De meest gebruikelijke keuzes voor de modellering van de vraag in het Cournot model zijn een lineaire en log-lineaire vraagcurve.

53. In het log-lineaire model veranderen de prijselasticiteiten niet bij een stijgende prijs. De ACM acht het lineaire model daarom meer passend.

54. Het (inverse) lineaire vraagmodel wordt gespecificeerd als:

$$p = b + a \sum_{k=1}^K q^k$$

55. Omdat de ACM in dit model pakketreizen als een homogeen product beschouwt, is er maar één prijs p gegeven door de som van de geproduceerde volumes.

56. Hieruit volgt dat het marginale effect in de eerste-orde voorwaarden is:

$$\frac{\partial p}{\partial q^k} = a$$

57. Deze keuze van het vraagmodel leidt tot de volgende eerste-orde voorwaarden:

$$FOC^k \equiv b + a \sum_{k=1}^K q^k + q^k a - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} = 0$$

58. De ACM gaat in dit model uit vier aanbieders van pakketreizen: Corendon, Sunweb, TUI en een vierde geaggregeerde aanbieder, die de concurrentiedruk van de overige pakketreisaanbieders vertegenwoordigt. Dit geeft een systeem van vier vergelijkingen (vier aanbieders) met zes onbekenden a , b en kostenparameters c^k of γ^k (afhankelijk van de keuze van het kostenmodel),

¹⁵ Antwoorden van Partijen van 4 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/523492.

$k \in \{Corendon, Sunweb, TUI, Overig\}$.

59. Om ervoor te zorgen dat de oplossing zo goed mogelijk aansluit bij de geobserveerde prijzen en brutomarges, voegen wij de vraag- en kostenfuncties toe aan het systeem van vergelijkingen:

$$D \equiv p - b + a \sum_{k=1}^K q^k = 0$$
$$C^k \equiv \frac{\partial c_i}{\partial q_i} - (1 - m^k)p = 0$$

waarbij m^k de brutomarge is van aanbieder k .

60. In totaal worden dus 8 vergelijkingen meegenomen in het systeem. Dat betekent dat een unieke analytische oplossing niet noodzakelijkerwijze bestaat. De parameters worden daarom berekend door middel van minimalisatie van de som van gekwadrateerde linker zijden van de vergelijkingen in randnummers 57 en 59.

$$\{a, b, c^k\} = \operatorname{argmin} \sum (C_i)^2$$

waarbij $C = \{FOC^k, D, C^k\}$.

61. Een andere waarde dan 0 voor FOC^k kan economisch worden gezien als een optimalisatiefout in de context van winstmaximalisatie. Winstmaximalisatie is doorgaans een redelijke aanname bij het modelleren van het gedrag van bedrijven. Het is daarom belangrijk om vraag- en kostenspecificaties te gebruiken die de optimalisatiefouten zo klein mogelijk maken. Voor de kalibratie maakt de ACM gebruik van package *antitrust*¹⁶ in de statistische programmeertaal R.
62. De ACM acht het kostenmodel met constante marginale kosten realistisch. De verwachtingen van Partijen zijn hiermee in lijn.¹⁷ In een model met een homogeen product betekent deze aanname echter dat het optimaal is voor de gefuseerde onderneming om de productiefaciliteit met de hogere marginale kosten af te stoten. De ACM neemt in de simulatie aan dat alleen de grotere productiefaciliteit (op een bepaald bestemmingsland) blijft bestaan na de fusie, maar dat deze productiefaciliteit marginale kosten heeft die gelijk zijn aan de gewogen gemiddelde marginale kosten van Partijen voor de fusie.

5.2 Resultaten

63. De vraagparameters gekalibreerd op basis van het systeem van vergelijkingen in randnummers 57 en 59 zijn opgenomen in **Tabel 6**.

¹⁶ Charles Taragin and Michael Sandfort (2018). *antitrust: Tools for Antitrust Practitioners*. R package version 0.99.10. <https://CRAN.R-project.org/package=antitrust>

¹⁷ Antwoorden van Partijen van 4 augustus 2020 met kenmerk ACM/IN/523492.

	Vraagparameters	
	Constante (b)	Volume ^a (a)
Bulgarije		
Cyprus		
Egypt		
Griekenland		
Italië		
Portugal		
Spanje		
Turkije		
Totaal		

^a Volume is in duizenden passagiers

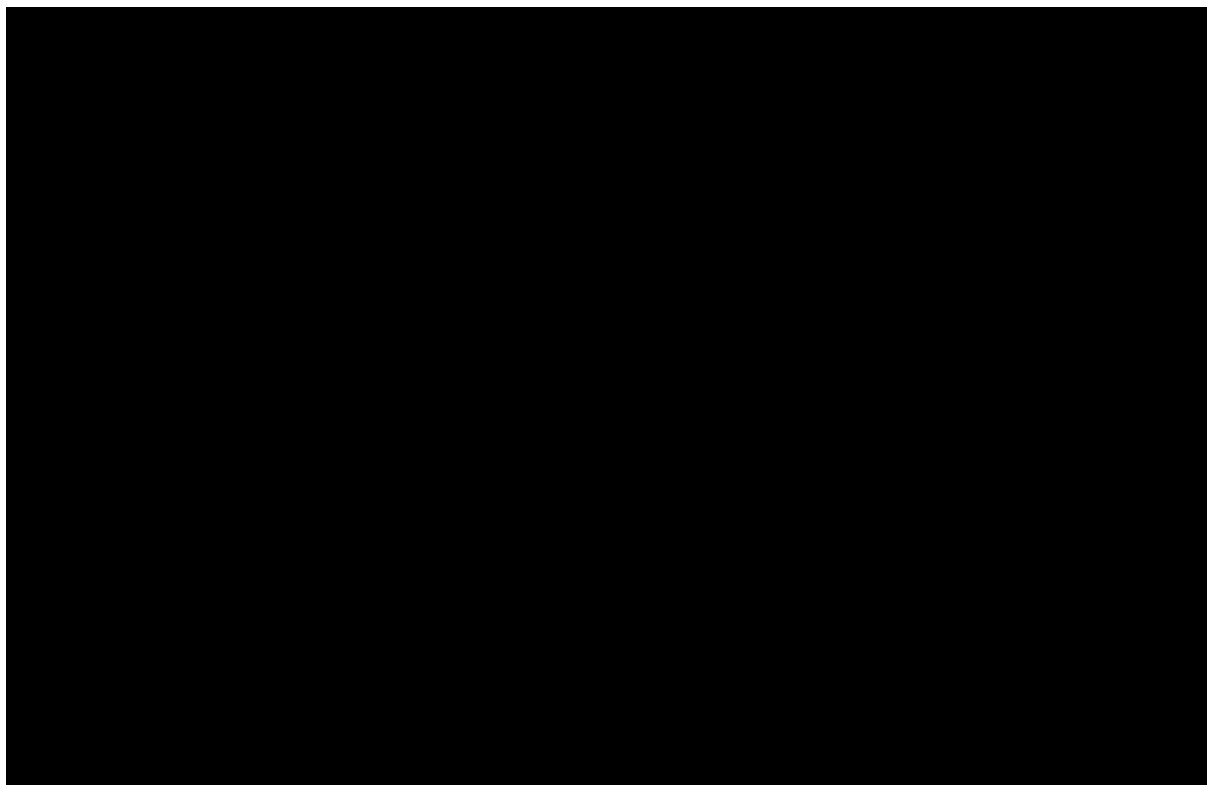
Tabel 6. Gekalibreerde parameters van het lineaire vraagmodel in het Cournot model met vaste marginale kosten (o.b.v. 2019 gegevens)

64. De parameterschattingen uit **Tabel 6** kunnen op basis van de eerste-orde voorwaarden worden gebruikt voor de berekening van het evenwicht na de concentratie. **Tabel 7** geeft de resulterende schattingen van de prijsverhogingen ten opzichte van het evenwicht vóór de concentratie weer. De ACM gebruikt gegevens uit 2018 en 2019 voor twee versies van de simulatie om zo de robuustheid van de uitkomsten te checken.

	2018	2019
Bulgarije		
Cyprus		
Egypt		
Griekenland		
Italië		
Portugal		
Spanje		
Turkije		
Totaal	2.7%	2.5%

Tabel 7. Geschatte prijseffecten (Cournot model met homogeen product)

65. **Figuur 1** laat de prijseffecten ook visueel zien.



Figuur 1. Geschatte prijseffecten (Cournot met homogeen product)

66. Gelet op de marktaandelen van Partijen en de aanname van producthomogeniteit (perfecte substitutie) zijn de prijsstijgingen relatief gering. Dat komt waarschijnlijk door de hoge gekalibreerde prijsgevoeligheid van de vraag. In een Cournot model met een homogeen product gaat er bovendien veel concurrentiedruk uit van de overige aanbieders die hun productie verhogen in reactie op de capaciteitsdaling van Partijen na de concentratie.
67. De aanname dat producten van alle aanbieders homogeen zijn lijkt onrealistisch. Alleen al de gemiddelde prijsverschillen tussen aanbieders in **Tabel 2** wijzen op enige heterogeniteit tussen aanbieders. Pakketreizen verschillen uiteraard door kenmerken zoals bestemming, hotel, datum en duur verblijf, verzorging, vluchttijden enz. Aanbieders onderscheiden zich van elkaar o.a. door middel van de samenstelling van het aanbod, merk/imago en geleverde service.
68. De substitutiepatronen tussen aanbieders van heterogene producten kunnen tot grotere prijsstijgingen leiden als blijkt dat er sterke concurrentiedruk tussen Partijen wegvalt en er onvoldoende disciplinerende uitgaat van de overige aanbieders. Als aan de andere kant blijkt dat er relatief weinig substitutie is tussen Partijen ten opzichte van andere concurrenten, zijn juist kleinere prijsstijgingen te verwachten.
69. In het navolgende gaat de ACM daarom uit van vraagmodellen die productdifferentiatie toestaan.

6 Nested logit model voor heterogene producten

6.1 Modelbeschrijving en aanpak

70. Een veelgebruikte manier van modelleren van de vraag naar heterogene producten is door middel van een *discrete choice* model, zoals een *logit*-model. Het voordeel van een *logit*-model is dat het relatief weinig parameters heeft en dus met relatief weinig gegevens kan worden gekalibreerd.
71. Het *logit*-model¹⁸ is afgeleid van de nutsfunctie van de afnemer en brengt de geobserveerde kenmerken van alle keuzealternatieven in kaart.
72. De basisversie van het *logit*-model maakt wel een restrictieve 'IIA-aanname' (*Independence of Irrelevant Alternatives*), die de reductie in het aantal parameters mogelijk maakt¹⁹. De IIA-aanname betekent dat substitutie tussen producten de relatieve verhoudingen tussen volumes volgt. Anders gezegd: afnemers die zoeken naar alternatieven vanwege een prijsverhoging van hun voorkeursproduct, zullen overgaan op andere producten, in proportie tot de marktaandeelen van die producten.
73. De IIA-aanname is onrealistisch als er duidelijke verschillen zijn tussen producten die aansluiten bij verschillende voorkeuren van afnemers. Als deze verschillen worden geobserveerd, kunnen de producten worden gegroepeerd zodat voor de vergelijking tussen deze groepen de IIA-aanname niet nodig is. Er wordt dan van een *nested logit* gesproken.
74. Het *nested logit* model veronderstelt dat de mate van substitutie groter is tussen producten binnen dezelfde '*nest*' dan tussen producten verschillende nesten. Het verschil tussen de mate van substitutie tussen producten binnen en buiten een bepaalde *nest* en de mate van substitutie binnen elke individuele *nest* wordt bepaald door zogenaamde *nesting* parameters.
75. In de markt voor zonvakanties op korte of middellange afstand lijkt in ieder geval sprake zijn van mogelijke verschillen ten aanzien van de bestemming. Uit het consumentenonderzoek²⁰ blijkt dat consumenten eerder naar een alternatieve aanbieder overstappen dan naar een andere bestemming. De ACM gebruikt daarom het *nested logit* model met de producten onderverdeeld in acht segmenten op basis van het bestemmingsland, Bulgarije, Cyprus, Egypte, Griekenland, Italië, Portugal, Spanje en Turkije. In elk segment bevinden zich drie geaggregeerde producten: één van Sunweb, één van Corendon en één van TUI en één van een geaggregeerde groep overige pakketreisaanbieders.
76. Een consument hoeft natuurlijk geen pakketreis kiezen. Deze mogelijkheid is in het model opgenomen als de zogenaamde *outside option*.
77. Het *logit*-model is gebaseerd op de volgende nutsfunctie van consument n voor product i :

$$U_{in} = \mu_i + \alpha p_i + u_{in}$$

¹⁸ McFadden, D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior.

