

DREAM

Danish Research institute for
Economic Analysis and Modelling



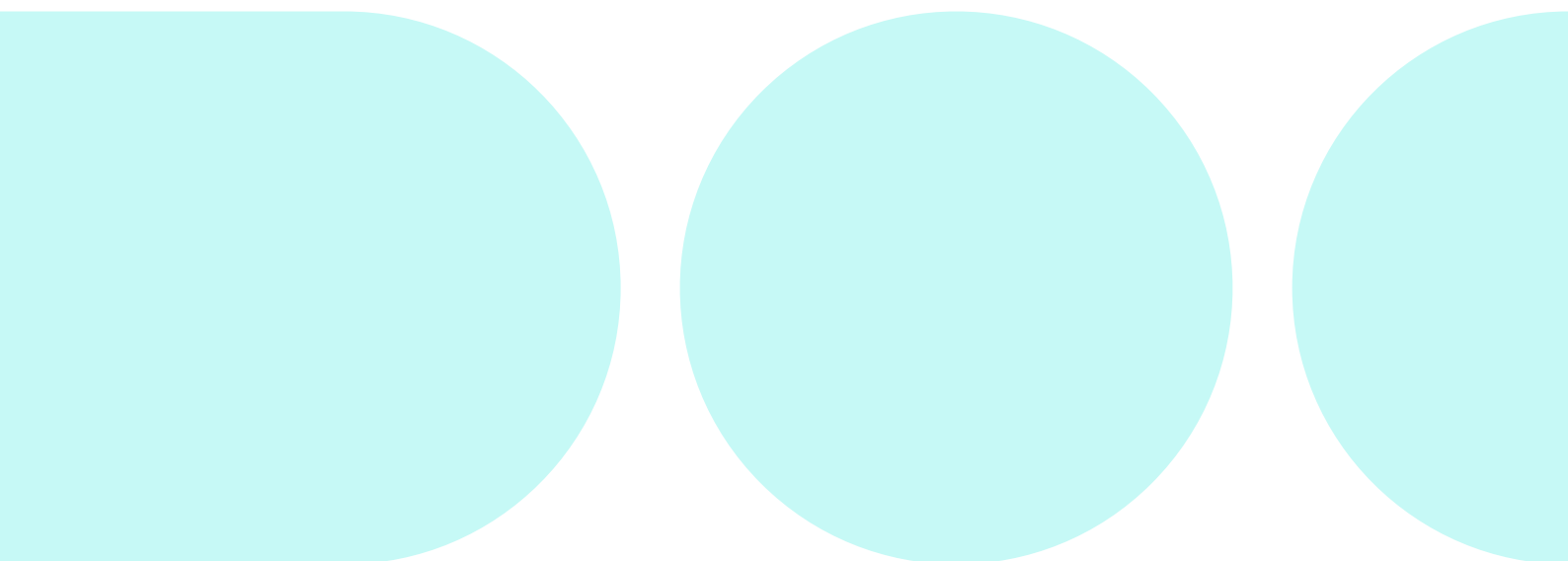
Estimering af udenrigshandelselasticiteter i MAKRO

Anders F. Kronborg, Kristina A. Poulsen og Christian S. Kastrup

Arbejdsrapport

16. november 2020

www.dreamgruppen.dk



Resumé

I dette arbejdspapir estimeres Danmarks import- og eksportsubstitutionselasticiteter for MAKRO-brancherne fremstilling og energi. Data er på årlig frekvens for perioden 1995-2016 fra den internationale handelsdatabase BACI. Ved at anvende detaljeret handelsdata for mange lande på produktniveau kan elasticiteterne for efterspørgslen estimeres, så de tager højde for typiske endogenitetsproblemer, ligesom potentielle problemer med aggregeringsbias kan undersøges og imødegås. Vi tager udgangspunkt i metoden i Feenstra (1994), hvor henholdsvis udbuds- og efterspørgselskurverne identificeres ved at udnytte heteroskedasticiteten for stød i lantedimensionen. Den resulterende importelasticitet mellem indenlandsk og udenlandsk producerede varer er 2,76. Vi estimerer herefter eksportelasticiteten som et vægtet gennemsnit af Danmarks 50 største samhandelspartners importelasticiteter og får et estimat på 5,42 for fremstilling. Denne estimerede eksportelasticitet er robust over for en alternativ antagelse om, at elasticiteten er ens på tværs af de lande, som Danmark eksporterer til. For energi finder vi elasticiteter på 3,50 og 5,03 for henholdsvis import og eksport. Der er indikationer på aggregeringsbias, idet estimererne af elasticiteterne generelt er højere, jo mere disaggregeret data der anvendes i estimationen.

Indhold

1. Introduktion	2
2. Beskrivelse af metode	4
3. Data	8
4. Resultater	9
5. Robusthed	12
6. Opsummering	16
Appendix	16
Litteratur	26

1 Introduktion

I makroøkonomiske modeller for en lille åben økonomi er handelsetasticiteterne for im- og eksport afgørende for modellens samlede dynamik, herunder for den generelle tilpasning via konkurrenceevnens effekt på eksporten. Både for MAKROs strukturelle og konjunkturrelle egenskaber er det derfor vigtigt, at disse parametre er forankret i empiri, samt at estimerne er så retvisende som muligt.

Traditionelt har man - både i Danmark og i andre lande - enten estimeret handelsetasticiteterne med udgangspunkt i aggregerede tidsseriemodeller, eksempelvis som en parameter i langsigtsrelationen i en fejlkorrigeringsmodel, eller kalibreret parametrene til ekstern litteratur. I internationale handelsmodeller er man i senere år imidlertid gået over til at estimere handelsetasticiteter ved at udnytte tværnsnits-elementer i paneldatasæt i stedet (eksempelvis GTAP, se Hilberry and Hummels, 2013). Dette har sandsynligvis to primære årsager: For det første at man, modsat tidligere, har adgang til data af høj kvalitet og på et betydeligt mere disaggregeret niveau. Som følge heraf, kan elasticiteterne estimeres ved paneldataestimation ned på et relativt detaljeret produktgruppeniveau. For det andet, at estimationer af udenrigshandelsetasticiteter baseret på aggregerede tidsserier kan have en betydelig aggregeringsbias, der giver et nedadrettet bias i estimerne. Det opstår, hvis de største prisændringer foretages af virksomheder, der står over for en relativ lav elasticitet (f.eks. Imbs and Mejean, 2015). Som følge heraf vil ændringer i det samlede importprisindeks give anledning til begrænsede mængdeændringer.¹

Ved at estimere udenrigshandelsetasticiteter på produktniveau kan denne aggregeringsbias undgås, men rejser efterfølgende et centralt spørgsmål i forhold til makroøkonomiske modeller som MAKRO: Kan man anvende udenrigshandelsetasticiteter på aggregeret niveau (f.eks. fordelt på brancher), der baseres på elasticiteter, der er estimeret på mikrodata (f.eks. på produktniveau)? Imbs and Mejean (2015) viser, at en énsektor-model bedst kan replikere den såkaldte »J-kurve-dynamik« fra en flersektor-model, når den anvendte elasticitet baseres på en vægtning af mere disaggregerede estimer frem for et estimat på aggregeret data. De argumenterer således for, at man - også på det aggregerede plan - bedst udtrykker den sammensatte (disaggregerede) dynamik ved at anvende en elasticitet, der er fundet via disaggregerede estimer.

Med metoden, der anvendes i denne analyse, er det nødvendigt at korrigere de estimerede importelasticiteter, hvis de skal indgå i en model som MAKRO. Dette skyldes, at et model-stød til importprisen i en given branche vil svare til et stød, der påvirker importprisen identisk for alle produktgrupper i denne branche. Idet import udgør en væsentlig andel af dansk forbrug, så vil et sådant stød ikke blot påvirke importpriserne, men ligeledes det indenlandske CES-prisindeks. Estimationer på produktdata afspejler i stedet elasticiteten for et stød, der kun påvirker den

¹Dette generelle problem med aggregerede serier er velkendt (f.eks. Orcutt et al., 1968) og bekræftes af nyere empirisk litteratur inden for international handel (se f.eks. Broda and Weinstein (2006) og Imbs and Mejean (2017)).

enkelte produktgruppe samt det enkelte importland, for eksempel et stød til importprisen på læder fra Italien. Med tilstrækkeligt disaggregeret data vil dette stød kun have en meget begrænset påvirkning på de samlede importpriser, og vil deraf - modsat for et aggregeret stød - ikke have nogen effekt på det indenlandske prisniveau. For at opnå et estimat for importelasticiteterne, der afspejler et aggregeret stød til importpriserne, samvægter vi estimerne på produktniveau, så de tages højde for påvirkningen på de indenlandske priser i det tilfælde, hvor et hypotetisk stød påvirker alle priserne samtidigt og identisk. Vi benævner i det efterfølgende denne elasticitet »makroelasticiteten« og uddyber, hvordan den beregnes.

I dette arbejdsrapport estimerer vi makroelasticiteten for både im- og eksport af varer. Estimering af makroelasticiteten involverer først at estimere importelasticiteter på produktniveau (mikroelasticiteter) og derefter samvægte disse som et vægtet gennemsnit, hvor der korrigeres for importindholdet i CES-prisindekset på baggrund af dansk IO-data. En udfordring ved at estimere efterspørgselselasticiteter er imidlertid, at de observerede pris- og mængdeændringer på et givet marked kan være drevet af forskydninger langs efterspørgscurven såvel som udbudskurven. Vi estimerer derfor handelselasticiteterne med udgangspunkt i metoden beskrevet i Feenstra (1994). Tilgangen løser identifikationsproblemet ved at udnytte heteroskedasticiteten i ladedimensionen, hvorved man kan identificere en efterspørgselskurve simultant med effekter, der opstår som følge af bevægelser langs en udbudskurve. Metoden er hyppigt anvendt i lignende og nyere empiriske studier (Soderbery, 2010, 2015; Imbs and Mejean, 2015, 2017; Feenstra et al., 2018). Estimeringen foretages på højt detaljeret data fra BACI-databasen for perioden 1995-2016 ved paneldata-estimation.

