



Bjørn E. Naug

Eksport- og importlikninger i KVARTS

1. Innledning

Dette notatet dokumenterer de økonometriske relasjonene for eksport og import som er implementert i KVARTS. Det er estimert eksport- og importandelsfunksjoner for de aggregerte industrivarene Konsumvarer (vare 20 i KVARTS), Råvarer (vare 30) og Verkstedprodukter (inklusive leiearbeid og reparasjoner) (vare 45), samt eksportlikninger for Transporttjenester innenlands (vare 74) og Utlendingers konsum i Norge (konsumkategori 70). Avsnitt 2 gir en kort teoretisk begrunnelse for de økonometriske likningene, mens estimeringsresultatene presenteres og drøftes i avsnitt 3.

2. Teoretisk bakgrunn og dynamisk spesifisering

Importlikningene bygger på en forutsetning om at hjemmeleveranser (fra norske produsenter) og import av en vare; a) har de samme anvendelsene, men er imperfekte substitutter; og b) utgjør en svakt separabel gruppe i etterspørselen. Vi tar utgangspunkt i følgende ikke-homotetiske CES-funksjon, utvidet med en kapasitetsutnyttingsvariabel:

$$2.1) \ln(HI) = \alpha - \sigma \ln(BH/BI) + \delta_1 \ln(ANV) + \delta_2 TREND + \delta_3 \ln(KAP)$$

hvor:

| | | |
|-------|---|---|
| HI | = | Forholdet mellom hjemmeleveranser og import av varen, målt i faste priser |
| BH | = | Hjemmepris på varen |
| BI | = | Importpris på varen |
| ANV | = | Samlet innenlandsk anvendelse av varen, målt i faste priser |
| TREND | = | En deterministisk trend |
| KAP | = | Kapasitetsutnyttning i norsk produksjon av varen |

Det er en entydig sammenheng mellom importandelen, IMP, og HI gitt ved:

$$2.2) IMP \equiv \left(\frac{1}{1 + HI} \right)$$

2.1) kalles derfor gjerne for en *importandelsfunksjon*.

I 2.1) har koeffisienten for relative priser tolkning som substitusjonselastisiteten mellom hjemmeleveranser og import. Ved å inkludere samlet anvendelse av varen åpner vi for at importandelen kan variere med etterspørselen, selv om relative priser ligger fast. Trendleddet ivaretar mulige virkninger på importandelen av den økte internasjonale spesialiseringen i produksjon av industrivarer over tid og endringer i ikke-prismessig konkurransevne.

Under "nyklassiske" forutsetninger er ikke kapasitetsutnyttningen en relevant forklaringsvariabel i en strukturell, etterspørselsbasert, importandelsfunksjon; variasjon i kapasitetsutnyttningen blir da fullt ut reflektert i produktprisen. Produsentene kan imidlertid ha kostnader forbundet med å endre produktprisen (menykostnader). Når kapasitetsutnyttningen øker til et høyt nivå, kan deler av produksjonen bli begrenset av kapasitetsskranke. Det kan da være optimalt for produsentene å la markedet klarere ved å øke leveringstidene fremfor å sette opp prisen. Økt leveringstid fra innenlandske produsenter vil, alle andre forhold like, gi redusert etterspørsel etter norske varer og økt etterspørsel etter konkurrerende import.

Ved modellering av eksporten har vi også (med unntak for Råvarer) basert analysen på at norske og konkurrerende utenlandske produkter er imperfekte substitutter. Vi tar utgangspunkt i en standard etterspørselsrelasjon, utvidet med en kapasitetsutnyttingsvariabel i likningene for industrivarer:

$$2.3) \log(A) = \alpha_1 + \beta_1 \log(MII) + \beta_2 \log(PA/PU) + \beta_3 \log(KAP)$$

hvor:

A = Eksportvolum
 MII = Aktivitetsnivå i utlandet
 PA = Eksportpris på varen
 PU = Pris på konkurrerende utenlandsk produkt. (Approximert ved den norske importprisen på varen i den økonometriske analysen).

Kapasitetsutnyttningseffekten har tilsvarende tolkning som i 2.1).

For Råvarer har vi spesifisert en modell hvor eksporten er en funksjon av utenlandsk etterspørsel, relative priser, kapitalbeholdningen (K) og forholdet mellom variable enhetskostnader (PV) og prisene på utenlandske industrielle råvarer:

$$2.4) \log(A) = \gamma_1 + \gamma_2 \log(MII) + \gamma_3 \log(K) + \gamma_4 \log(PA/PU) + \gamma_5 \log(PV/PU)$$

2.4) bygger på en antakelse om at den norske eksporten av industrielle råvarer består av produkter som er differensierte i forhold til konkurrerende utenlandsk produksjon og av varer som substituerer tilnærmet perfekt med råvarer produsert i utlandet. Se Naug (1995) for en nærmere diskusjon av 2.4).