¹⁹ Dezelfde aanname wordt ook door verschillende versies van het AIDS model gemaakt (PCAIDS).

²⁰ Panteia: Inzicht in het keuzeproces bij het boeken van een zonvakantie van 2 oktober 2020 met kenmerk ACM/IN/541574, p. 17.

waar μ_i een gemiddelde voorkeur voor product i is, α is de prijsgevoeligheidsparameter en u_{in} is een foutterm die niet-geobserveerde kenmerken van de producten en voorkeuren van afnemers bevat.

78. Onder de standaard aanname dat u_{in} een Gumbel-verdeling volgt, kan een formule voor het marktaandeel van product i worden afgeleid:

$$s_i = \frac{\exp(\mu_i + \alpha p_i)}{1 + \sum_j \exp(\mu_j + \alpha p_j)}$$

Het cijfer 1 in de noemer is het gevolg van normalisatie van het nut van de *outside option*, die gelijk gesteld is aan 0 en vandaar $\exp(0) = 1$.

79. Het *nested logit*-model staat correlatie tussen de fouttermen binnen een segment toe. Deze onderlinge afhankelijkheid wordt door een parameter σ_h gemeten²¹. σ_h wordt de *nesting*-parameter genoemd. Elke 'nest' h kan in principe een eigen mate van substitueerbaarheid hebben. De ACM volgt de parametrisering van onder andere McFadden (1981), Berry (1994) of Cardell (1997)²² om aan te sluiten bij de literatuur over het schatten van vraag. De *nesting*-parameter wordt gedefinieerd als $1 - \sigma_h$ door onder andere Train (2009)²³.

80. De formule voor marktaandeel s_i wordt dan:

$$s_i = s_{i|h} s_h$$

$$s_{i|h} = \frac{\exp\left(\frac{\mu_i + \alpha p_i}{1 - \sigma_h}\right)}{\exp(I_h)}$$

$$s_h = \frac{\exp((1 - \sigma_h)I_h)}{1 + \sum_{l \in H} (1 - \sigma_l)I_l}$$

$$I_h = \sum_{j \in h} \exp\left(\frac{\mu_j + \alpha p_j}{1 - \sigma_h}\right)$$

waar H het aantal *nests*/segmenten is, $s_{i|h}$ is een aandeel van product i in segment h , s_h is aandeel van segment h en I_h is zogenaamde *inclusive value* voor nest h .

81. Het *nested logit*-model vereist een keuze voor de omvang van de potentiële markt zodat de marktaandelen s_i kunnen worden berekend. Ongeveer 30% van respondenten in het consumentenonderzoek²⁴, die een pakketreis voor een zonvakantie hebben geboekt, geven aan in de laatste twee jaar ook een zonvakantie d.m.v. losse reiscomponenten te hebben geboekt. De ACM gaat dus in deze analyse uit van een potentiële markt van 130% van de markt voor pakketreizen voor zonvakanties.

²¹ σ_h is niet gelijk aan correlatie maar kan gebruikt worden als een benadering van correlatie (McFadden, 1978).

McFadden, D. (1978). Modeling the choice of residential location. *Transportation Research Record*, (673).

²² McFadden, D. (1981). Econometric models of probabilistic choice. *Structural analysis of discrete data with econometric applications*, 198272.

Berry, S. T. (1994). Estimating discrete-choice models of product differentiation. *The RAND Journal of Economics*, 242-262.

Cardell, N. S. (1997). Variance components structures for the extreme-value and logistic distributions with application to models of heterogeneity. *Econometric Theory*, 13(2), 185-213.

²³ Train, K. E. (2009). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge university press.

²⁴ Panteia: Inzicht in het keuzeproces bij het boeken van een zonvakantie van 2 oktober 2020 met kenmerk ACM/IN/541574, p.12.

82. Het *nested logit* model kan herschreven worden in een lineaire vorm²⁵:

$$\log(s_i) - \log(s_0) = \mu_i + \alpha p_i + \sigma_h \log(s_{i|h})$$

83. De prijs kan worden weergegeven als:

$$p_i = \frac{1}{\alpha} [\log(s_i) - \log(s_0) - \mu_i - \sigma_h \log(s_{i|h})]$$

84. Hieruit kan de afgeleide van prijs ten opzichte van volume worden afgeleid (zie **Appendix B**):

$$\frac{\partial p_i}{\partial q_i} = \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1 - \sigma_h}{q_i} + \frac{1}{q_0} + \frac{\sigma_h}{q_h} \right)$$

$$\frac{\partial p_i}{\partial q_j} = \begin{cases} \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{q_0} + \frac{\sigma_h}{q_h} \right), & \text{als } i, j \text{ allebei in nest } h \\ \frac{1}{\alpha q_0}, & \text{als } i \text{ niet in nest } h \text{ maar } j \text{ wel} \end{cases}$$

85. Deze term past in de eerste-orde voorwaarden van winstmaximalisatie in een Cournot oligopolie in randnummer 39 als volgt:

$$\omega_{ik} p_i + \sum_{j=1}^n \omega_{jk} q_j \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{q_0} + \delta_{ij} \frac{1 - \sigma_h}{q_i} + \mathbb{1}_h(j) \frac{\sigma_h}{q_h} \right) - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} = 0$$

waar δ_{ij} , de Kronecker delta, is gedefinieerd als

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1, & i = j \\ 0, & i \neq j \end{cases}$$

en $\mathbb{1}_h(j)$ een indicatorfunctie:

$$\mathbb{1}_h(j) = \begin{cases} 1, & j \in h \\ 0, & j \notin h \end{cases}$$

86. De parameters α en σ_h kunnen worden gekalibreerd aan de hand van gegevens over volumes, prijzen en brutomarges. Zoals weergegeven in **Tabel 3** beschikt de ACM over brutomarges voor Sunweb, Corendon en TUI voor in ieder geval 8 landen gebruikt in de fusiesimulatie. Daardoor kunnen de eerste-orde voorwaarden voor 8 bestemmingen aangeboden door 3 aanbieders worden ingevuld. Dat levert een systeem van 24 vergelijkingen op met de vraagparameters als onbekenden. In het geval van een *nested logit* model met acht *nests* en ongelijke nesting parameters, moeten negen parameters worden geschat: de prijsgevoeligheidsparameter α en nesting parameters σ_h die de mate van substitueerbaarheid binnen de segmenten aangeven.
87. Een analytische oplossing van het systeem van vergelijkingen bestaat niet. De parameters worden daarom geschat met een optimalisatie-algoritme dat de som van de gekwadrateerde eerste-orde voorwaarden minimaliseert. De oplossing is ook niet noodzakelijkerwijze uniek en hangt af van de startwaarden voor de parameters. De ACM heeft 1000 kalibraties gedaan met *random* trekkingen van de startwaarden voor de parameters. De verschillende oplossingen leveren een *range* op van parameterwaarden, die weergeeft welke mogelijke uitkomsten voldoen aan de eerste-orde voorwaarden geformuleerd op basis van het *nested logit* vraagmodel.

²⁵ Berry, S., Levinsohn, J., & Pakes, A. (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 841-890.

88. Met elke resulterende set van gekalibreerde parameters wordt op basis van het vraagmodel μ_i berekend. Vervolgens worden op basis van de eerste-orde voorwaarden in randnummer 85 de marginale kosten bepaald. Met het vraagmodel en het gekalibreerde kostenmodel kunnen nu de eerste-orde voorwaarden met aangepaste eigenaarschapsstructuur worden gebruikt voor de berekening van productieniveaus na de concentratie en op basis van het vraagmodel ook de bijhorende prijseffecten.
89. De resulterende volumes vormen het nieuwe evenwicht, dat rekening houdt met reacties van alle ondernemingen op de verandering in marktstructuur. De prijzen na de fusie volgen dan uit de vraagspecificatie. Zo wordt gekeken naar effecten van de concentratie conform de richtsnoeren van de Europese Commissie.²⁶

6.2 Resultaten

90. De ACM heeft de analyse uitgevoerd met gegevens voor 2018 en 2019 zoals in **Hoofdstuk 5**. De gemiddelden van de gekalibreerde vraagparameters zijn opgenomen in **Tabel 8**.
91. De prijsgevoeligheidsparameter heeft een vergelijkbare waarde voor beide jaren. De *nesting* parameters variëren iets meer maar blijven over het algemeen laag (waarden van *nesting* parameters kunnen variëren tussen 0 en 1, waarbij 0 duidt op volledige substitueerbaarheid en 1 op het geheel ontbreken van substitutie). Deze resultaten wijzen dus op aanzienlijke substitutie tussen bestemmingen.