I forhold til tidligere analyser på dansk data er metoden i dette notat beslægtet med Temere (2017), der estimerer den danske mikroelasticitet for samtlige SITC-grupper (Standard International Trade Classification) på det mest disaggregerede niveau. Nedenstående analyse adskiller sig fra Temere (2017) på især tre centrale punkter: For det første estimeres elasticiteterne på forskellige aggregeringsniveauer (svarende til en ét- til trecifret detaljeringsgrad i SITC-konventionen). Dette giver en indikation af, hvorvidt der er betydende aggregeringsbias på dansk handelsdata. For det andet, så udregnes en makroelasticitet ved samvægtning af mikroelasticiteterne, så estimatet er konsistent med anvendelsen i MAKRO. Produktgrupperne fra SITC-koderne grupperes og samvejes, så de svarer til brancherne for varer i MAKRO, dvs. fremstilling og energi i den nuværende version. For det tredje anvender vi metoden til også at estimere eksportelasticiteten. Konsistent med tilgangen for estimationen af Danmarks importelasticitet kan eksportelasticiteten estimeres. Vi definerer eksportelasticiteten som et vægtet gennemsnit af Danmarks 50 vigtigste eksportmarkeders importelasticiteter for forskellige produktgrupper - estimeret ved ovenstående metode. I aggregeringen pålægges en lille-åben-økonomi-antagelse, således at Danmarks eksportpris ikke antages at påvirke de udenlandske priser, konsistent med modelleringen i MAKRO.

For fremstillingsbranchen finder vi makroelasticiteter på 2,76 og 5,42 for henholdsvis im- og

eksport, når der anvendes data med den højeste detaljeringsgrad. Generelt finder vi, at estimaterne for udenrigshandelselasticiteterne er højere, når der anvendes mere disaggregeret data. Dette gælder både for de vægtede og uvægtede gennemsnit såvel som medianen. De systematisk højere elasticiteter som følge af stigende disaggregering indikerer, at aggregeringsbias kan være et betydeligt problem i data. For energi er data mere tyndt, forstået på den måde, at Danmark importerer fra færre lande. Som et resultat heraf estimerer vi elasticiteterne på et étcifret produktgruppenniveau som vores foretrukne specifikation. Makroelasticiteten i energibranchen estimeres til 3,50 og 5,03 for henholdsvis im- og eksport. Overordnet set er resultaterne relativt robuste overfor de antagelser, der laves i forbindelse med estimationerne.

Strukturen i resten af notatet er som følger: I afsnit 2 præsenteres metoden, der anvendes til at estimere elasticiteterne. Afsnit 3 beskriver det anvendte data, herunder hvordan det sammenholdes med MAKROs branchestruktur. De estimerede elasticiteter for im- og eksport præsenteres i afsnit 4, mens afsnit 5 diskuterer robustheden af resultaterne. Afsnit 6 opsummerer.

2 Beskrivelse af metode

Estimationsmetoden baseres på Feenstra (1994) og anvendes ofte i den empiriske litteratur (f.eks. Imbs and Mejean (2017) og Feenstra et al. (2018)).² Tilgangen bygger på intuitionen fra Leamer (1981), der viser, at selvom udbuds- og efterspørgselskurverne ikke kan identificeres separat, så giver data nogle grænser for estimaterne på kurvernes hældning. Leamer (1981) viser herefter, at *maximum likelihood*-estimatet under denne bibetingelse giver anledning til en hyperbel af mulige udbuds- og efterspørgselselasticiteter.³ Der opstår dog det problem, at man for ét marked primært identificerer elasticiteten for den kurve, hvor stødene er mindst. Feenstra (1994) løser dette identifikationsproblem i konteksten af handelsdata, idet flere hyperbler kan dannes, når et givet land importerer fra en række forskellige lande eller markeder. Ved at antage at elasticiteterne er ens for en given produktgruppe på tværs af handelspartnere kan man således udnytte heteroskedasticiteten for stød i ladedimensionen i identifikationen af begge elasticiteter (se forsimplet illustration af identifikationsmetoden i Appendix A.1). Som instrumenter anvendes tidsgennemsnit, hvilket implicit antager, at udbuds- og efterspørgselsstød er ukorrelerede og har middelværdi på 0 over

²Det primære alternativ er at anvende tariffer i stedet for importpriser, hvor variationen i priserne på tværs af lande antages at stamme fra forskelle i tariffer. Harmoniseret data på tariffer er imidlertid i mindre grad tilgængeligt på disaggregeret niveau, ligesom tariffer kan være endogene, bl.a. fordi tariffer oftes motiveres politisk med udviklingen i handel mellem lande (et aktuelt eksempel er handelskonflikten mellem USA og Kina).

³Idet priser og mængder per definition angiver en markedsmaessig ligevægt, afspejler ændringer heri både bevægelser langs udbuds- og efterspørgselskurven. Korrelationen mellem importpriser og -mængder indeholder derfor både effekterne fra efterspørgsels- og udbudselasticiteten. En simpel OLS regression af importmængder på -priser afhænger derfor af forholdet mellem kurverne, hvilket vil have en dæmpende effekt på estimatet af efterspørgselselasticiteten. Vi kan derfor ikke anvende estimatet fra denne regression til at udlede udbuds- og efterspørgselselasticiteten nøjagtigt, men estimatet kan anvendes til at danne en hyperbel, der restrikerer deres indbyrdes forhold.

tid. Soderbery (2010) viser, at dette instrument typisk er tilstrækkeligt stærkt til at identificere efterspørgselselasticiteten, så længe den anvendte tidsperiode ikke er for kort.⁴

Specifikt tages førstedifferenser af importpriser og -mængder for at fjerne konstante produkt-specifikke uobserverbare faktorer. Dermed opstilles følgende efterspørgselskurve:

$$\Delta \log(S_{kit}) = (1 - \sigma_k) \Delta \log(P_{kit}) + \phi_{kt} + \xi_{kit}, \quad (1)$$

hvor S_{kit} og P_{kit} er henholdsvis importværdi og prisen for produkt k eksporteret fra land i til et givet importland på tidspunkt t . σ_k er substitutionselasticiteten for produkt k , den såkaldte Armington-elasticitet. ϕ_{kt} er et efterspørgselsstød, der rammer alle eksportlande ens (eksempelvis en generel stigning i forbruget i et givet importerende land) og ξ_{kit} er et idiosynkratisk efterspørgselsstød (eksempelvis stigende præferencer for svenske varer), der er uafhængigt på tværs af eksportlande. Ligeledes opstilles følgende udbudskurve:

$$\Delta \log(P_{kit}) = \omega_k \Delta \log(S_{kit}) + \delta_{kit}, \quad (2)$$

hvor δ_{kit} er et udbudsstød for eksportlandet i og ω_k mapper til den inverse udbudselasticitet. Herefter tages ændringerne relativt til et referenceland for at fjerne tidsspecifikke uobserverbare faktorer. For at mindske støjen i estimationen, følger vi Mohler (2009) og vælger landet med den højeste importværdi for en given produktgruppe som referenceland.

Ved at kombinere (1) og (2), som er henholdsvis efterspørgsels- og udbudskurverne, udledes følgende ligning, der kan estimeres⁵:

$$Y_{kit} = \psi_{1k} X_{1kit} + \psi_{2k} X_{2kit} + u_{kit}. \quad (3)$$

Her er $Y_{kit} = (\Delta \log(P_{kit}) - \Delta \log(P_{krt}))^2$, $X_{1kit} = (\Delta \log(S_{kit}) - \Delta \log(S_{krt}))^2$ og $X_{2kit} = (\Delta \log(S_{kit}) - \Delta \log(S_{krt}))(\Delta \log(P_{kit}) - \Delta \log(P_{krt}))$ og r er det anvendte referenceland. Fejlledet kan udtrykkes som $u_{kit} = \frac{1}{\sigma_k - 1}(\xi_{kit} - \xi_{krt})(\delta_{kit} - \delta_{krt})$. Ved at estimere ligning (3) fås både udbuds- og efterspørgselselasticiteten, da $\psi_{1k} = \frac{\omega_k}{\sigma_k - 1}$ og $\psi_{2k} = \omega_k - \frac{1}{\sigma_k - 1}$. Det er en afgørende forudsætning, at fejlledene er heteroskedastiske, idet det svarer til, at forholdet mellem udbuds og efterspørgselsstød ikke er ens for alle lande. Hvis dette ikke var tilfældet ville der være perfekt multikollinearitet mellem X_{1kit} og X_{2kit} , da alle lande i så fald vil »have den samme hyperbol« (i Leamer-termer). Metoden er derfor et eksempel på identifikation gennem den heteroskedasticitet, der findes for henholdsvis udbuds- og efterspørgselsstød i lantedimensionen.

⁴En række af de empiriske og metodemæssige overvejelser i dette arbejdspapir tager udgangspunkt i et MAKRO-specialeprojekt af Kastrup (2020).

⁵Der henvises til Feenstra (1994) for nærmere gennemgang af efterspørgsels- og udbudskurver samt detaljeret udledning af estimationsligningen.

Det fremgår af efterspørgselskurven (1), at efterspørgselsstød ξ_{kit} er korrelerede med importværdier, og fra udbudskurven (2) fremgår det, at udbudsstød δ_{kit} er korrelerede med priser. Dermed er fejleddet i (3) korreleret med X_{1kit} og X_{2kit} . Ved at gøre antagelsen $E(u_{kit}) = 0$ gælder det også, at $E(u_{kit}, \bar{X}_{1kit}) = E(u_{kit}, \bar{X}_{2kit}) = 0$, hvor \bar{X}_{1kit} og \bar{X}_{2kit} er tidsgennemsnit. Derfor kan endogenitetsproblemet løses ved at anvende ladedummier som instrumenter. Det svarer til at estimere følgende:

$$\bar{Y}_{ki} = \psi_{1k}\bar{X}_{1ki} + \psi_{2k}\bar{X}_{2ki} + \bar{u}_{ki}. \quad (4)$$

Vi følger størstedelen af den nyere empiriske litteratur på området og estimerer overstående ligning med en 2-step GMM procedure (Imbs and Mejean, 2015, 2017 og Feenstra et al., 2018). Ved denne metode estimeres først ligning (4), hvorefter de fittede residualer \hat{u}_{kit} beregnes på baggrund af ligning (3). De inverse varianser for landenes observationer over tid bruges derefter som vægte i estimeringen af ligning (4). De tilhørende standardfejl opnås via bootstrapping.