Likningene 2.1), 2.2) og 2.4) kan tolkes som langtidsløsningene av dynamiske modeller. De økonometriske eksport- og importlikningene som presenteres nedenfor er spesifisert som feiljusteringsmodeller. I de dynamiske modellene er det åpnet for at det kan være ulikt tilpasningsforløp ved skift i hjemmepriser /eksportpriser og konkurransepriser. Se Naug (1994,1995) for tolkninger av slike effekter.

3. Estimeringsresultater

I dette avsnittet rapporteres de økonometriske likningene, med 1969.1-1991.4 som estimeringsperiode. I tillegg til variablene omtalt i foregående avsnitt, inkluderer relasjonene sesongdummier og dummyvariable for brudd i sesongmønstret i KNR. Presise definisjoner av alle variablene er gitt i et vedlegg. For hver av likningene rapporteres estimatene (ESTIMAT) for de teoretiske koeffisientene (KOEFF), samt standardavvik (ST.AVVIK), t-verdier (T-VERDI) og signifikanssannsynligheter (P-VERDI) for estimatene. Vi rapporterer også den multiple korrelasjonskoeffisienten (RSQ), den multiple korrelasjonskoeffisienten korrigert for antall frihetsgrader (CRSQ), standardavviket for regresjonen (SER) og Durbin Watson observatoren (DW). I tillegg til de dynamiske modellene, gjengis de statiske langtidsløsningene for hver relasjon. Konstantleddet og langtidskoeffisientene for dummyvariable er da utelatt.

3.1 Konsumvarer (vare 20)

Både eksport- og importandelslikningen for Konsumvarer inneholder sterkt signifikante effekter av kapasitetsutnyttningen i norsk produksjon, med langtidselastisiteter på henholdsvis -0,46 og -0,89. I importandelslikningen er den absolutte t-verdien for koeffisienten til $\log(KAP)_{t-1}$ så høy som 5,6. Kapasitetsutnyttningseffektene impliserer at økt (redusert) eksport fører til reduserte (økte) hjemmelieferanser og vice versa. Endringer i kapasitetsutnyttningen påvirker eksporten etter to kvartaler og importandelen etter ett kvartal. I importandelslikningen inngår i tillegg årsveksten i samlet innenlandsk anvendelse av vare 20 lagget to kvartaler, med sterkt signifikant negativ effekt på forholdet mellom hjemmelieferanser og import. Ved en økning i innenlandsk etterspørsel vil altså, for gitte nivåer

på kapasitetsutnyttningen og de andre variablene i modellen, importandelen øke midlertidig. Importandelslikningen inneholder også et trendledd, med en sterkt signifikant, negativ, koeffisient. Trendeffekten ivaretar at importandelen har økt over tid som følge av økt internasjonal spesialisering i produksjon av industrivarer.

I eksportrelasjonen virker skift i utenlandsk etterspørsel, eksportpriser og utenlandske priser etter henholdsvis ett, to og tre kvartaler. Langtidselastisitetene er forholdsvis lave i absoluttverdi: 0,65 for utenlandsk etterspørsel og 0,46 for relative priser.

Den langsiktige substitusjonselastisiteten i importandelslikningen for Konsumvarer er på 0,63. Importprisene inngår med en 1. kvartalseffekt som er om lag det samme som langtidseffekten, mens endringer i hjemmeprisene først påvirker importandelen etter tre kvartaler.

Vare 20 i KVARTS er et aggregat av varene Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk, Tekstil- og bekledningsvarer og Diverse industriprodukter i MODAG. De langsiktige priselastisitetene i tabell 3.1.1 og 3.1.2 er vesentlig lavere i absoluttverdi enn veidde gjennomsnitt av de korresponderende priselastisitetene i MODAG. Dette kan forklares med følgende forhold: Koeffisienten(e) for relative priser i aggregerte relasjoner for eksport og import avhenger av den historiske utviklingen i relative priser for hver av varene i aggregatet som modelleres. Forholdet mellom prisene på norske varer og prisene på konkurrerende utenlandske produkter vil trolig variere mer (mindre) desto svakere (sterkere) substitusjon det er i etterspørselen. Varer med lav (høy) priselastisitet får derfor relativt stor (liten) innflytelse på variasjonen i relative priser og dermed på den estimerte priselastisiteten.