	2018	2019
Prijsgevoeligheid		
Nesting parameters:		
Bulgarije		
Cyprus		
Egypt		
Griekenland		
Italië		
Portugal		
Spanje		
Turkije		

Tabel 8. Gekalibreerde parameters (*nested logit* vraagmodel)

92. De minima en maxima van de geschatte indicatieve prijseffecten worden weergegeven in **Tabel 9** en **Figuur 2**.

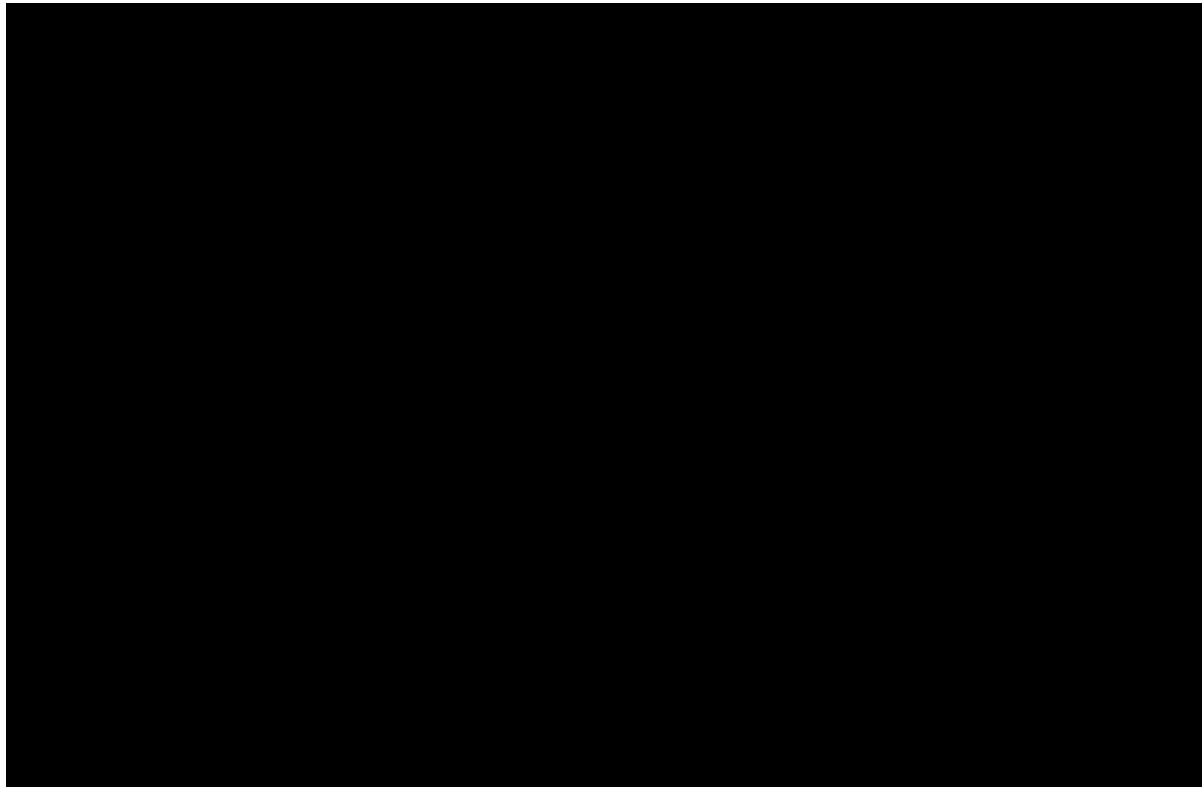
²⁶ Horizontal Merger Guidelines, paragraaf 25.

	2018		2019	
	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum
Bulgarije				
Cyprus				
Egypt				
Griekenland				
Italië				
Portugal				
Spanje				
Turkije				
Totaal	1.8%	2.5%	1.6%	2.0%

Tabel 9. Geschatte prijseffecten (*nested logit* vraagmodel)

93. De prijseffecten zijn iets hoger voor de specificatie gebaseerd op de gegevens uit 2018 dan voor 2019. Dat komt grotendeels door [REDACTED]. De resultaten laten ook zien dat iets hogere *nesting* parameters voor bepaalde bestemmingen in 2018 tot hogere prijsstijgingen leiden voor die bestemmingen. Dat is te verwachten omdat een hogere *nesting* parameter betekent dat andere landen een minder goed substituuat zijn voor deze bestemming.
94. De ACM concludeert verder dat de resultaten stabiel lijken en de prijsstijgingen van vergelijkbare omvang aan die van het homogene Cournot-model in **Hoofdstuk 5**.
95. Zoals hierboven besproken, geldt in het *nested logit*-model binnen de segmenten nog steeds de IIA-aanname. Dat betekent dat de substitutie tussen aanbieders gebaseerd is op marktaandeelen. Om een inschatting te geven van de nabijheid van concurrentie tussen aanbieders schat de ACM in **Hoofdstuk 7** het *Almost Ideal Demand System (AIDS)*²⁷ op basis van de gedetailleerde boekingsdata, om de substitutiepatronen tussen aanbieders empirisch vast te stellen.

²⁷ Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American economic review*, 70(3), 312-326.



Figuur 2. Geschatte prijseffecten (*nested logit* vraagmodel)

7 Almost Ideal Demand System

7.1 Modelbeschrijving en aanpak

96. De ACM overweegt dat er een belangrijke mate van productdifferentiatie kan zijn, ook tussen de aanbieders. In dit hoofdstuk brengt de ACM de substitutiepatronen tussen Corendon, Sunweb en TUI in kaart.
97. Om aan te sluiten bij de economische kader geïntroduceerd in de vorige hoofdstukken, licht de ACM haar aanpak toe aan de hand van het lineaire vraagmodel onder Cournot concurrentie.
98. Het lineaire vraagmodel uit **Hoofdstuk 5** kan uitgebreid worden om productdifferentiatie mee te nemen. Het model heeft dat de volgende vorm:

$$q_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} p_j$$

99. De coëfficiënten β_{ij} meten de mate van substitutie tussen aanbieders i en j en prijsgevoeligheid van de vraag indien $i = j$.
100. In matrix-notatie kan het model weergegeven worden als:

$$Q = \alpha + \beta P$$

waar Q een $(KR \times 1)$ -vektor van volumes is, P een $(KR \times 1)$ -vektor van prijzen, α een $(KR \times 1)$ -vektor van constanten en β een $(KR \times KR)$ -matrix van prijsparameters $\frac{\partial q_i}{\partial p_j}$.

101. Dit vraagmodel kan worden geïnverteerd om prijs weer te geven als een functie van volumes:

$$P = \beta^{-1}(Q - \alpha)$$

102. Hieruit volgt dat het marginale effect in de eerste-orde voorwaarden onder Cournot concurrentie in randnummer 39 is:

$$\frac{\partial P}{\partial Q} = \beta^{-1}$$

103. Vanwege de grote aantal parameters in β kan het model niet gekalibreerd worden alleen op basis van de eerste-orde voorwaarden. β kan wel geïdentificeerd worden door middel van een econometrische schatting of op basis van *diversion ratio's*.
104. De econometrische schatting van het lineaire model in de vorm van randnummer 100 op basis van de boekingsdata is theoretisch mogelijk, maar is praktisch uitdagend omdat de vraag aan belangrijke seizoenseffecten onderhevig is. Bepaalde verblijfweken zijn populairder dan andere, en consumenten plannen en boeken hun vakanties bijvoorbeeld vaker langer van tevoren dan op het laatste moment. Deze effecten zijn waarschijnlijk in grote mate onafhankelijk van de prijs, maar beïnvloeden de afzet aanzienlijk. Er is sprake van zogenaamde *demand shifters*.
105. De econometrische schatting van het lineaire vraagmodel gaat bovendien gepaard met een aantal aanvullende risico's:
- De coëfficiënten voor elk product zijn onafhankelijk van de coëfficiënten voor andere producten. Daardoor is het mogelijk dat de consumentenvoorkeuren geïmpliceerd door deze coëfficiënten irrationeel of zelfs onlogisch zijn.
 - Potentiële correlatie tussen fouttermen van regressies per product wordt genegeerd in het lineaire vraagmodel. Dat maakt de schatting minder nauwkeurig.
106. Het AIDS-model biedt een oplossing voor de bovenstaande beperkingen:
- De vraag wordt geschat op basis van marktaandeelen, waarmee automatisch wordt gecorrigeerd voor de gezamenlijke *demand shifters*, en de substitutiepatronen kunnen in kaart worden gebracht.
 - Het legt een structuur aan de parameters op zodat consistente consumentenvoorkeuren gegarandeerd zijn. Voorspelde marktaandeelen tellen bijvoorbeeld gegarandeerd op tot één.
 - Het model wordt geschat in een systeem van vergelijkingen waardoor de potentiële correlatie tussen fouttermen meegenomen wordt.
107. Hierbij geldt wel dat de algemene prijsgevoeligheid van de vraag naar pakketreizen onderschat wordt, omdat de ACM de vraag naar alternatieven, zoals losse componenten, niet observeert. Het AIDS model wordt daarom primair gebruikt om inzicht te krijgen in de relatieve substitutie tussen touroperators.
108. Het AIDS model is afgeleid van een concrete vorm van consumentenvoorkeuren, zgn. PIGLOG (*price independent generalized logarithmic*) voorkeuren. De uitgavenfunctie is gespecificeerd

als:

$$\log c(u, p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log p_i \log p_j + u \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}$$

waar u de nut is en p_i de prijs van product i .

109. Hieruit volgt na het toepassen van het Shepard's Lemma het AIDS model:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \frac{X}{P}$$

$$\log P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log p_i \log p_j$$

waarbij w_i de omzetaandeel van product i is, X staat voor de totale uitgaven van consumenten in de markt en P is de translog prijsindex.

110. Het AIDS model in de bovenstaande vorm heeft $n(n+2) + 1$ parameters met n producten in het systeem.

111. Het grote aantal parameters wordt aanzienlijk lager als parameterrestricties worden toegepast. Enkele gebruikelijke parameterrestricties zorgen er bovendien voor, dat de geschatte vraag consistente consumentenvoorkeuren weergeeft. De ACM past de volgende restricties toe in de schatting van het AIDS model:

- Additiviteit: $\sum_j \alpha_j = 1$
- Homogeniteit van de graad 0 in prijzen en inkomen: $\sum_j \gamma_{jk} = 0$ and $\sum_j \beta_j = 0$
- Symmetrie van de Slutsky matrix $\gamma_{jk} = \gamma_{kj}$

112. De additiviteit-conditie zorgt ervoor dat $\sum_i w_i = 1$. Homogeniteit van de graad 0 betekent dat de vraag niet verandert als een andere meeteenheid voor prijzen en/of inkomen wordt gebruikt. Slutsky symmetrie impliceert dat de uitgavenfunctie concaaf is.

113. Consistente consumentenvoorkeuren voldoen aan de *weak axiom of revealed preference* (WARP). WARP stelt dat als een consument product A verkiest boven product B dit betekent dat de consument voorkeur heeft voor product A en product B alleen kiest in een situatie waarin product A niet beschikbaar of betaalbaar is. De enige voorwaarde voor WARP die niet opgelegd wordt door de parameterrestricties hierboven is dat de Slutsky matrix *negative semidefinite* is²⁸. Deze voorwaarde kan gecheckt worden aan de hand van de schattingsresultaten.

114. De niet-gecompenseerde (constante uitgaven) (*Marshallian*) prijselasticiteiten kunnen berekend worden als

$$\varepsilon_{ij}^M = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \left[\gamma_{ij} - \beta_i \left(\alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j \right) \right]$$

waar δ_{ij} de Kronecker delta is gedefinieerd als

$$\delta_{ij} = 1 \text{ als } i = j$$

$$\delta_{ij} = 0 \text{ als } i \neq j$$

²⁸ Barnett, W. A., & Seck, O. (2008). Rotterdam model versus almost ideal demand system: will the best specification please stand up?. *Journal of Applied Econometrics*, 23(6), 795-824.

115. De uitkomsten van het model kunnen worden gebruikt om het marginale effect $\frac{\partial q_i}{\partial p_j}$ te berekenen:

$$\frac{\partial q_i}{\partial p_j} = \varepsilon_{ij}^M \frac{p_j}{q_i}$$

116. Dit marginale effect is gelijk aan β_{ij} in randnummer 98. De matrix van marginale effecten β kan dan worden geïnverteerd en opgenomen in de eerste-orde voorwaarden van winstmaximalisatie zoals genoemd in randnummer 102. Een soortgelijke aanpak is gevolgd o.a. door Compass Lexecon (2019)²⁹.