Vi estimerer parametrene under restriktionerne, at $\omega_k \in (0.01; 0.99)$ og $\sigma_k \in (1; 30)$, hvilket svarer til en antagelse om en positivt hældende udbudskurve og en negativt hældende efterspørgselskurve.⁶

Det er helt standard at sætte en øvre grænse på efterspørgselselasticiteten. Det skyldes dels, at det er svært at skelne mellem to forskellige, men meget høje elasticiteter (CES-produktionsfunktionen har næsten samme numeriske egenskaber over en vis grænse), dels at et gennemsnitsestimat ikke har nogen meningsfuld fortolkning, såfremt det forurenes af enkelte ekstreme estimater. Grænseværdien for efterspørgselselasticiteten på 30 er den samme som bl.a. Imbs and Mejean (2017). At vi ikke har valgt en højere grænseværdi kan ses som et forsigtighedsprincip: Dermed undgås, at de vægtede handelselasticiteter påvirkes i overdreven grad af ekstreme estimater for enkelte produktgrupper. Vi undersøger robustheden af blandt andet denne restriktion i afsnit 5, ligesom resultaterne rapporteres inklusiv median samt med og uden grænsetilfældene.

2.1 Fra mikro- til makroelasticiteter

I dette afsnit uddybes det, hvordan estimaterne, der opnås på produktniveau - dvs. mikroelasticiteterne - kan anvendes til at udregne makroelasticiteten, der er relevant for en aggregeret model som MAKRO. Makroelasticiteten er defineret som importelasticiteten, der gælder ved et aggregeret stød til importprisen i en hel branche, f.eks. fremstilling. Dette stød antages altså at påvirke alle produktgrupper i den givne branche samt lande, der importeres fra, identisk. Mikroelasticiteterne

⁶Alternativet ville være at estimere parametrene frit og foretage en *grid-search* hvis estimaterne er teoretisk inkonsistente (f.eks. en positivt hældende efterspørgselskurve), hvilket dog er beregningsmæssigt tungt og derfor ikke anvendt. Som vist i Soderbery (2015) fungerer estimation under parameter-restriktioner mindst lige så godt. Det samme fandt vi var tilfældet under indledende forsøg med metoden.

er omvendt estimeret på baggrund af data på produktniveau og identificeres som en ændring i prisen på et enkelt produkt i et enkelt land. Givet at produktgruppen samt eksportlandet udgør en ubetydelig andel af dansk import, så vil dette stød ikke påvirke det danske aggregerede CES-prisindeks, i modsætning til et aggregeret stød til importpriserne. For at gøre de to stød sammenlignelige samvægtes først elasticiteterne på produktniveau, hvor de enkelte produktgruppers andele i dansk import bruges som vægte. Herefter korrigeres dette vægtede gennemsnit med importindholdet i CES-prisindekset for at tage højde for, at stødene også har påvirkning på det aggregerede indenlandske prisniveau.

Makroelasticiteten i et givet land, σ^M , kan udledes ved at antage, at de indenlandske forbrugere tager beslutninger på baggrund af en nestet struktur. I det øverste nest antages at forbrugernes nytte af forskellige goder, k , er repræsenteret ved en Cobb-Douglas-funktion. Dette har den fordel, at ændringer i importpriserne ikke påvirker budgetandelene for de forskellige forbrugsgoder. Denne egenskab forsimples de efterfølgende beregninger betydeligt, men har vist sig at have meget begrænset betydning for resultaterne.⁷ I det nederste nest antages en CES-nyttfunktion, hvor forbrugeren vælger hvilket land, et givet produkt efterspørges fra. Dette nest indeholder også Danmark, hvormed det implicit er antaget, at den procentvise respons til danske prisændringer er identisk til udenlandske prisændringer, idet de står overfor samme elasticitet. I CES-efterspørgslen tillades det, at andelsparametrene er forskellige på tværs af lande. Vi tillader altså, at forbrugerne kan have såkaldt *home-bias* eller præference efter f.eks. svenske produkter, der er forskellige fra eksempelvis tyske. Den resulterende makroelasticitet er givet ved (se desuden appendix for detaljeret udledning):⁸

$$(1 - \sigma^M) = \sum_k m_k (1 - \sigma_k) (1 - \lambda_k). \quad (5)$$

m_k er produkt k 's andel i samlet dansk import og λ_k er andelen i samlet dansk forbrug af produkt k , der er importeret. Vi skalerer vægtene således at $\sum_k m_{kj} = 1$, hvilket svarer til kun at tage højde for produkterne og landene, der indgår i estimationen. Fortolkningen af makroelasticiteten er, at et højere importindhold medfører en lavere makroelasticitet, idet et højere importindhold fører til en større effekt på CES-prisindekset.

Vi beregner λ_k som $\lambda_k = \frac{M_k}{Y_k - X_k + M_k}$, hvor Y_k er landets egenproduktion af produkt k , X_k er eksport fra regnet reeksport og M_k er import. Da det kun er handelsdata, der er opdelt i SITC-grupper, kan vi ikke få egenproduktionen for de ønskede disaggregeringsniveauer. Vi beregner λ_k for den samlede fremstillingsbranche og antager, at andelen af egenproduceret indenlandsk forbrug

⁷Imbs and Mejean (2010) anvender i stedet en CES forbrugsfunktion mellem forskellige goder og afprøver flere forskellige kalibrerede elasticiteter. De finder, at det ikke gør den store forskel om der anvendes elasticiteter forskellig fra eller lig 1. Imbs and Mejean (2015) anvender i øvrigt også en Cobb-Douglas funktion.

⁸Yderligere intuition bag denne er desuden beskrevet i Imbs and Mejean (2010, 2015).

er den samme for alle underliggende SITC grupper på højere disaggregeringsniveau. Det samme gælder for energibranchen. Dermed bliver en vigtig antagelse, at der ikke er nogen systematik i forholdet mellem elasticiteter og andelen af egenproduceret indenlandsk forbrug. Med data for 2016 finder vi $\lambda_k = 0,30$ for energibranchen og $\lambda_k = 0,60$ for fremstillingsbranchen.

3 Data

Vi estimerer både import- og eksportelasticiteter og skal derfor både have handelsdata for Danmark og Danmarks handelspartnere. Vi anvender derfor data fra BACI-databasen (se Gaulier and Zignago (2010) for en detaljeret beskrivelse af datasættet). Data er på årlig frekvens for perioden 1995-2016 og dækker over mere end 200 lande og 5.000 produktgrupper, i alt omkring 95 pct. af hele verdenshandelen. For et givet produkt og et givet importerende land indeholder data importværdien samt de tilsvarende mængder af det givne produkt for hvert eksporterende land. Værdier er opgivet i 1.000 USD og mængder opgives i tons, således at de anvendte priser er enhedsværdier. Data er som udgangspunkt på et højt disaggregeringsniveau og opdelt i over 5.000 HS-produktkoder (Harmonized Commodity Description and Coding System). For at opnå den rette mapping til MA-KROs brancher konverteres HS-produktkoderne til deres respektive SITC-produktkoder Rev. 3.⁹ Klassifikationen af data i SITC-produkter kan aggregeres til forskellige niveauer. Produktgrupperne inddeles efter første ciffer i etcifrede grupper, så f. eks. "01213" (kød af geder, fersk, kølet eller frosset) tilhører SITC 0, osv. Ligeledes dannes tocifrede SITC-grupper efter de to første cifre i SITC produktkoden, og de trecifrede SITC grupper dannes efter de første tre cifre.

Vi estimerer på baggrund af et ubalanceret panel, hvilket er standard i litteraturen (eksempelvis Imbs and Mejean (2015), Soderbery (2015) og Temere (2017)). For at mindske støj, fjernes lande, hvis de udgør mindre end 0,1 pct. af importværdien for hele produktgruppen eller hvis der er færre end 10 års data tilgængeligt. Landene vægtes med antallet af tilgængelige tidsperioder for det enkelte eksportland, hvormed højest vægt bliver lagt på de lande, hvor mest data er tilgængeligt. Af hensyn til estimatorens konvergens, fjernes hele SITC-grupper, hvis der er færre end 15 eksporterende lande i den givne gruppe. Endeligt er det velkendt i litteraturen, at målefejl i enhedsværdier kan forekomme, f.eks. pga. forkert opgørelse af mængder. Af denne årsag anvender vi ligesom Temere (2017) outlier-kriteriet fra Hidioglou and Berthelot (1986). Ved denne metode fjernes observationer, hvor afstanden i vækstrater til nærmeste kvartil overstiger to gange den interkvartile afstand.¹⁰

Med ovenstående restriktioner udelader vi relativt få produktgrupper for fremstillingsbranchen, og datadækningen er på 68-75 pct. og inkluderer gennemsnitligt 26-40 lande, afhængigt af aggre-

⁹Tabeller anvendt til konvertering af HS- til SITC-produktkoder er fra UN Trade Statistics.

¹⁰Se f.eks. Kastrup (2020) for nærmere beskrivelse af metoden og for applikation på dansk data.

geringsniveau (se Tabel 5 i appendiks). For energibranchen er datadækningen på det højeste disaggregeringsniveau 40 pct. Herudover er der kun 2 tilbageværende produktgrupper efter ovenstående kriterier er anvendt på det rå datasæt (se Tabel 6 i appendiks). Det skyldes primært, at antallet af lande som Danmark importerer fra er få for de øvrige grupper. For at bruge mest muligt data ser vi som udgangspunkt derfor på det højeste aggregeringsniveau, når det gælder energibranchen. På grund af datatilgængelighed er det derfor ikke muligt at undersøge aggregeringsbias for energi. Datadækningen er her ca. 58 pct. og inkluderer 25 lande.

Til beregning af vægtene, der indgår i makroelasticiteterne for importelasticiteterne, anvender vi dansk import og eksport fraregnet reeksport fordelt på SITC-grupper. Denne korrektion foretages på baggrund af IO-data fra ADAMs databank på brancheniveau, der efterfølgende matches til SITC-grupper. At vi anvender IO-data på brancheniveau skyldes, at der ikke er data for egenproduktionen fordelt på de disaggregerede SITC-grupper. Dermed antages, at andelen af egenproduktion er ens for alle SITC-grupper, svarende til den for den branche de tilhører. Alternativt har man i CGE-modeller for international handel tidligere anvendt en »rule of two«, dvs. hvor makroelasticiteten sættes som halvdelen af det vægtede gennemsnit af mikroelasticiteterne (Hilberry and Hummels, 2013). Denne tommelfingerregel vil for Danmark give omtrent det samme resultat.

4 Resultater

Dette afsnit viser resultaterne ved at anvende metoden fra afsnit 2. Afsnit 4.1 ser på importelasticiteter for dansk import, dvs. mikroelasticiteter (substitution mellem eksporterende lande) fordelt på produktgrupper. Desuden rapporteres makroelasticiteten (substitution mellem indenlandsk producerede varer og import), konsistent med IO-data på brancheniveau. Afsnit 4.2 ser på substitutionselasticiteter for eksport til de lande, Danmark eksporterer til.