Tabell 3.1.1: Eksportlikning for Konsumvarer

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(A20)) = A.20(0) + A.20(1)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(PA20(-2))) + A.20(2)*(DKV1-DKV4) + A.20(3)*(DKV2-DKV4) + A.20(2)*(DKV3-DKV4) - A.20(3)*(DKV2-DKV4)*DKVBRUDD + A.20(3)*(DKV3-DKV4)*DKVBRUDD + A.20(4)*\text{LOG}(MII20(-1)) + A.20(5)*\text{LOG}(PA20(-3)) - A.20(5)*\text{LOG}(BI20(-3)) + A.20(5)*\text{LOG}(KAP20(-2)) + A.20(6)*\text{LOG}(A20(-1))$$

$$\text{RSQ} = 0,818978 \quad \text{CRSQ} = 0,806199 \quad \text{SER} = 0,044398 \quad \text{DW} = 2,21204$$

| KOEFF. | ESTIMAT | ST.AVVIK | T-VERDI | P-VERDI |
|---------|-----------|----------|----------|----------|
| A.20(6) | -0,447775 | 0,081891 | -5,46793 | 0, |
| A.20(5) | -0,207255 | 0,06501 | -3,18806 | 0,002005 |
| A.20(4) | 0,29264 | 0,052287 | 5,59676 | 0, |
| A.20(3) | 0,035467 | 0,010076 | 3,51989 | 0,000696 |
| A.20(2) | -0,070486 | 0,005994 | -11,7585 | 0, |
| A.20(1) | -0,614282 | 0,176736 | -3,4757 | 0,000805 |
| A.20(0) | 4,47902 | 0,73526 | 6,09175 | 0, |

$$\text{Statisk langtidsløsning: } \text{Log}(A20) = 0,654*\text{log}(MII20) - 0,463*[\text{log}(PA20/B I20) + \text{log}(KAP20)]$$

Tabell 3.1.2: Importandelslikning for Konsumvarer

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{HI}20)) = \text{DI}.20(0) + \text{DI}.20(1)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI}20)) + \text{DI}.20(2)*\text{DEL}(4: \text{LOG}(\text{ANV}20(-2))) + \text{DI}.20(3)*\text{DEL}(2: \text{LOG}(\text{HI}20(-2))) + \text{DI}.20(4)*(DKV2-DKV4) - \text{DI}.20(5)*(DKV3-DKV4) + \text{DI}.20(6)*(DKV1-DKV4)*DKVBRUDD - \text{DI}.20(6)*(DKV3-DKV4)*DKVBRUDD - \text{DI}.20(6)*(DKV1-DKV4)*DUM6085 + \text{DI}.20(7)*TIDDI + \text{DI}.20(8)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{KAP}20(-8))) + \text{DI}.20(9)*\text{LOG}(\text{BH}20(-3)) - \text{DI}.20(9)*\text{LOG}(\text{BI}20(-1)) + \text{DI}.20(10)*\text{LOG}(\text{KAP}20(-1)) + \text{DI}.20(11)*\text{LOG}(\text{HI}20(-1))$$

$$\text{RSQ} = 0,843298 \quad \text{CRSQ} = 0,821752 \quad \text{SER} = 0,027242 \quad \text{DW} = 2,10294$$

| KOEFF. | ESTIMAT | ST.AVVIK | T-VERDI | P-VERDI |
|-----------|-----------|----------|----------|--------------|
| DI.20(11) | -0,658669 | 0,072292 | -9,11125 | 0, |
| DI.20(10) | -0,583963 | 0,105144 | -5,55391 | 0, |
| DI.20(9) | -0,416858 | 0,086231 | -4,83419 | 6,357129E-06 |
| DI.20(8) | -0,408709 | 0,070915 | -5,76337 | 0, |
| DI.20(7) | -0,004491 | 0,000626 | -7,16988 | 0, |
| DI.20(6) | -0,028246 | 0,007016 | -4,02627 | 0,000128 |
| DI.20(5) | 0,037907 | 0,007281 | 5,20605 | 1,460573E-06 |
| DI.20(4) | 0,04417 | 0,01207 | 3,65937 | 0,000452 |
| DI.20(3) | 0,106632 | 0,059193 | 1,80144 | 0,075401 |
| DI.20(2) | -0,234699 | 0,071482 | -3,28335 | 0,001523 |
| DI.20(1) | 1,01453 | 0,15486 | 6,55127 | 0, |
| DI.20(0) | 3,47827 | 0,499392 | 6,96501 | 0, |

$$\text{Statisk langtidsløsning: } \text{Log}(\text{HI}20) = -0,633*\text{log}(\text{BH}20/\text{BI}20) - 0,887*\text{log}(\text{KAP}20) - 0,007*\text{TIDDI}$$