7.2 Econometrische schatting

117. De ACM schat het AIDS model aan de hand van de boekingsdata van Corendon, Sunweb en TUI. Voor elke combinatie van boekingsweek en vertrekmaand wordt de gemiddelde prijs en het omzetaandeel berekend per aanbieder en per bestemming.
118. Voorafgaand aan de aggregatie worden de prijzen gecorrigeerd door middel van *hedonic pricing* regressies. Deze regressies zijn gedraaid per aanbieder per bestemming en verklaren de individuele prijzen aan de hand van de geobserveerde kenmerken van de reis zoals verzorging, extra bagage, transfers, huurauto, aantal sterren accommodatie enz. De resulterende coëfficiënten worden gebruikt om verschillen in prijzen veroorzaakt door kenmerken van de reis gelijk te trekken. Zo wordt de gemiddelde prijsontwikkeling over tijd niet beïnvloed door variatie in kenmerken van de geboekte reizen. **Appendix C** beschrijft in meer detail hoe de correctie tot stand komt.
119. Het omzetaandeel en de gemiddelde gecorrigeerde prijs per passagier worden als input voor het AIDS model gebruikt in de econometrische schatting per bestemming. In principe gaat de ACM dus uit van dezelfde segmentering als bij het *nested logit*-model.
120. De ACM zet $\alpha_0 = \min \log X$ zoals gesuggereerd door Deaton & Muellbauer (1980), Banks et al. (1997)³⁰ en Poi (2012)³¹ en maakt gebruik van de package *micEconAids*³² in de statistische programmeertaal R om het model per bestemmingsland te schatten door middel van een *iterated linear least squares estimator (ILLE)*³³.
121. Om vervolgens ook eventuele substitutie tussen segmenten (bestemmingslanden) en de prijsgevoeligheid van de totale vraag naar pakketreizen in kaart te brengen in het vraagmodel wordt de *multi-level* aanpak van Hausman et al. (1994)³⁴ en Gorman (1971)³⁵ gebruikt. Zoals de term "*multi-level*" suggereert, wordt de vraag op verschillende niveaus geschat, namelijk drie:

²⁹ Compass Lexecon (2019). Demand estimation and merger simulation with differentiated products. *APEC Seminar on Economic Analysis in Horizontal and Non-Horizontal Mergers*.

³⁰ Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527-539.

³¹ Poi, B. P. (2012). Easy demand-system estimation with quads. *The Stata Journal*, 12(3), 433-446.

³² Henningsen, A. (2017). *micEconAids: Demand Analysis with the Almost Ideal Demand System (AIDS)*. R package version 0.6-18. <https://CRAN.R-project.org/package=micEconAids>

³³ Blundell, R., & Robin, J. M. (1999). Estimation in large and disaggregated demand systems: An estimator for conditionally linear systems. *Journal of Applied Econometrics*, 14(3), 209-232.

³⁴ Hausman, J., Leonard, G., & Zona, J. D. (1994). Competitive analysis with differentiated products. *Annales d'Economie et de Statistique*, 159-180.

³⁵ Gorman, W. M. (1971). Two stage budgeting. *unpublished paper, London School of Economics and Political Science*.

vraag binnen een segment, vraag naar segmenten en de totale vraag naar pakketreizen.

122. Op het laagste niveau wordt per segment (bestemmingsland) het AIDS model geschat om de substitutie tussen aanbieders binnen het segment in kaart brengen.

123. De resulterende translog prijsindexen per land zijn gebruikt om op het middelste niveau een model voor de vraag naar bestemmingen in elkaar te zetten:

$$\log Q_c = \alpha_c + \sum_{i=1}^c \beta_{ci} \log P_i + \gamma_c \log X_{tot}$$

waarbij Q_c is het aantal boeking naar bestemming c , P_i is de translog prijsindex voor bestemming i afkomstig van het AIDS model voor segment i en X_{tot} is de totale omzet voor de meegenomen bestemmingen. De termen β_{ci} meten de substitutie tussen bestemmingen.

124. Op het hoogste niveau wordt de totale prijselasticiteit voor pakketreizen geschat. Gelet op de uitdagingen om dit model betrouwbaar te schatten vanwege gebrek aan informatie over afname van het *outside good* en aanwezigheid van seizoenseffecten, leidt de ACM de prijsgevoeligheid af uit de eerste-orde voorwaarden en de aangeleverde brutomarges.

125. Bij de schatting van het AIDS model per bestemming op het laagste niveau spelen mogelijk endogeniteitsproblemen. Er kunnen namelijk niet-geobserveerde effecten optreden die van invloed zijn op zowel prijs als afzet. Dit kan leiden tot onderschatting (in absolute waarde) van de eigen prijscoëfficiënten γ_{ii} en vervolgens eigen prijselasticiteit ε_{ii} ³⁶. Vanwege de conditie van homogeniteit van graad 0 kan deze onderschatting ook leiden tot onderschatting van de kruislingse parameters γ_{ij} . De mate van substitutie is dus potentieel onderschat en zou zelfs negatief kunnen worden (complementariteit). Er is echter geen duidelijke richting voor wat betreft de potentiële bias in de relatieve verhoudingen tussen substitutie-effecten; d.w.z. endogeniteit heeft geen voorzienbare gevolgen voor conclusies over nabijheid van concurrentie.

7.3 Resultaten

126. Uit de figuren in **Appendix D** blijkt dat er [REDACTED] voor boekingen die kort voor vertrek zijn gemaakt, ofwel de *last minute* boekingen. Het is aannemelijk dat het aanbod van touraanbieders steeds meer uitverkocht raakt als de vertrekdatum nadert, wat de keuzemogelijkheden voor consumenten beperkt. De consumenten die kort voor vertrek boeken, hebben mogelijk ook andere voorkeuren dan overige consumenten. [REDACTED]

[REDACTED] Vanwege het aantal aannemelijke verstoringen bij deze late boekingen gebruikt de ACM alleen de boekingen gemaakt meer dan 14 dagen voor vertrek in haar analyse.

127. De ACM schat het model primair op basis van gemiddelde prijzen en totale afzet voor een combinatie van boekingsweek en vertrekmaand (week/ maand aggregatie). De korte duur van

³⁶ Compass Lexecon (2019). Demand estimation and merger simulation with differentiated products. *APEC Seminar on Economic Analysis in Horizontal and Non-Horizontal Mergers*
Train, K. E. (2009). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge university press.

het gebruikte interval (week) verkleint het risico op endogeniteitsproblemen³⁷. Als alternatief wordt een nog verfijnder aggregatie gebruikt van de combinatie van boekingsweek en vertrekweek (week/week).

128. De geschatte prijselasticiteiten voor alle specificaties zijn gerapporteerd in **Appendix E**. Alle schattingen voldoen aan de WARP en representeren dus consistente consumentenvoorkeuren.
129. **Tabel 10** geeft het aantal negatieve kruislingse prijselasticiteiten (die op complementariteit wijzen) weer per bestemming voor de drie aggregatieniveaus. In totaal zijn er bij drie aanbieders 6 kruislingse elasticiteiten. Specificaties die tot twee of meer negatieve kruislingse prijselasticiteiten leiden worden als onbetrouwbaar gezien en rood gemarkeerd.
130. Specificaties met één of twee negatieve kruislingse elasticiteiten die echter niet statistisch significant zijn en dichtbij 0 worden wel als bruikbaar gezien. Deze schattingen wijzen op het ontbreken van significante substitutie tussen de betreffende producten.
131. Voor Bulgarije en Cyprus is het niet gelukt om tot een betrouwbare schatting van een AIDS model te komen. Dit is waarschijnlijk veroorzaakt door het beperkte aantal boekingen op deze bestemmingen bij minstens één van de aanbieders. Alleen week/ maand combinaties waarin bij alle aanbieders wordt geboekt kunnen worden gebruikt voor de schatting.

	Week/maand	Week/week
Bulgarije		
Cyprus		
Egypt		
Griekenland		
Italië		
Portugal		
Spanje		
Turkije		

Tabel 10. Aantal negatieve kruislingse prijselasticiteiten per specificatie

132. **Tabel 11** geeft de geschatte *diversion ratio's* weer. Als er meerdere betrouwbare specificaties per bestemming beschikbaar zijn, worden intervallen van de *diversion ratio's* uit al deze specificaties opgenomen.

³⁷ Hausman, J., Leonard, G., & Zona, J. D. (1994). Competitive analysis with differentiated products. *Annales d'Economie et de Statistique*, 159-180.

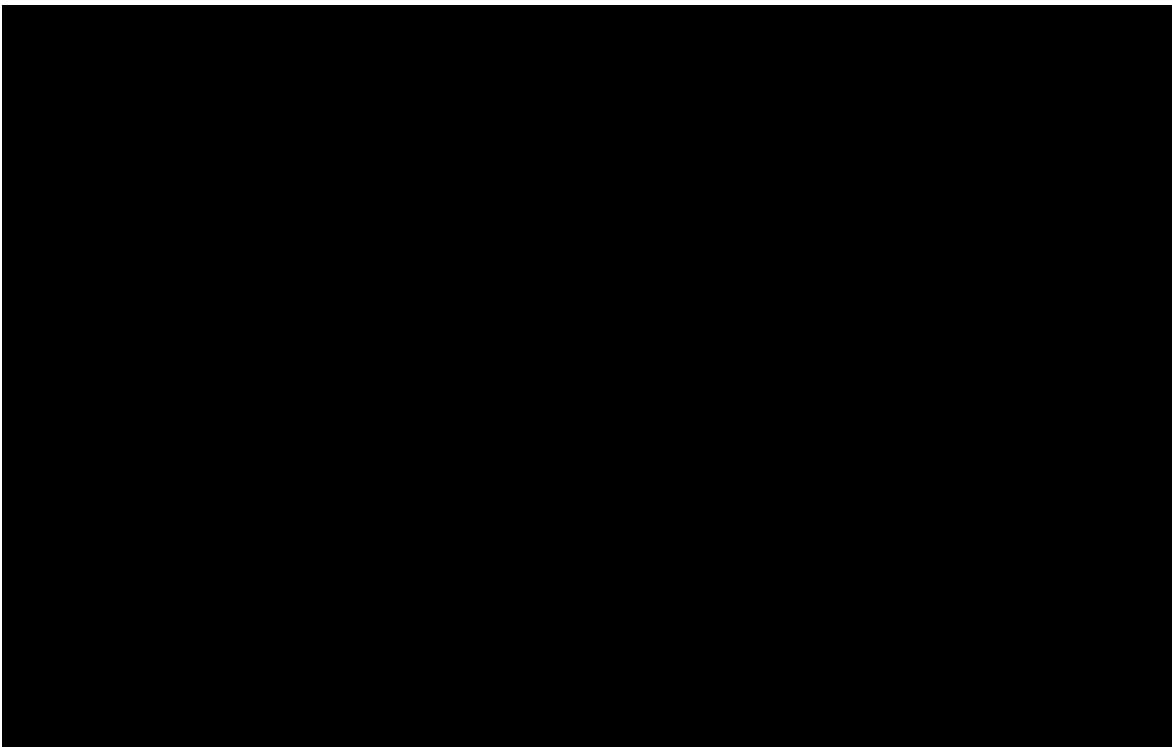
		Corendon	Sunweb	TUI		Corendon	Sunweb	TUI												
Egypte	Corendon	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]	Griekenland	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]												
	Sunweb																			
	TUI																			
Italië	Corendon				[Redacted]				[Redacted]	[Redacted]	Portugal	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]						
	Sunweb																			
	TUI																			
Spanje	Corendon										[Redacted]				[Redacted]	[Redacted]	Turkije	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]
	Sunweb																			
	TUI																			

Tabel 11. Geschatte diversion ratio's

133. Uit **Tabel 11** blijkt dat er over het algemeen meer substitutie gevonden is tussen TUI en Partijen dan tussen Partijen onderling. Alleen in [Redacted] lijken Partijen de meest nabije concurrenten van elkaar te zijn.
134. [Redacted]
135. [Redacted]
136. [Redacted]
137. [Redacted]
138. De *diversion ratio's* impliceren ook significante overstap naar andere aanbieders of buiten de markt.
139. Het model voor substitutie tussen bestemmingen op het middelste niveau beschreven in randnummer 123 wordt gebaseerd op de uitkomsten van de AIDS model schattingen. De substitutiepatronen konden echter niet betrouwbaar worden geschat. Dat komt door de grote mate van correlatie tussen de prijzen op verschillende bestemmingen. Dit is geïllustreerd in **Appendix F**. Deze mate van samenhang wijst op zichzelf al op substitutie tussen bestemmingen. Hierbij dient te worden opgemerkt dat de correlatie niet alleen optreedt over tijd van vertrek maar ook over boekingsdatum en aantal dagen tussen reservering en vertrek.
140. Zonder de schatting van de modellen op het middelste en bovenste niveau is de prijsgevoeligheid waarschijnlijk sterk onderschat. De mate van deze onderschatting kan beoordeeld worden op basis van een vergelijking tussen geïmpliceerde brutomarges (berekend met gebruik van de eerste-orde voorwaarden) en de werkelijke brutomarges in **Tabel 3**. Hieruit

blijkt dat de geïmpliceerde brutomarges veel hoger zijn dan de werkelijke brutomarges.