4.1 Importelasticiteter

For importen ses først på MAKROs fremstillingsbranche. Figur 1 viser fordelingen af de estimerede mikroelasticiteter for import af forskellige produktgrupper på et disaggregeringsniveau, der svarer til trecifret SITC-klassifikation (se Appendix 5.1 for tilsvarende figurer på et- og tocifret disaggregeringsniveau). Øverste graf viser den uvægtede fordeling, mens den nederste er et vægtet histogram, baseret på produktgruppernes andel af den samlede importværdi for fremstillingsbranchen. Fordelingen af estimater for produktgrupperne er højreskæv, hvor de fleste produktgrupper har en lav eller moderat importelasticitet, men der er også et væsentligt antal, der har en relativ høj substitutionselasticitet. Medianen for importelasticiteter i fremstillingsbranchen er 3,37. Man kunne derfor overveje, om data indikerer et behov for heterogene eksportvirksomheder, base-

Tabel 1: Importelasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche

	Mikroelasticiteter			Makroelasticitet
	Vægtet gns	Simpelt gns	Median	
SITC etcifret	2.97	2.67	2.53	1.78 (0.23)
SITC tocifret	3.57	3.97	3.42	2.02 (0.32)
SITC trecifret	5.44	5.93	3.37	2.76 (0.23)

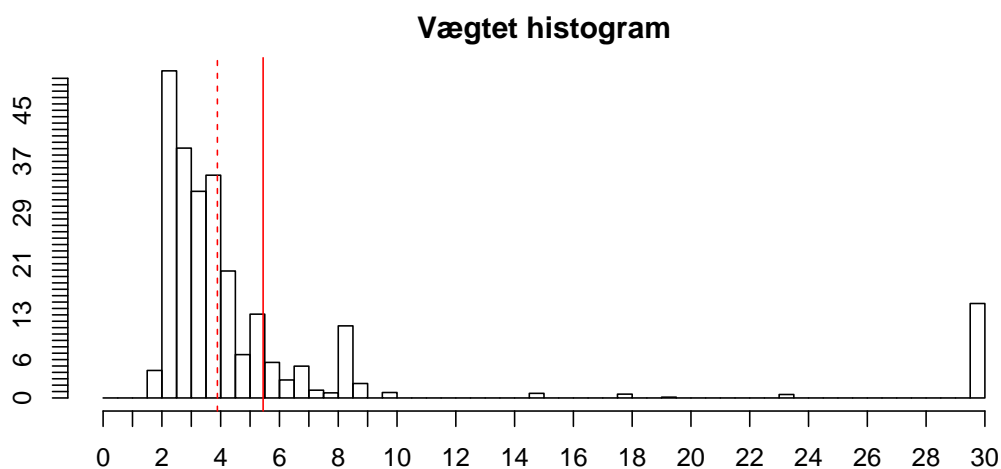
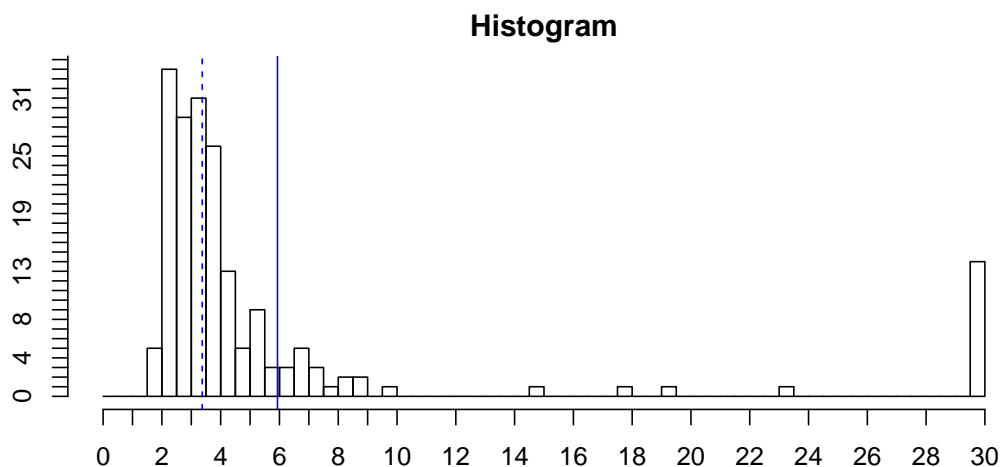
Anm.: Mikroelasticiteten er elasticiteten for SITC-produktgruppen. De vægtede elasticiteter er vægtede med deres produktgruppes andel i samlet import. I denne vægt indgår kun de lande og SITC grupper, der indgår i estimationerne, således at de summer til 1. Makroelasticiteterne er en vægtet sum af mikroelasticiteterne, hvor der tages højde for importindholdet i SITC-grupperne.

ret på om de handler på et marked inden for produktgrupper med henholdsvis en høj grad af eller begrænset konkurrence. I dette tilfælde kunne én (forventningsret) elasticitet omvendt tænkes at være en upræcis beskrivelse af disse to typer markeder.

Tabel 1 viser de gennemsnitlige estimater på forskellige aggregeringsniveauer. På det mest disaggregerede niveau er det uvægtede gennemsnit for de estimerede elasticiteter 5,93, men 5,44, når der tages højde for vigtigheden i forhold til den samlede import. Dette skyldes blandt andet, at de produktgrupper, der rammer den øvre grænse på 30, typisk er mindre. Fjernes de produktgrupper, der rammer grænseværdien, falder det vægtede gennemsnit således blot til 3,89. Det aggregerede estimat er altså relativt robust og ikke drevet af hjørneløsninger.

Efter at have estimeret importelasticiteterne, udregner vi den relevante makroelasticitet, der skal indgå i MAKRO, dvs. substitutionselasticiteten mellem indenlandsk producerede varer og import i fremstillingsbranchen. Vi finder, at den resulterende makroelasticitet for importen i fremstilling på 2,76 - godt halvdelen af den vægtede mikroelasticitet (Tabel 1). Endeligt viser Tabel 1, hvordan de estimerede importelasticiteter påvirkes af, hvor disaggregeret data der anvendes i estimationen. Det ses, at både de vægtede og det uvægtede gennemsnit har tendens til at være stigende i takt med at der estimeres på mere disaggregeret data: Fra 2-3, 3-4 og 5-6 for henholdsvis et- to- og trecifret SITC-klassifikation. Det samme gælder for medianen.

Energibranchen i MAKRO består af produktgrupperne i SITC 3 (primært brændstof og forskellige olieprodukter). På det mere disaggregerede niveau er data for denne branche relativt tyndt i ladedimensionen for de fleste produktgrupper, hvilket (som nævnt i afsnit 2) er problematisk, da estimationen afhænger af, at man kan udnytte heteroskedasticiteten i ladedimensionen. Som følge heraf rapporteres én elasticitet frem for en fordeling: Vi finder en mikroelasticitet 4,56 som skaleres til en makroelasticitet på 3,50, når der tages højde for importindhold (se evt. Appendiks 4.1).



Figur 1: Importelasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche for trecifrede SITC grupper.
Anm.: Den fuldt optrukne blå linje er et simpelt gennemsnit af elasticiteterne for hver SITC-gruppe, og den stiplede blå linje er medianen. Den fuldt optrukne røde linje er et vægtet gennemsnit, hvor SITC-gruppens andel i samlet import anvendes som vægt. Den stiplede røde linje er det vægtede gennemsnit, hvor elasticiteter på 30 fjernes, og vægtene reskaleres.

Tabel 2: Eksportelasticiteter for MAKROs brancher

	Fremstilling	Energi
SITC etcifret	3.48 (0.09)	5.03 (0.18)
SITC tocifret	5.01 (0.05)	14.88 (0.10)
SITC trecifret	5.42 (0.03)	13.82 (0.08)

Eksportelasticiteterne baseres på en vægtning af de 50 vigtigste samhandelspartners importelasticiteter, hvor disse 50 landes import samlet udgør 91 pct. af dansk eksport.

4.2 Eksportelasticiteter

For eksporten anvendes en antagelse om Danmark som en lille åben økonomi, forstået på den måde, at Danmarks eksportpris ikke antages at påvirke udlandets CES-prisindeks. Dermed er makroelasticiteten lig det estimerede vægtede gennemsnit af mikroelasticiteterne. Denne approximation er rimelig for langt de fleste lande og produktgrupper, men der er dog enkelte produktgrupper, hvor Danmarks markedsandel i landets import er ikke-ubetydelig. Da importelasticiteterne for produktgrupperne i disse lande ideelt set burde skaleres ned i det omfang, hvor danske priser påvirkede de indenlandske priser i vores samhandelslande, vil dette alt andet lige bidrage til en vis grad af opadrettet bias i estimatet for eksportelasticiteten. Med mange lande og produktgrupper, indgår hver importelasticitet imidlertid med en lav vægt. Da elasticiteterne for produktgrupper med stor dansk markedsandel er relativt lave, må korrektionens bidrag til den samlede eksportelasticitet dog forventes at være beskedent. Vi definerer eksportelasticiteten på baggrund af importelasticiteten for Danmarks 50 største eksportmarkeder. Herefter vægtes disse elasticiteter i forhold til deres vigtighed for dansk eksport i den givne branche. Disse vægtede importelasticiteter for Danmarks samhandelspartnere kan derefter tænkes som den effektive eksportelasticitet for Danmark. Tabel 2 viser den estimerede eksportelasticitet for Danmark, når den beregnes som et vægtet gennemsnit af importelasticiteterne for Danmarks 50 største samhandelspartnere. Disse lande dækker samlet mere end 90 pct. af dansk eksport (figur 4 i Appendix 2 viser betydningen af antallet af lande, som vi finder er af et begrænset omfang). Igen ses stigende estimater i takt med at mere disaggregeret data anvendes. På det mest detaljerede produktgruppeniveau fås en elasticitet for eksporten i fremstillingsbranchen på 5,42, og på det mindst disaggregerede er den 3,48. For energibranchen får vi nu en elasticitet for eksporten på ca. 5,03 (igen ser vi på den et-cifrede SITC-kode 3).

5 Robusthed

I dette afsnit undersøger vi robustheden af ovenstående resultater. Først og fremmest sætter vi som nævnt en øvre grænseværdi for efterspørgselselasticiteten på 30. Det er den samme værdi som

Tabel 3: Importelasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche med en øvre grænse på $\sigma_k = 131,5$.