141. Om toch de gevolgen van de gevonden substitutiepatronen voor de gevolgen van de voorgenomen concentratie te illustreren, verhoogt de ACM de geschatte prijselasticiteiten met factor α om zo meer realistische geïmpliceerde brutomarges te gebruiken voor de berekening van prijseffecten. Er dient wel te worden opgemerkt dat de nieuwe geïmpliceerde brutomarges nog steeds significant hoger zijn dan de werkelijke, waardoor de prijsgevoeligheid van consumenten onderschat is en de indicatieve prijsstijgingen overschat. **Appendix G** geeft de vergelijking van de verschillende brutomarges weer.
142. **Figuur 3** laat de prijseffecten visueel zien.
143. De uitkomsten komen overeen met de verwachting op basis van de *diversion ratio's* in **Tabel 11**. De prijsstijgingen blijven gemiddeld onder 2%.



Figuur 3. Geschatte prijseffecten (AIDS vraagmodel)

8 Conclusie

144. De ACM heeft een uitgebreide kwantitatieve analyse van de voorgenomen concentratie uitgevoerd.
145. De gevolgen van de concentratie zijn in deze Annex onderzocht aan de hand van:
 - i) Twee verschillende aannames over de manier van concurrentie in de markt:
 - Cournot model met homogeen product
 - Cournot model met heterogene producten

-
- ii) Drie verschillende aannames over de vraagzijde van de markt:
 - Lineair model
 - Almost Ideal Demand System
 - Nested logit model

 - 146. De resultaten van het AIDS model wijzen erop dat Partijen sterke concurrentiedruk ondervinden van TUI en het weggefallen concurrentiedruk tussen Partijen te beperkt is om significante prijsstijgingen teweeg brengen.

 - 147. De resultaten van het *nested logit* model en de samenhang tussen prijsindexen van verschillende bestemmingen wijzen op een belangrijke mate van substitutie tussen bestemmingslanden.

 - 148. Alle gebruikte vraagmodellen leiden tot gemiddelde indicatieve prijsstijgingen rond 2%.

 - 149. Ondanks alle onzekerheden omtrent zulke analyses zijn de uitkomsten van de verschillende modellen consistent met elkaar

 - 150. Gelet op de inherente onzekerheden gepaard met dergelijke voorspellingen en het feit dat concurrentiedruk van losse componenten, andere aanbieders en bestemmingen niet expliciet en volledig worden meegenomen in deze analyse vindt de ACM dat de schattingen in deze Annex niet wijzen op een significante belemmering van mededinging als gevolg van de voorgenomen concentratie.

Appendix A – Kwadratische kosten met capaciteitsbeperkingen

151. Werden en Froeb (2018)³⁸ wijzen op interessante uitkomsten voor de fusiebeoordeling als er sprake is van stijgende marginale kosten of capaciteitsbeperkingen. In de markt voor zovakanties op korte of middellange afstand zou sprake kunnen zijn van dergelijke capaciteitsbeperkingen, vanwege de beperkte capaciteit op vluchten vanaf de relevante luchthavens en de eveneens eindige beschikbaarheid van accommodaties.
152. Werden (1991)³⁹ en McAfee en Williams (1992)⁴⁰ gebruiken een kwadratisch kostenmodel gespecificeerd als:

$$c_i(q_i) = \frac{(q_i)^2}{2\gamma_i}$$

waar γ_i een constante is, proportioneel aan de capaciteit van productiefaciliteit van product i .

153. Deze keuze voor het kostenmodel is gebaseerd op Perry & Porter (1985)⁴¹, die beargumenteren dat een aanname van vaste gemiddelde kosten in een Cournot model de prikkels om te fuseren onderschat. Zij gaan uit van een sector waarin oligopolisten een deel van de vaste hoeveelheid totale middelen gebruiken voor hun productie. Het vergroten van het bezit van deze middelen creëert winstgevendende mogelijkheden om het fuseren.
154. In de markt voor pakketreizen is sprake van een beperkt aantal vluchten en vliegtuigstoelen die beschikbaar zijn voor de pakketreisaanbieders. Deze kunnen als middelen in het model van Perry & Porter (1985) worden gezien.
155. De marginale kosten worden door deze keuze van het kostenmodel:
- $$\frac{\partial c_i}{\partial q_i} = \frac{q_i}{\gamma_i}$$
156. De expressie voor de marginale kosten in randnummer 155 wordt geplakt in de eerste-orde voorwaarden in randnummer 39. γ_i is dan een onbekende, die gekalibreerd wordt als een oplossing van het systeem van vergelijkingen geïmpliceerd door de eerste-orde voorwaarden.
157. De gekalibreerde parameters van deze specificatie van het model zijn opgenomen in **Tabel A1**.

³⁸ Werden, G. J., & Froeb, L. M. (2006). Unilateral competitive effects of horizontal mergers. In P. Buccirosi (Ed.), *Handbook of Antitrust Economics*, MIT Press.

³⁹ Werden, G. J. (1991). Horizontal mergers: comment. *The American Economic Review*, 81(4), 1002-1006.

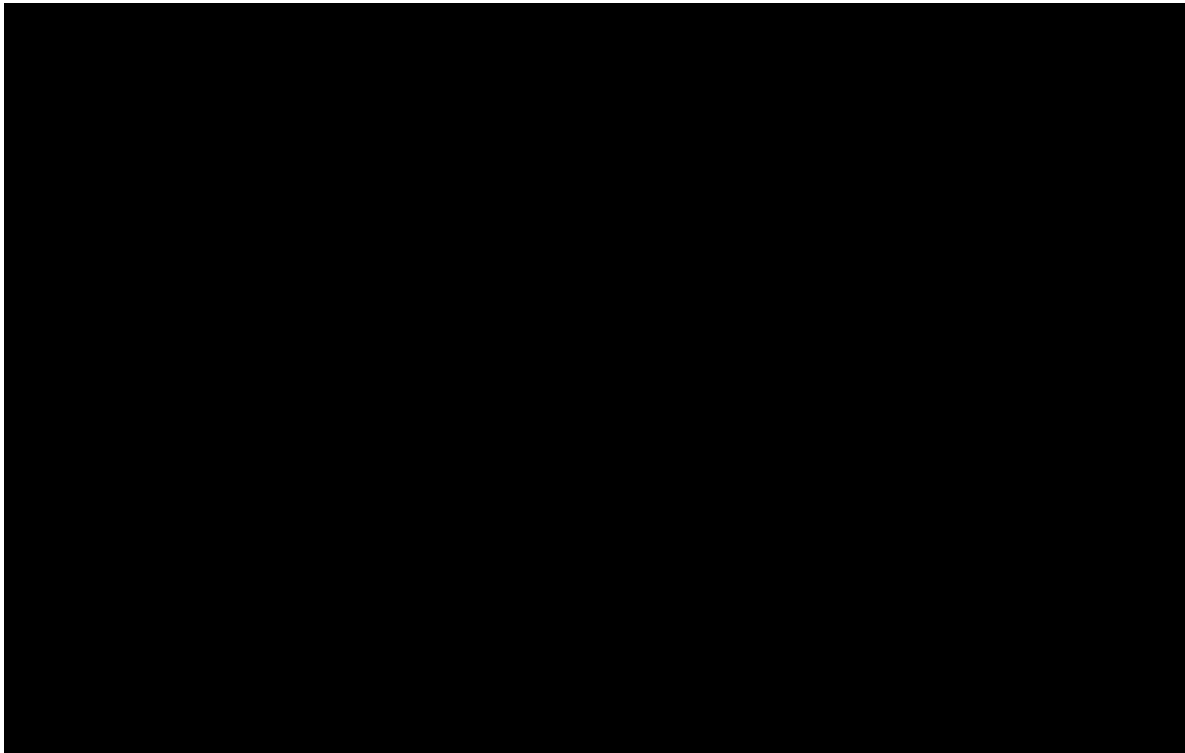
⁴⁰ McAfee, R. P., & Williams, M. A. (1992). Horizontal mergers and antitrust policy. *The Journal of Industrial Economics*, 181-187.

⁴¹ Perry, M. K., & Porter, R. H. (1985). Oligopoly and the incentive for horizontal merger. *The American Economic Review*, 75(1), 219-227.

	Vraagparameters		Capaciteitsparameter (k)			
	Constance (b)	Volume ^a (a)	Sunweb	Corendon	TUI	Rest
Bulgarije						
Cyprus						
Egypt						
Griekenland						
Italië						
Portugal						
Spanje						
Turkije						
Totaal						

^a Volume is in duizenden passagiers

Tabel A1. Gekalibreerde parameters van het lineaire vraagmodel en kwadratisch kostenmodel met capaciteitsbeperkingen (o.b.v. 2019 gegevens)



Figuur A1. Geschatte prijseffecten (Cournot met homogeen product en kwadratische kosten met capaciteitsbeperkingen)

Appendix B – Afleiding van de marginale effecten op basis van het nested logit-model

158. De prijs is gegeven door:

$$p_i = \frac{1}{\alpha} [\ln(s_i) - \ln(s_0) - \mu_i - \sigma_h \ln(s_{i|h})]$$

159. s_0 , s_i en $s_{i|h}$ zijn gedefinieerd als:

$$\begin{aligned} s_0 &= \frac{q_0}{M} \\ s_i &= \frac{q_i}{M} \\ s_{i|h} &= \frac{q_i}{\sum_{i \in h} q_i} \end{aligned}$$

waar M de totale grootte van de potentiële markt is (inclusief *outside good* q_0).

160. De prijs is gegeven door:

$$\begin{aligned} p_i &= \frac{1}{\alpha} [\ln(q_i) - \ln(M) - (\ln(q_0) - \ln(M)) - \mu_i - \sigma_h \ln(s_{i|h})] = \\ &= \frac{1}{\alpha} [\ln(q_i) - \ln(q_0) - \mu_i - \sigma_h \ln(s_{i|h})] \end{aligned}$$

161. De afgeleide van prijs naar q_j wordt dus:

$$\frac{\partial p_i}{\partial q_j} = \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial q_j} - \frac{1}{q_0} \frac{\partial q_0}{\partial q_j} - \sigma_h \frac{1}{s_{i|h}} \frac{\partial s_{i|h}}{\partial q_j} \right)$$

162. De ACM gebruikt de kettingregel om de afgeleide van iedere afzonderlijke term in p_i naar q_i te nemen. Hierbij is belangrijk om op te merken dat μ_i en M geen functie zijn van q_i .

163. De implicatie van het feit dat de grootte van de totale markt gefixeerd is, is dat als de afname van een specifieke pakketreis q_i toeneemt, de afname van de *outside option* noodzakelijk met dezelfde hoeveelheid daalt. De reden is dat een verandering van q_i in de huidige analyse – namelijk het afleiden van de gevoeligheid van de prijs voor een verandering in q_i – een exogene verandering is. Met andere woorden: het marginale effect benadert de consequenties van een verandering in q_i op p_i waarbij andere parameters constant blijven. Het voorgaand leidt tot:

$$\frac{\partial q_0}{\partial q_i} = \frac{\partial (M - \sum_i q_i)}{\partial q_i} = -1$$

164. Het marginale effect $\frac{\partial s_{i|h}}{\partial q_j}$ hangt af van de waarde van j . Indien $j = i$ dan geldt:

$$\frac{\partial s_{i|h}}{\partial q_i} = \frac{1 \cdot \sum_{i \in h} q_i - 1 \cdot q_i}{(\sum_{i \in h} q_i)^2} = \frac{\sum_{i \in h} q_i - q_i}{(\sum_{i \in h} q_i)^2}$$

165. Indien $j \neq i$ maar zowel i als j behoren tot hetzelfde nest h dan:

$$\frac{\partial s_{i|h}}{\partial q_j} = \frac{0 \cdot \sum_{i \in h} q_i - 1 \cdot q_i}{(\sum_{i \in h} q_i)^2} = -\frac{q_i}{(\sum_{i \in h} q_i)^2}$$

166. Als j niet hoort tot hetzelfde nest h als i dan:

$$\frac{\partial s_{i|h}}{\partial q_j} = \frac{0 \cdot \sum_{i \in h} q_i - 0 \cdot q_i}{(\sum_{i \in h} q_i)^2} = 0$$

167. De laatste stap is om de definities voor de marktaandelen en de partiële afgeleiden in te vullen in de algemene afgeleide, en te herschrijven.

168. De afgeleide van p_i naar q_i wordt:

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_i}{\partial q_i} &= \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{q_i} \cdot 1 - \frac{1}{q_0} (-1) - \sigma_h \frac{1}{\sum_{i \in h} q_i} \frac{\sum_{i \in h} q_i - q_i}{(\sum_{i \in h} q_i)^2} \right) \\ &= \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1 - \sigma_h}{q_i} + \frac{1}{q_0} + \frac{\sigma_h}{\sum_{i \in h} q_i} \right) \end{aligned}$$

169. De afgeleide van p_i naar q_j , $i, j \in h$ (producten uit hetzelfde nest) wordt:

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_i}{\partial q_j} &= \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{q_i} \cdot 0 - \frac{1}{q_0} (-1) - \sigma_h \frac{1}{\sum_{i \in h} q_i} \left(-\frac{q_i}{(\sum_{i \in h} q_i)^2} \right) \right) \\ &= \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{q_0} + \frac{\sigma_h}{\sum_{i \in h} q_i} \right) \end{aligned}$$

170. Tot slot wordt de afgeleide van p_i naar q_j indien $i \in h, j \notin h$:

$$\frac{\partial p_i}{\partial q_j} = \frac{1}{\alpha q_0}$$

Appendix C – Correctie voor reiskenmerken

171. De prijs van een pakketreis is afhankelijk van een aantal eigenschappen zoals bijvoorbeeld locatie van het hotel, aantal sterren accommodatie, verzorging, extra bagage en verzekeringen, huurauto en transfers.
172. Het AIDS model en het *nested logit* model identificeren de prijsgevoeligheid van consumenten en de substitutiepatronen op basis van de verhoudingen tussen verloop van prijzen en afzet over tijd.
173. Het verloop van (gemiddelde) prijzen geobserveerd in de transactiedata is beïnvloed door de samenstelling van pakketreizen geboekt in elke periode.
174. Om voor de samenstelling van pakketreizen te corrigeren en zo veel mogelijk uit te gaan van de ontwikkeling van prijsniveaus gebruikt de ACM zogenaamde *hedonic pricing* modellen.
175. Voor elke combinatie aanbieder – bestemmingsland draait de ACM de volgende regressie:

$$\log p_t = \alpha + \beta n_t + \gamma_t^{\text{verzorging}} + \gamma_t^{\text{sterren}} + \gamma_t^{\text{transfer}} + \gamma_t^{\text{baggage}} + \gamma_t^{\text{ann.verz}} + \gamma_t^{\text{reisverz}} + \gamma_t^{\text{huurauto}}$$

waar p_t is de prijs per reiziger voor transactie t , n_t is bijhorend aantal overnachtingen en $\gamma_t^{\text{kenmerk}}$ zijn coëfficiënten voor de bijdrage van het betreffende kenmerk aan prijs p_t .

176. Met de geschatte coëfficiënten kunnen de prijzen gecorrigeerd worden voor de verschillende kenmerken. De ACM brengt alle prijzen naar een niveau voor een reis van 7 nachten naar een hotel met 4 sterren en All Inclusive verzorging, met transfers en zonder aanvullende diensten en verzekeringen. Deze kenmerken zijn het meest gekozen door klanten van Corendon, Sunweb en TUI in 2019.
177. De aangepaste prijs gebruikt in de vraagschattingen wordt dan:

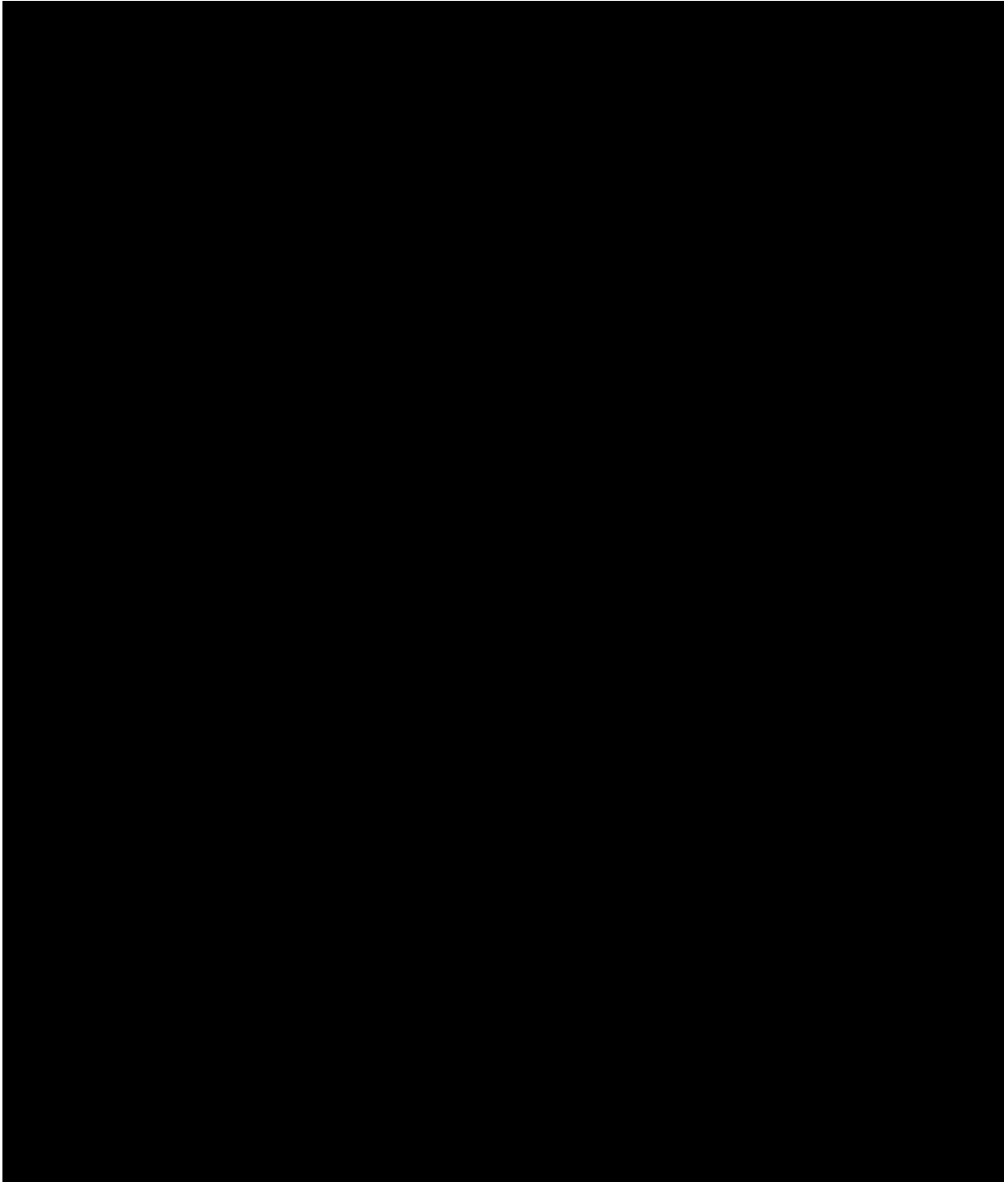
$$\tilde{p}_t = p_t \exp \left(-\beta(n_t - 7) + \delta_t^{\text{verzorging}} + \delta_t^{\text{sterren}} - \gamma_t^{\text{transfer}} - \gamma_t^{\text{baggage}} - \gamma_t^{\text{ann.verz}} - \gamma_t^{\text{reisverz}} - \gamma_t^{\text{huurauto}} \right)$$

waar $\delta_t^{\text{sterren}} = \gamma_t^{4\text{-sterren}} - \gamma_t^{\text{sterren}}$ en $\delta_t^{\text{verzorging}} = \gamma_t^{\text{All Inclusive}} - \gamma_t^{\text{verzorging}}$.