	Mikroelasticiteter			Makroelasticitet
	Vægtet gns	Simpelt gns	Median	
SITC etcifret	2.97	2.67	2.53	1.78 (0.23)
SITC tocifret	3.57	3.97	3.42	2.02 (0.32)
SITC trecifret	10.60	12.01	3.37	4.80 (0.23)

Anm.: Mikroelasticiteten er elasticiteten for SITC-produktgruppen. De vægtede elasticiteter er vægtede med deres produktgruppes andel i samlet import. I denne vægt indgår kun de lande og SITC grupper, der indgår i estimationerne, således at de summer til 1. Makroelasticiteterne er en vægtet sum af mikroelasticiteterne, hvor der tages højde for importindholdet i SITC-grupperne.

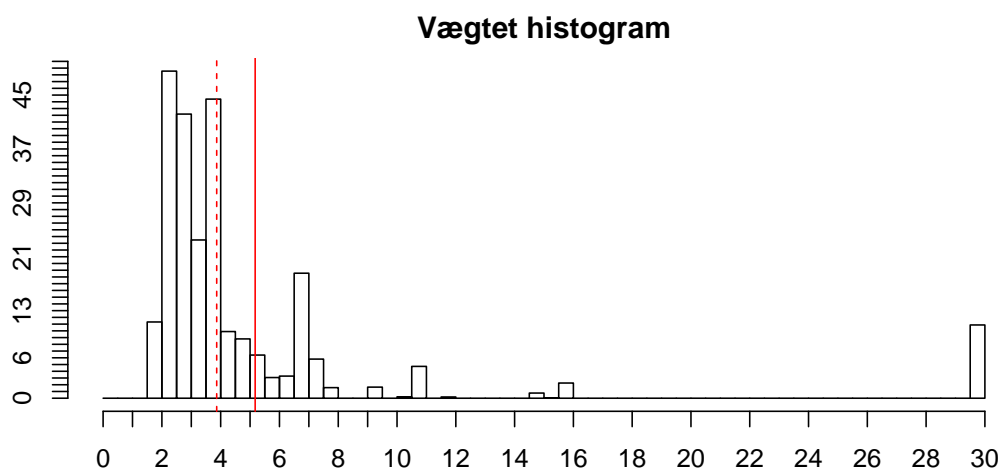
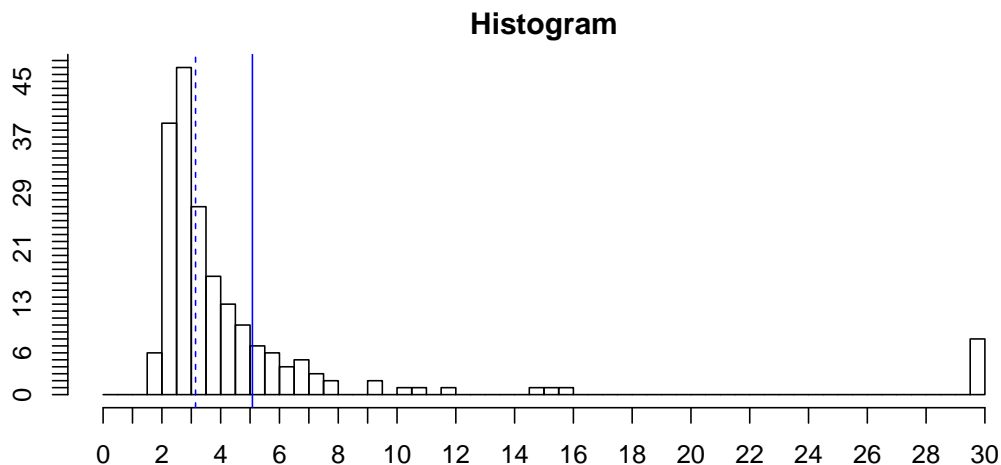
anvendes i bl.a. Imbs and Mejean (2017), men andre studier sætter værdien højere. Når vi ikke har sat den højere i udgangspunktet skyldes dette som nævnt blandt andet et hensyn til at høje elasticiteter er svære at skelne. En lavere grænseværdi kan i dette tilfælde tænkes som et forsigtighedsprincip, således at de anvendte estimater i MAKRO ikke overvurderes. I estimationerne viser det sig imidlertid, at et mindre antal af elasticiteterne for produktgrupperne rammer denne grænse. Mens en overvejende del af substitutionselasticiteterne som nævnt ligger under gennemsnittet, gør blandt andet dette at det samlede gennemsnitsestimat (vægtet og uvægtet) trækkes op (dette forhold er en svaghed ved metoden, men kan siges at gælde generelt i litteraturen). Derfor er det relevant at undersøge, hvordan den estimerede importelasticitet (afsnit 4.1) påvirkes af at hæve grænsen til 131,5 som er i den høje ende af de anvendte værdier (eks. Broda and Weinstein, 2006). I MAKROs energibranche er der ingen estimater, der rammer grænsen på $\sigma_k = 30$, og dette ændres naturligt nok ikke ved at hæve grænseværdien. For fremstillingensbranchens etcifrede og tocifrede SITC grupper er der heller ingen estimater, der rammer grænsen. I fremstillingsbranchen med trecifrede SITC grupper er der med grænsen $\sigma_k = 30$ 14 produktgrupper, der rammer grænsen, hvor dette antal falder til 11, hvis grænsen hæves til $\sigma_k = 131,5$. Makroelasticiteten stiger her fra 2,76 til 4,80 (Tabel 3). Grænseværdien kan altså siges at have en vis betydning, når vi ser på det mest disaggregerede data for fremstillingsbranchen.

Til sammenligning fandt vi en makroelasticitet på 2,14, hvis estimater der rammer grænsen fjernes helt, hvilket må betragtes som en nedre grænse for estimatet med ovenstående metode. En øvre grænse for en makroimportelasticitet 4,80 synes at være højt sat, men er ikke desto mindre resultatet af applikationen af metoden med en høj grænseværdi på vores data. Dette kan som før nævnt indikere et behov for heterogene eksportvirksomheder.

Eksportelasticiteten i afsnit 4.2 er beregnet på baggrund af Danmarks 50 vigtigste handelspartnere. Overordnet ændrer det ikke væsentligt på estimaterne hvis antallet af lande varieres, hvilket sandsynligvis afspejler, at man - selv med et mindre antal lande - har medtaget størstedelen af

dansk eksport. Ved at øge antallet af lande i estimationen medtages gradvist - for Danmark - mindre betydende lande i estimationen. Konkret viser Figur 4 i appendix, at elasticiteten ligger omkring 5,2, når der medtages de 5-15 vigtigste lande, men stiger til omkring 5,4 når flere end 20 lande medtages. Ved et højere antal lande ses det, at estimatet på eksportelasticiteten er relativt stabilt, ligesom datadækningen ikke forbedres væsentligt i forhold til vores foretrukne specifikation. Vi anser derfor de 50 anvendte lande i vi vores datasæt af eksportlande som værende repræsentativt for Danmarks samlede eksport.

En alternativ metode til at estimere eksportelasticiteter er ved at »vende estimationen om«: Dvs. vi estimerer Danmarks eksportelasticitet frem for importelasticitet, hvilket implicit svarer til en antagelse om identisk importelasticitet i udlandet. Figur 2 viser fordelingen af de estimerede mikroelasticiteter for eksport af forskellige produktgrupper i MAKROs fremstillingsbranche på et disaggregeringsniveau, der svarer til trecifret SITC-klassifikation. Tabel 4 viser de samlede estimater på forskelligt disaggregeringsniveau. Den samlede eksportelasticitet for fremstillingsbranchen (efter vægtning af produktgrupper på et trecifret niveau) er 5,17 og dermed bemærkelsesværdigt tæt på resultatet af samvægtningen af eksportmarkedernes importelasticiteter. Også for eksporten trækkes gennemsnittet op af nogle produktgrupper, der har en høj substitutionselasticitet, herunder nogle der rammer den fastsatte øvre grænse (det vægtede gennemsnit uden disse produktgrupper er 3,86). Resultatet er dog ikke drevet af sammensætningen af estimaterne, fordelt på størrelsen af produktgrupperne, idet vi finder, at det uvægtede gennemsnit (5,08) ligger tæt på det vægtede. Fordelingen af elasticiteter er, også for eksporten, højreskæv med en median på 3,15 og altså noget under gennemsnittet. Ligesom for importen ses det, at elasticiteten estimeres højere, jo mere disaggregeret data, der anvendes i estimationen. Dette gælder ligeledes både for det vægtede og uvægtede gennemsnit og for medianen. Ligesom det var tilfældet med import, er data relativt tyndt i ladedimensionen for MAKROs energibranche og vi estimerer derfor kun en eksportelasticitet for denne branche og får et estimat på 4,04. Eftersom der ikke observeres de store forskelle i eksportelasticiteten afhængig af valget af metode anses resultaterne for at være robuste.



Figur 2: Eksportelasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche for trecifrede SITC grupper
Anm.: Den fuldt optrukne blå linje er et simpelt gennemsnit af elasticiteterne for hver SITC-gruppe, og den stiplede blå linje er medianen. Den fuldt optrukne røde linje er et vægtet gennemsnit, hvor SITC-gruppens andel i samlet eksport anvendes som vægt. Den stiplede røde linje er det vægtede gennemsnit, hvor elasticiteter på 30 fjernes, og vægtene reskaleres.

Tabel 4: Eksportelasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche

	Vægtet gns	Simpelt gns	Median	Vægtet gns uden sigma=30
SITC etcifret	2.11	2.67	2.13	2.11
SITC tocifret	3.90	4.24	2.99	3.75
SITC trecifret	5.17	5.08	3.15	3.86

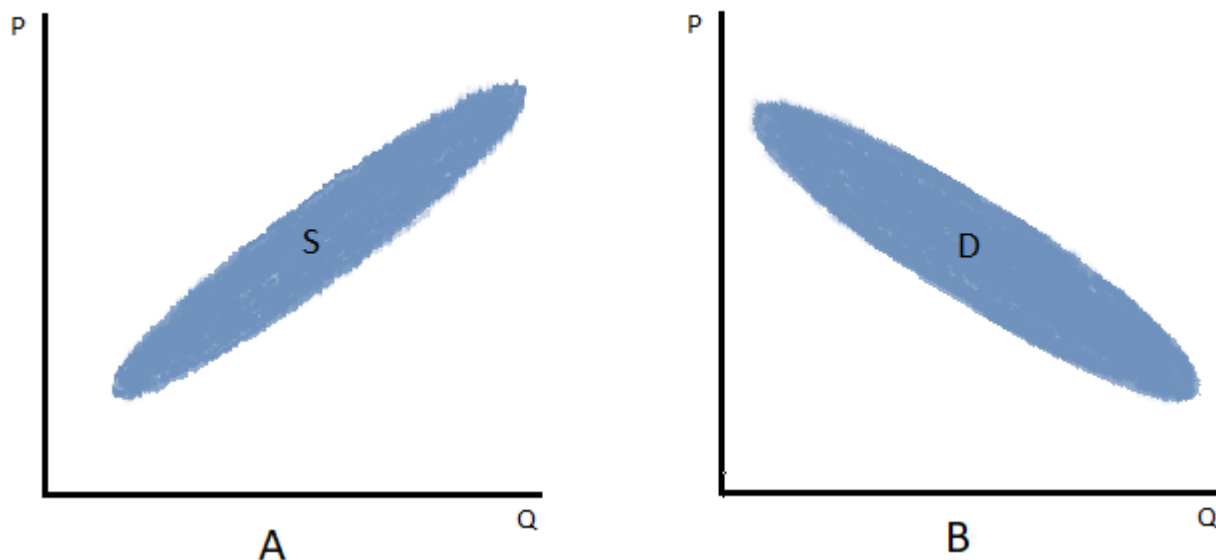
Anm.: Det vægtede gennemsnit vægtes med produktgruppens andel i samlet eksport målt i eksportværdi.

6 Opsummering

Udenrigshandelselasticiteterne i MAKROs to private varebrancher (fremstilling og energi) estimeres ved at bruge metoden i Feenstra (1994) og højt detaljeret data fra BACI-databasen. Data dækker over perioden 1995-2016 samt mere end 200 lande og 5.000 produktgrupper. Vi estimerer import- og eksportelasticiteter med udgangspunkt i MAKRO-brancherne fremstilling og energi. For importen findes der for fremstilling en makroelasticitet relevant for MAKRO på ca. 2,76. Denne elasticitet dannes som et vægtet gennemsnit af elasticiteterne estimeret på produktdata. Dette vægtede gennemsnit korrigeres således, så det stød vi identificerer er et stød, der påvirker alle produktgrupper og eksportlande identisk, hvilket svarer til den type stød, der foretages i aggregerede modeller såsom MAKRO. Eksportelasticiteten defineres som et vægtet gennemsnit af Danmarks 50 største samhandelspartners importelasticiteter. Estimatet er 5,42 og robust overfor alternative specifikationer såvel som ændringer i antallet af lande. For energibranchen finder vi makroelasticiteter på hhv. 3,50 og 5,03 for import og eksport. For både import og eksport finder vi, at estimaterne er systematisk højere, når det data, der estimeres på er mere disaggregeret (flere cifre i SITC-klassifikationen). Dette indikerer, at der kan være problemer med aggregeringsbias, således at estimater på aggregeret data har tendens til at være for lave.

A1. Identifikationsmetode

Figur 3 er en simpel illustration af et givet marked for to forskellige lande. Gentagne observationer af priser og mængder danner skyer i (Q, P) -diagrammet. For land A (vises til venstre i figuren) er efterspørgselsstødene mere volatile end udbudsstødene, og dette hjælper med at identificere en udbudskurve. For land B (vises til højre i figuren) hjælper udbudsstødene til at identificere efterspørgselskurve. Hvis vi antager samme udbuds- og efterspørgselskurver for begge lande, kan vi identificere begge kurver for begge lande. Dette understreger vigtigheden af heterogenitet i stød i lantedimensionen.



Figur 3: Simpel illustration af markedsligevægte i land A og land B.

A2. Data

A2.1 Opsummering af data med Danmark som importland

Tabel 5: Fremstillingsbranche: Opsummering af data for ubalanceret panel

	Datadækning	Antal SITC grupper	Tilbageværende SITC grupper	Gns antal lande
SITC etcifret	75	9	8	40
SITC tocifret	72	61	58	31
SITC trecifret	68	248	197	26

Anm.: Datadækning er samlet importværdi over alle årene for lande og SITC grupper, der indgår i estimationerne, relativt til tilgængelig importværdi i det ubehandlede datasæt. Kriterierne for at data medtages i estimationen er beskrevet i afsnit 3.

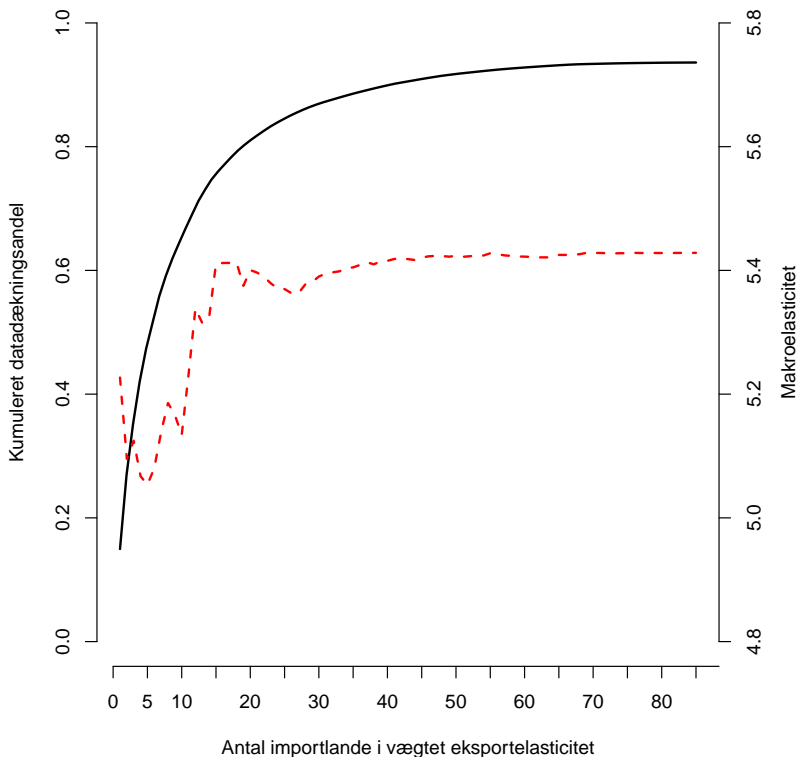
Tabel 6: Energibranche: Opsummering af data for ubalanceret panel

	Datadækning	Antal SITC grupper	Tilbageværende SITC grupper	Gns antal lande
SITC etcifret	58	1	1	25
SITC tocifret	50	4	1	22
SITC trecifret	40	11	2	21

Anm.: Datadækning er samlet importværdi over alle årene for lande og SITC grupper, der indgår i estimationerne, relativt til tilgængelig importværdi i det ubehandlede datasæt. Kriterierne for at data medtages i estimationen er beskrevet i afsnit 3.

A2.2 Importdata for danske eksportlande

Figur 4: Kumuleret datadækning samt eksportsstitutionselasticitet



Anm.: Den sorte linje viser den kumulerede datadækningsandel for landene, når de rangeres efter vigtighed i dansk eksport. Den røde stiplede linje er eksportsstitutionselasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche på højeste disaggregeringsniveau beregnet som i afsnit 4.2. Denne elasticitet beregnes for forskelligt antal importerende lande som approximation for hele Danmarks eksport.

A3. Makroelasticitet

I dette afsnit udledes den makroøkonomiske importelasticitet for f.eks. Danmark. Udledningen baseres på en Cobb-Douglas forbrugsfunktion i det øverste nest, hvor forbrugeren substituerer mellem forskellige produkter, noteret som k . I det nederste nest substitueres mellem lande, hvor produktet importeres fra, hvilket inkluderer danske varer. Dermed antages foreign-foreign elasticiteten at være identisk til home-foreign elasticiteten. Efterspørgslen efter produkt k , der oprinder fra land i , er givet ved:

$$C_{ki}P_{ki} = \beta_{ki} \left(\frac{P_{ki}}{P_k} \right)^{1-\sigma_k} C_k P_k. \quad (6)$$

C_{ki} er efterspørgslen i mængde og P_{ki} er prisen på produkt k fra land i . Bemærk her at i

også indeholder Danmark. En home-bias kommer til udtryk via forskelle i β_{ki} , der udtrykker »love of variety« efter produkter fra forskellige lande. Det er således kun responsen til prisændringer $(1 - \sigma_k)$, der er antaget konstant på tværs af lande. C_k og P_k er hhv. efterspørgslen og prisen efter produkt k i importlandet. Idet det øverste nest er Cobb-Douglas holdes $C_k P_k$ konstant ved et stød til importprisen på produkt k fra f.eks. Sverige. Dette er en væsentlig fordel når den makroøkonomiske elasticitet skal udregnes.

På baggrund af ligning (6) kan vi definere to forskellige typer af stød. Vi definerer et mikroøkonomisk stød som et stød, der påvirker P_{ki} men holder P_k konstant, hvilket holder givet land i er tilstrækkeligt lille. Elasticiteten ved dette stød er derfor $1 - \sigma_k$. Et makroøkonomisk stød til importprisen som i MAKRO er derimod et stød, der påvirker importprisen for alle k og $i \neq DK$. Lad os betegne dette stød som $\partial \log(P^M) \equiv \partial \log\left(\sum_k \sum_{i \neq DK} P_{ki}\right)$. Dette stød er således en procentvis ændring i importprisen på alle produkter i den givne branche samt alle importlande, ikke inkluderet Danmark. For at udlede denne elasticitet starter vi med at udlede makroelasticiteten på produktniveau (aggregeret over lande i den enkelte produktgruppe) og derefter på aggregeret niveau (aggregeret over importlande og produkter). Den afledte af (6) i logs og aggregeret over importlande (den makroøkonomiske elasticitet for produkt k) er således:

$$\frac{\partial \log\left(\sum_{i \neq DK} C_{ki} P_{ki}\right)}{\partial \log(P^M)} = \sum_{i \neq DK} m_{ki} (1 - \sigma_k) \left(1 - \frac{\partial \log(P_k)}{\partial \log(P^M)}\right).$$