Appendix D – Prijs- en omzetaandeelontwikkelingen

178. De **Figuren D1 t/m D8** laten per bestemmingsland de ontwikkeling van prijzen en omzetaandelen zien.

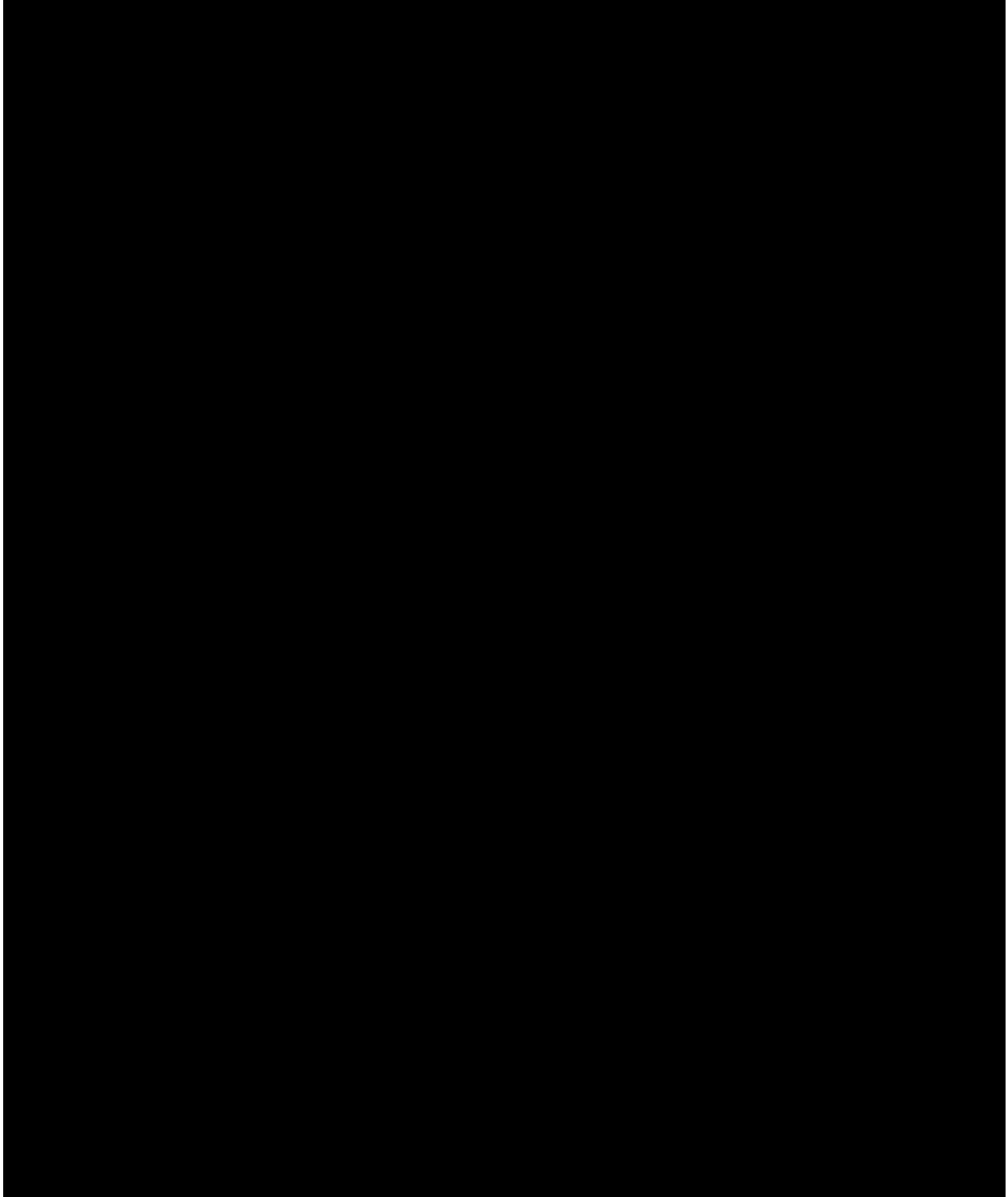
Bulgarije



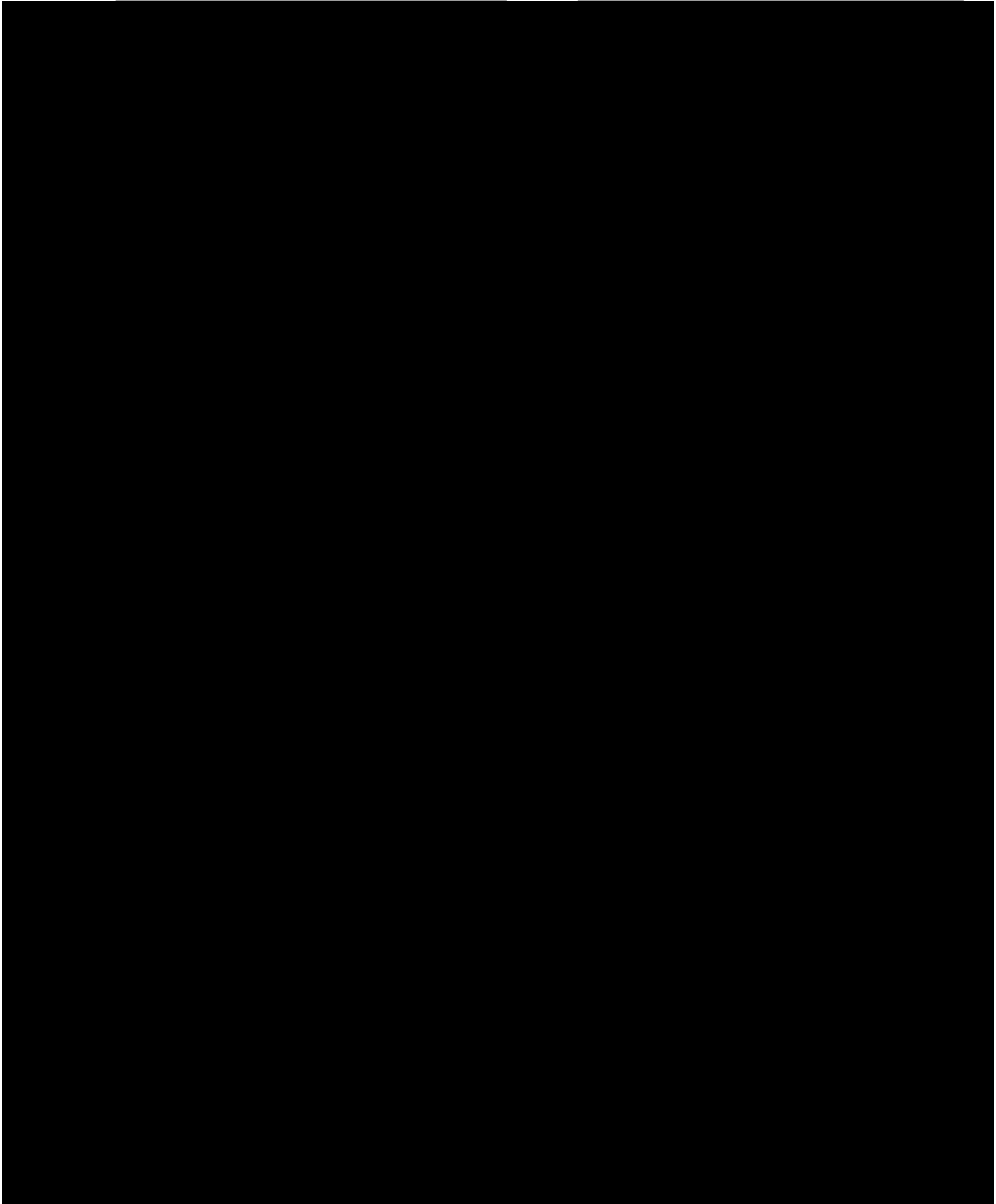
Cyprus



Egypte



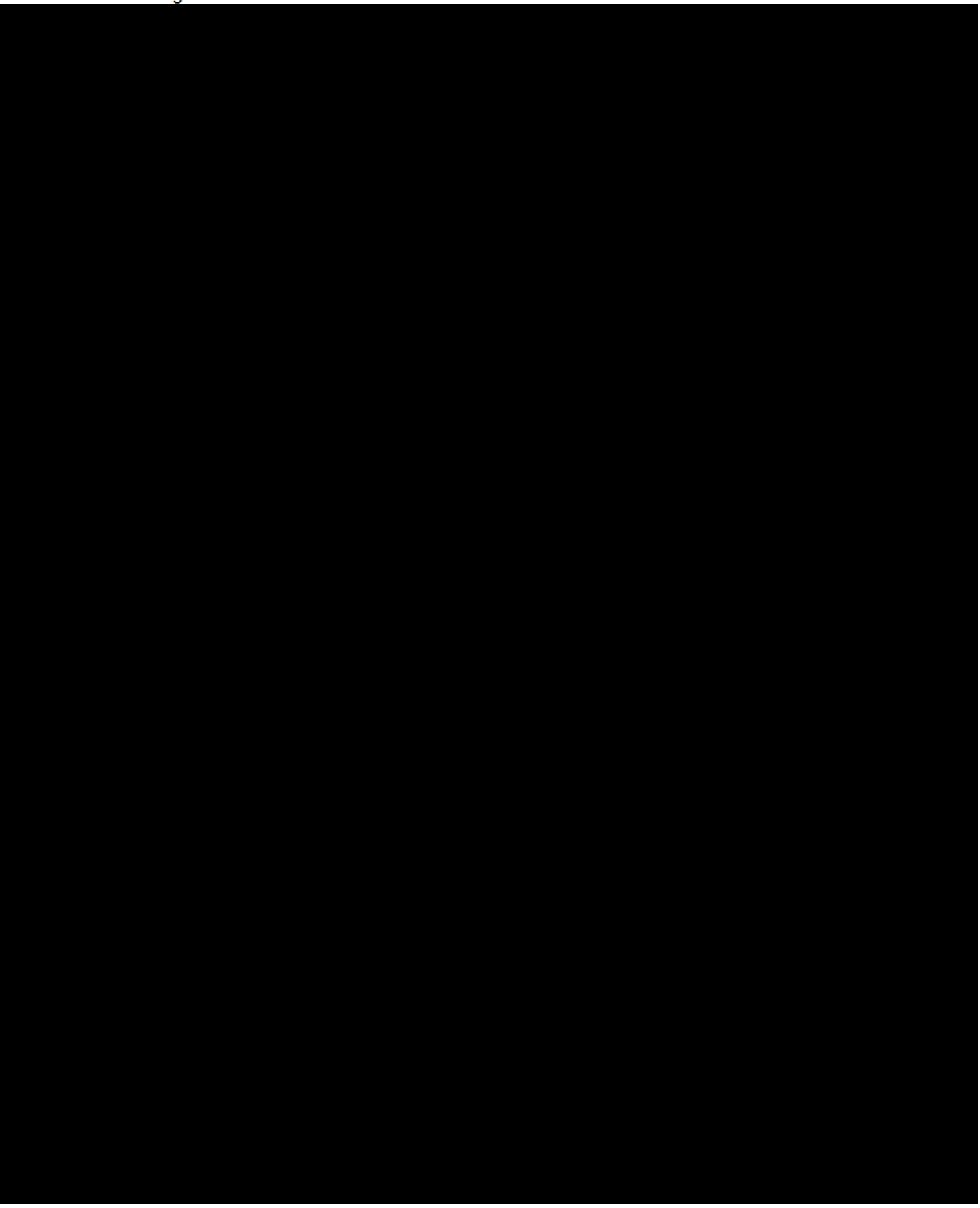
Griekenland



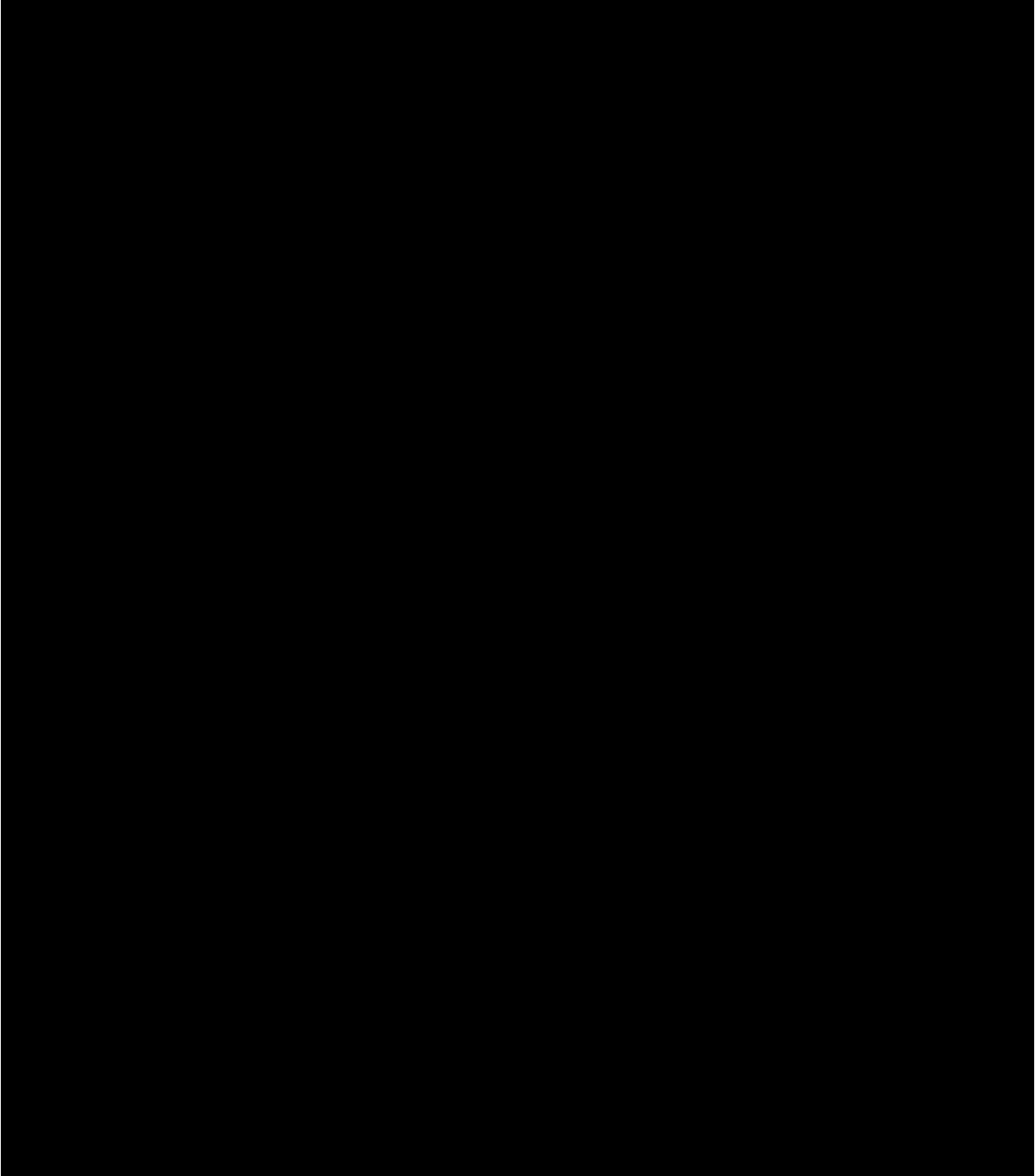
Itaie



Portugal



Spanje



Turkije



Appendix E – Schattingsresultaten AIDS

179. **Tabellen E1 en E2** laten de geschatte prijselasticiteiten van de AIDS modellen zien gebaseerd op de maand/week en week/week aggregatie, respectievelijk. De prijselasticiteiten zijn geëvalueerd in gemiddelde waarden van marktaandeel, prijzen en totale omzet.

		Corendon	Sunweb	TUI			Corendon	Sunweb	TUI
Egypte	Corendon	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]	Griekenland	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]
	Sunweb								
	TUI								
Italië	Corendon								
	Sunweb				Portugal				
	TUI								
Spanje	Corendon								
	Sunweb								
	TUI								

Statistische significantie: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10

Table E1. Geschatte prijselasticiteiten (maand/week aggregatie)

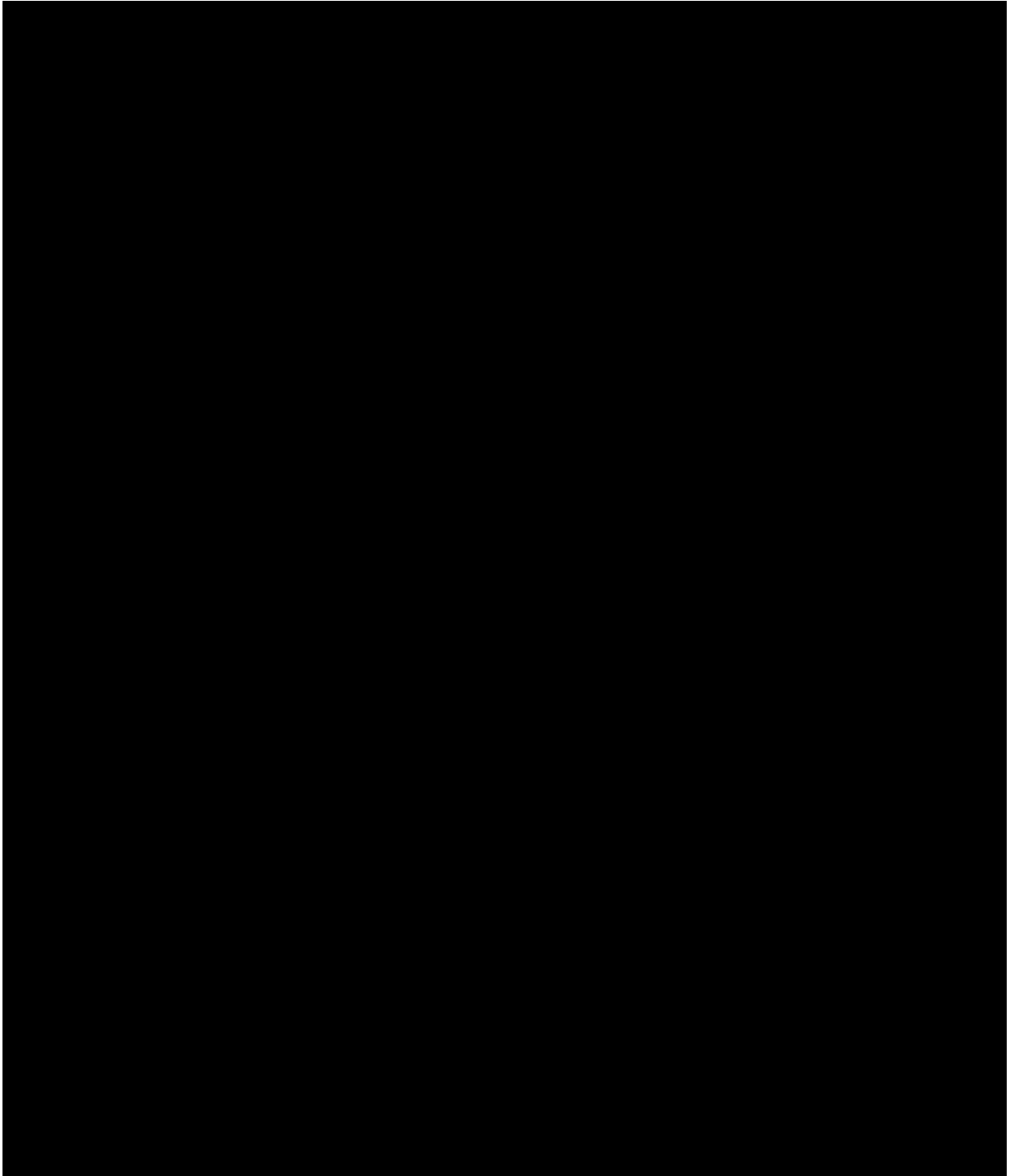