Hvor $m_{ki} = \frac{C_{ki} P_{ki}}{\sum_{i \neq DK} C_{ki} P_{ki}}$ er det enkelte importlands andel i samlet import. Eftersom funktionen er CES, så gælder det at $\frac{\partial \log(P_k)}{\partial \log(P^M)} = \sum_{i \neq DK} w_{ki} \frac{\partial \log(P_{ki})}{\partial \log(P^M)}$, hvor $w_{ki} = \frac{C_{ki} P_{ki}}{\sum_i C_{ki} P_{ki}}$, dvs. land i 's andel af samlet forbrug (import+egenproduktion) i Danmark af produkt k . Eftersom $\frac{\partial \log(P_{ki})}{\partial \log(P^M)} = 1$ for alle $i \neq DK$ i CES funktioner, så gælder det at $\frac{\partial \log(P_k)}{\partial \log(P^M)} = \sum_{i \neq DK} w_{ki} = \lambda_k$, dvs. importindholdet i produkt k i Danmark. Eftersom $\sum_{i \neq DK} m_{ki} = 1$, så kan den makroøkonomiske elasticitet på produktniveau (σ_k^M) reduceres til:

$$(1 - \sigma_k^M) \equiv \frac{\partial \log\left(\sum_{i \neq DK} C_{ki} P_{ki}\right)}{\partial \log(P^M)} = (1 - \sigma_k) (1 - \lambda_k). \quad (7)$$

Effekten af stødet på samlet import, aggregeret over produkter og lande, er givet ved:

$$(1 - \sigma^M) \equiv \frac{\partial \log\left(\sum_k \sum_{i \neq DK} C_{ki} P_{ki}\right)}{\partial \log(P^M)} = \sum_k m_k (1 - \sigma_k^M) = \sum_k m_k (1 - \sigma_k) (1 - \lambda_k). \quad (8)$$

Hvor σ^M er den makroøkonomiske elasticitet på data aggregeret over produkter og importlande. Denne elasticitet er et vægtet gennemsnit af makroelasticiteterne på produktniveau, $(1 - \sigma_k^M)$, hvor

$m_k = \frac{\sum_{i \neq DK} C_{ki} P_{ki}}{\sum_k \sum_{i \neq DK} C_{ki} P_{ki}}$ er andelen af produkt k i samlet import. Det er denne elasticitet, der er af primær interesse og relevant for MAKRO.

A4. Estimationsresultater for Energi

A4.1 Import

Tabel 7: Importsstitutionselasticiteter for energibranchen på etcifret disaggregeringsniveau

SITC-gruppe	Elasticitet	Antal lande i estimation	Gruppens vægt i importværdi
energi 3	4.56	23	1.00

Tabel 8: Importsstitutionselasticiteter for energibranchen på tocifret disaggregeringsniveau

SITC-gruppe	Elasticitet	Antal lande i estimation	Gruppens vægt i importværdi
energi 33	4.86	20	1.00

Tabel 9: Importsstitutionselasticiteter for energibranchen på trecifret disaggregeringsniveau

SITC-gruppe	Elasticitet	Antal lande i estimation	Gruppens vægt i importværdi
energi 334	3.39	23	0.95
energi 335	3.69	16	0.05

Tabel 10: Importsstitutionselasticiteter for MAKROs energibranche

Makroelasticitet	
SITC etcifret	3.50 (3.92)
SITC tocifret	3.71 (1.72)
SITC trecifret	2.69 (3.68)

Anm.: Makroelasticiteterne er en vægtet sum af mikroelasticiteterne, hvor der tages højde for importindholdet i SITC-grupperne.

A4.2 Eksport med antagelse 1: Alle lande har ens importelasticiteter

Tabel 11: Eksportsstitutionselasticiteter for energibranchen på etcifret disaggregeringsniveau

SITC-gruppe	Elasticitet	Antal lande i estimation	Gruppens vægt i importværdi
energi 3	4.04	22	1.00

Tabel 12: Eksportsstitutionselasticiteter for energibranchen på tocifret disaggregeringsniveau

SITC-gruppe	Elasticitet	Antal lande i estimation	Gruppens vægt i importværdi
energi 32	30.00	19	0.00
energi 33	2.67	21	1.00

Tabel 13: Eksportsstitutionselasticiteter for energibranchen på trecifret disaggregeringsniveau

SITC-gruppe	Elasticitet	Antal lande i estimation	Gruppens vægt i importværdi
energi 322	5.35	28	0.00
energi 334	3.12	28	0.94
energi 335	5.88	17	0.05

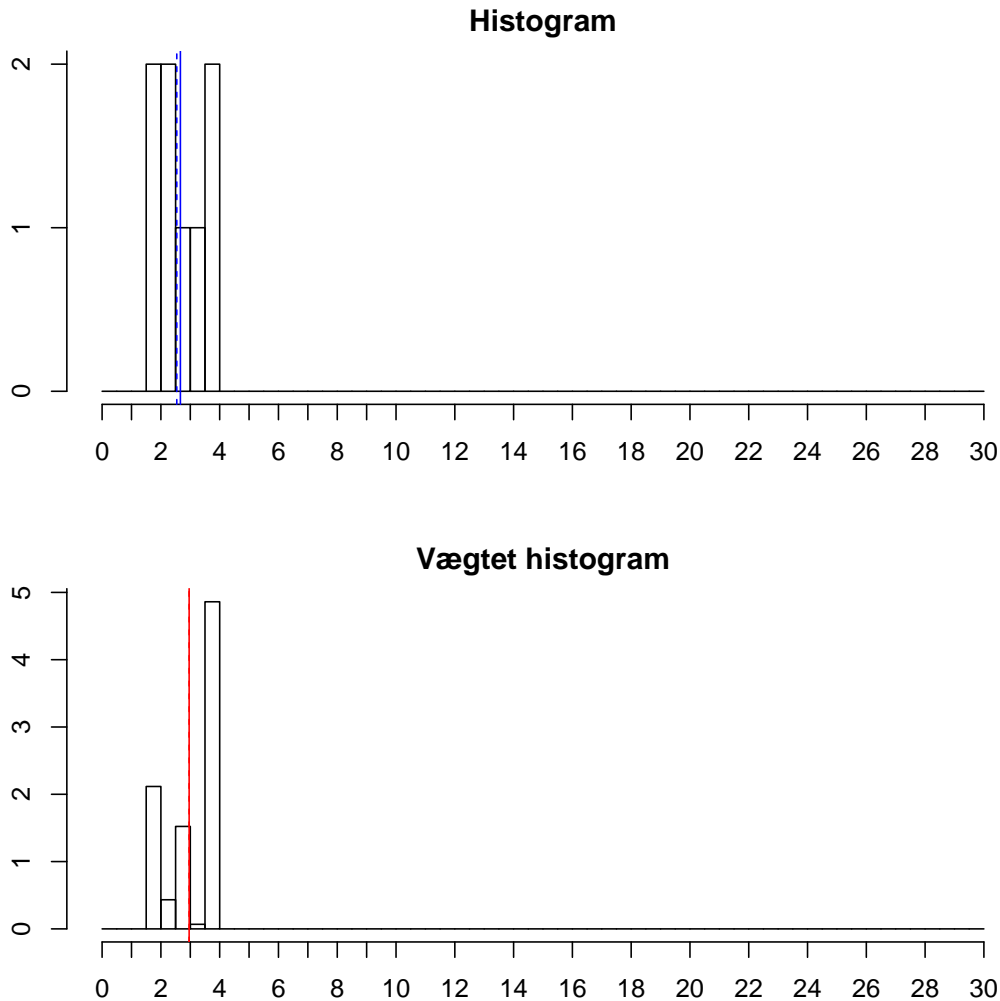
Tabel 14: Eksportsstitutionselasticiteter for MAKROs energibranche

	Makroelasticitet
SITC etcifret	4.04
SITC tocifret	2.78
SITC trecifret	3.27

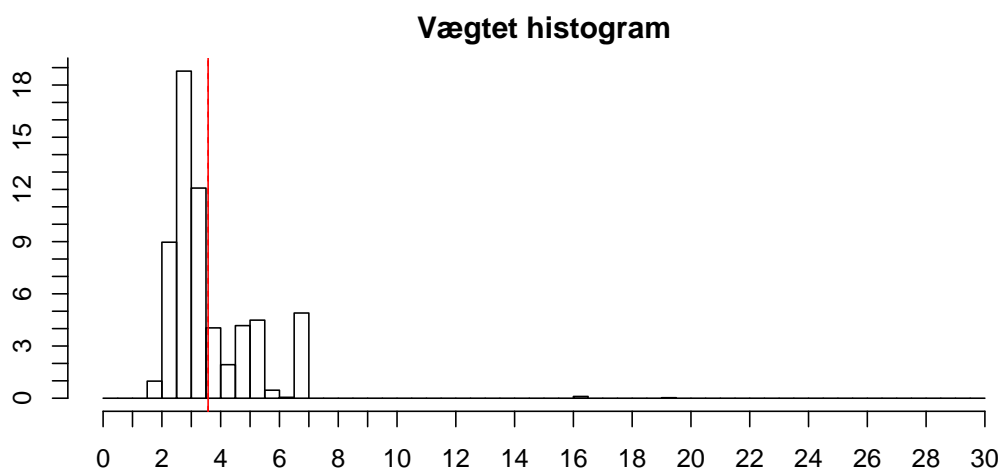
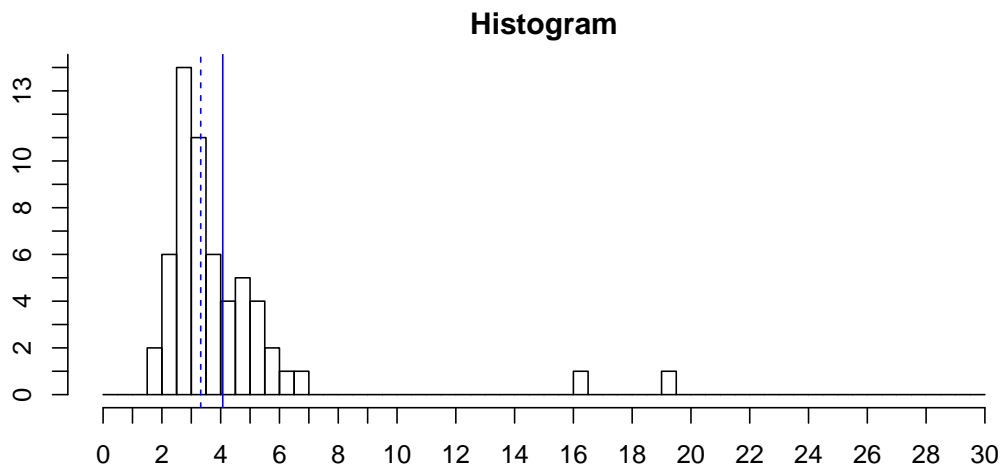
Anm.: Makroelasticiteterne er en vægtet sum af mikroelasticiteterne, hvor der tages højde for eksportindholdet i SITC-grupperne.

A5. Figurer

A5.1 Import

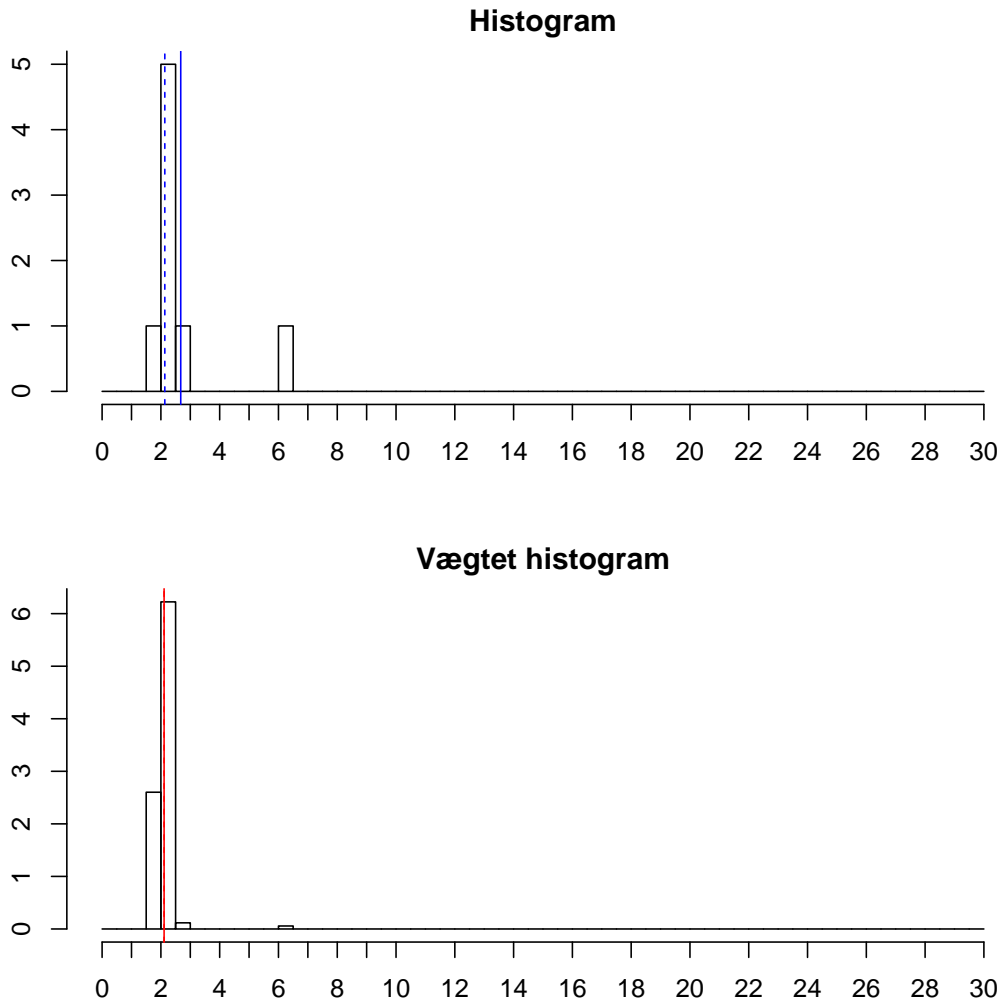


Figur 5: Importelasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche for etcifrede SITC grupper
Anm.: Den fuldt optrukne blå linje er et simpelt gennemsnit af elasticiteterne for hver SITC-gruppe, og den stiplede blå linje er medianen. Den fuldt optrukne røde linje er et vægtet gennemsnit, hvor SITC-gruppens andel i samlet import anvendes som vægt. Den stiplede røde linje er det vægtede gennemsnit, hvor elasticiteter på 30 fjernes, og vægtene reskaleres.

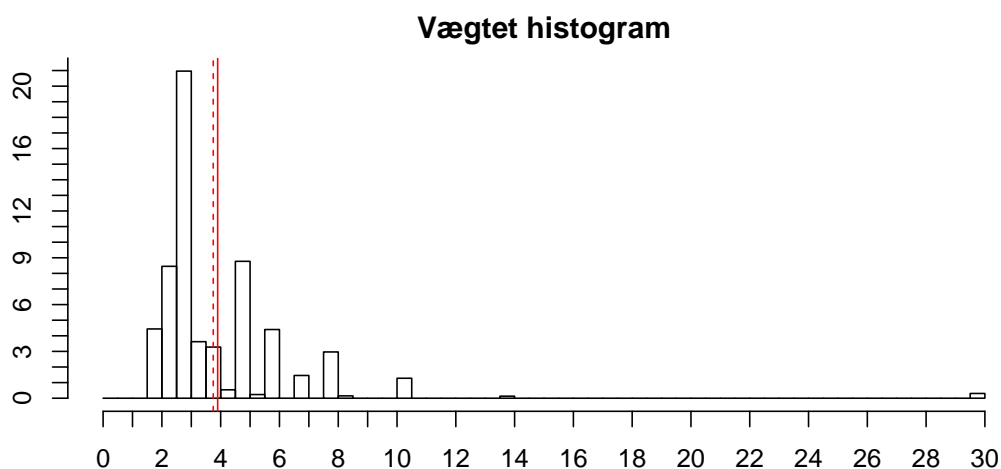
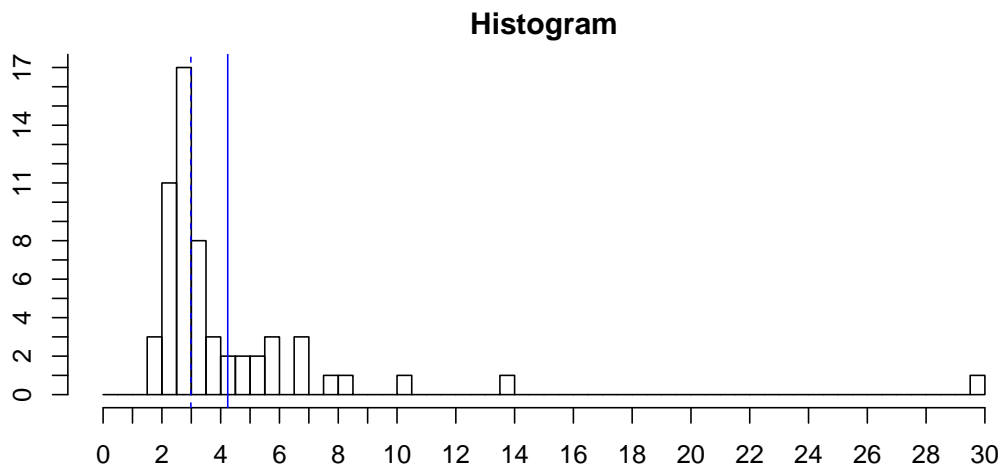


Figur 6: Importelasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche for tocifrede SITC grupper
Anm.: Den fuldt optrukne blå linje er et simpelt gennemsnit af elasticiteterne for hver SITC-gruppe, og den stiplede blå linje er medianen. Den fuldt optrukne røde linje er et vægtet gennemsnit, hvor SITC-gruppens andel i samlet import anvendes som vægt. Den stiplede røde linje er det vægtede gennemsnit, hvor elasticiteter på 30 fjernes, og vægtene reskaleres.

A5.2 Eksport med antagelsen om, at alle lande har ens importelasticiteter



Figur 7: Eksportelasticiteter for MAKROs fremstillingsbranche for etcifrede SITC grupper
Anm.: Den fuldt optrukne blå linje er et simpelt gennemsnit af elasticiteterne for hver SITC-gruppe, og den stiplede blå linje er medianen. Den fuldt optrukne røde linje er et vægtet gennemsnit, hvor SITC-gruppens andel i samlet eksport anvendes som vægt. Den stiplede røde linje er det vægtede gennemsnit, hvor elasticiteter på 30 fjernes, og vægtene reskaleres.



Figur 8: Eksportelastisiteter for MAKROs fremstillingsbranche for tocifrede SITC grupper
Anm.: Den fuldt optrukne blå linje er et simpelt gennemsnit af elasticiteterne for hver SITC-gruppe, og den stiplede blå linje er medianen. Den fuldt optrukne røde linje er et vægtet gennemsnit, hvor SITC-gruppens andel i samlet eksport anvendes som vægt. Den stiplede røde linje er det vægtede gennemsnit, hvor elasticiteter på 30 fjernes, og vægtene reskaleres.

Litteratur

- Broda, C. and Weinstein, D. E. (2006). Globalization and the gains from variety. *Quarterly Journal of Economics*, 121:541–581.
- Feenstra, R. C. (1994). New product varieties and the measurement of international prices. *American Economic Review*, 84:157–177.
- Feenstra, R. C., Luck, P., Obstfeld, M., and Russ, K. N. (2018). In search of the armington elasticity. *The Review of Economics and Statistics*, 100(1):135–150.
- Gaulier, G. and Zignago, S. (2010). Baci: International trade database at the product-level. the 1994-2007 version. Centre d’Études Prospectives et d’Informations Internationales (CEPII) Working Paper 2010-23.
- Hidiroglou, M. and Berthelot, J. (1986). Statistical editing and imputation for periodic business surveys. *Survey Methodology*, 12(1):73–83.
- Hilberry, R. and Hummels, D. (2013). Trade elasticity parameters for a computable general equilibrium model. *Handbook of Computable General Equilibrium Modelling*, 1:1213–1269.
- Imbs, J. and Mejean, I. (2010). Trade elasticities: A final report for the european commision. Economic papers 432, ECB.
- Imbs, J. and Mejean, I. (2015). Elasticity optimism. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(3):43–83.
- Imbs, J. and Mejean, I. (2017). Trade elasticities. *Review of International Economics*, 25(2):382–402.
- Kastrup, C. S. (2020). Elasticity realism. Master’s thesis, University of Copenhagen, Department of Economics.
- Leamer, E. (1981). Is it a demand curve or is it a supply curve? partial identification through inequality constraints. *The Review of Economics and Statistics*, 63:319–327.
- Mohler, L. (2009). On the sensitivity of estimating elasticities of substitution. FREIT working paper.
- Orcutt, G. H., Watts, H. W., and Edwards, B. (1968). Data aggregation and information loss. *American Economic Review*.

- Soderbery, A. (2010). Investigating the asymptotic properties of import elasticity estimates. *Economic Letters*, 109:57–62.
- Soderbery, A. (2015). Estimating import supply and demand elasticities: Analysis and implications. *Journal of International Economics*, 96:1–17.
- Temere, D. S. (2017). The armington elasticity: from a micro-level data. Statistics Denmark working papers.