		Corendon	Sunweb	TUI			Corendon	Sunweb	TUI
Egypte	Corendon	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]	Griekenland	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]	[Redacted]
	Sunweb								
	TUI								
Italië	Corendon								
	Sunweb				Portugal				
	TUI								
Spanje	Corendon								
	Sunweb								
	TUI								

Statistische significantie: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10

Table E2. Geschatte prijselasticiteiten (week/week aggregatie)

Appendix F – Substitutie tussen bestemmingen

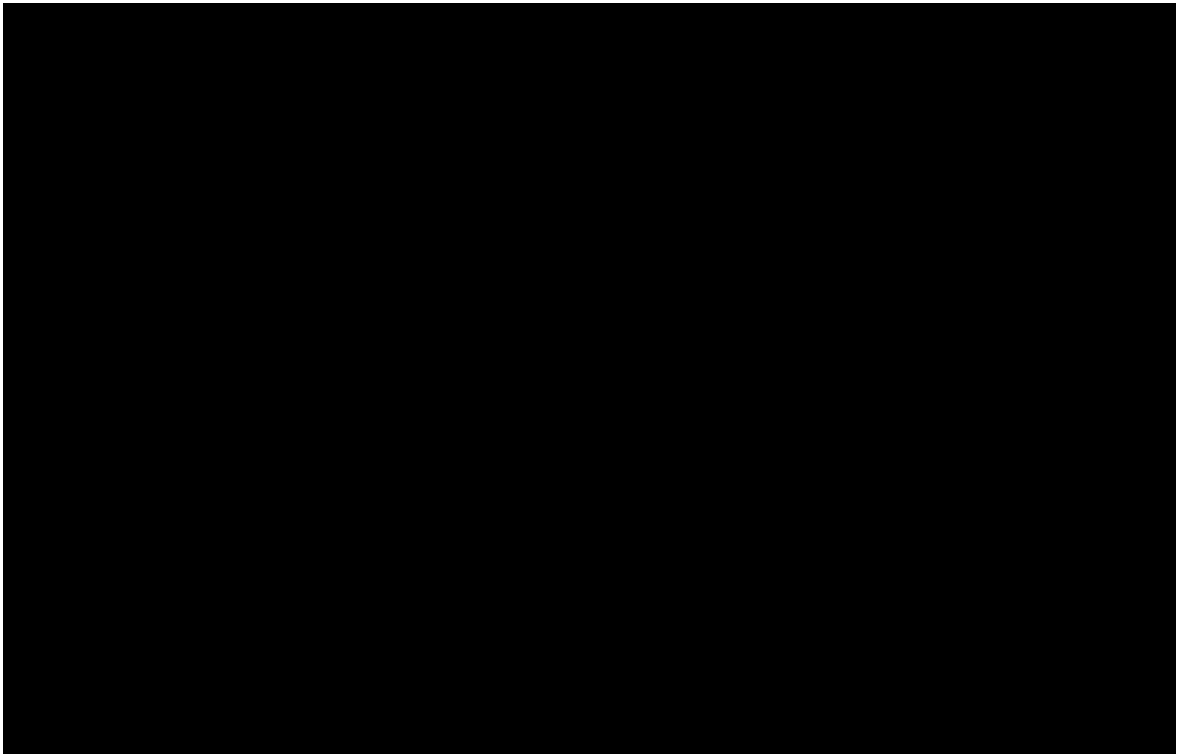
180. **Figuur F1** bevestigt dat de prijs- afzetontwikkelingen in verschillende bestemmingslanden in belangrijke mate samengaan.



Figuur F1. Prijsindexen en afzet per bestemming (week/week aggregatie)

Appendix G – Vergelijking geïmpliceerde brutomarges uit het AIDS model met werkelijke brutomarges

181. **Figuur G1** laat de aangeleverde werkelijke brutomarges zien en de brutomarges die berekend zijn op basis van de AIDS schattingen. De correctie (verhoging van alle prijselasticiteiten met factor 2) levert brutomarges op die tussen de werkelijke en de geschatte waarden zitten.



Figuur G1. Vergelijking brutomarges