3.2 Råvarer (vare 30)

Eksportrelasjonen for Råvarer (metaller, treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer) inneholder både etterspørsels- og tilbudselementer. I tillegg til utenlandsk etterspørsel og relative priser, inngår kapitalbeholdningen og forholdet mellom variable enhetskostnader og verdensmarkedsprisen signifikant. Tilbudseffektene ivaretar at de norske eksportprisene på industrielle råvarer i stor grad er bestemt på verdensmarkedet. Korttidskoeffisienten for utenlandsk etterspørsel er svakt sterkere enn langtidskoeffisienten på 0,68, noe som kan forklares med at økt utenlandsk etterspørsel på kort sikt i stor grad blir møtt med nedbygging av eksportvarelagrene. Endringer i kapitalbeholdningen påvirker eksporten først etter ni kvartaler ifølge vår modell. Dette har sammenheng med at nasjonalregnskapet måler bygningskapitalen i industrien slik at kapitalen øker når produksjonsanlegg installeres - før produksjonen har startet opp. Eksporten er pålagt å være homogen av grad én i utenlandsk etterspørsel og kapitalbeholdningen på lang sikt, slik at langtidskoeffisienten for realkapitalen er på 0,32. Relative priser og forholdet mellom kostnader og verdensmarkedsprisen er pålagt å ha identisk langtidselastisitet, og denne er estimert til -0,4. Endringer i utenlandske priser og variable enhetskostnader har signifikante 1. kvartaleffekter, mens endringer i eksportprisene først påvirker eksporten etter ett kvartal.

I motsetning til eksportlikningen, inneholder ikke importandelsfunksjonen tilbudselementer: Modellen i tabell 3.2.2 er en tradisjonell importandelsfunksjon, med en langsiktig substitusjonselastisitet som er pålagt å være lik én. Skift i hjemmeprisen påvirker importandelen etter ett kvartal, mens endringer i importprisene virker etter to kvartaler.

Tabell 3.2.1: Eksportlikning for Råvarer

$$\begin{aligned} \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{A30})) = & \text{A.30}(0) + \text{A.30}(1)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{PB30})) + \text{A.30}(2)*\text{DEL}(2: \text{LOG}(\text{PV30})) + \\ & \text{A.30}(3)*(\text{DKV1-DKV4}) + \text{A.30}(3)*(\text{DKV1-DKV4})*\text{DKVBRUDD} - \text{A.30}(3)*(\text{DKV2-DKV4})* \\ & \text{DKVBRUDD} + \text{A.30}(4)*(\text{DKV3-DKV4})*\text{DKVBRUDD} - \text{A.30}(3)*(\text{DKV1-DKV4})*\text{DUM6085} + \\ & \text{A.30}(3)*(\text{DKV2-DKV4})*\text{DUM6085} - \text{A.30}(5)*(\text{DKV3-DKV4})*\text{DUM6085} + \text{A.30}(6)*\text{DEL}(1: \text{LOG} \\ & (\text{MII30})) + \text{A.30}(7)*0.2*\text{LOG}(\text{K30}(-9)) + \text{A.30}(7)*0.2*\text{LOG}(\text{K30}(-10)) + \text{A.30}(7)*0.2*\text{LOG}(\text{K30}(- \\ & 11)) + \text{A.30}(7)*0.2*\text{LOG}(\text{K30}(-12)) + \text{A.30}(7)*0.2*\text{LOG}(\text{K30}(-13)) + \text{A.30}(8)*\text{LOG}(\text{PA30}(-1)) - \\ & \text{A.30}(8)*\text{LOG}(\text{PB30}(-1)) + \text{A.30}(8)*\text{LOG}(\text{PV30}(-1)) - \text{A.30}(8)*\text{LOG}(\text{PB30}(-1)) + \text{A.30}(9)*\text{LOG} \\ & (\text{MII30}(-1)) - \text{A.30}(9)*\text{LOG}(\text{A30}(-1)) - \text{A.30}(7)*\text{LOG}(\text{A30}(-1)) \end{aligned}$$

RSQ = 0,811931 CRSQ = 0,791289 SER = 0,040526 DW = 2,07673

| KOEFF. | ESTIMAT | ST.AVVIK | T-VERDI | P-VERDI |
|---------|-----------|----------|----------|--------------|
| A.30(9) | 0,423725 | 0,072844 | 5,81688 | 0, |
| A.30(8) | -0,246822 | 0,038967 | -6,33417 | 0, |
| A.30(7) | 0,196912 | 0,053422 | 3,68598 | 0,000408 |
| A.30(6) | 0,803542 | 0,143859 | 5,58561 | 0, |
| A.30(5) | 0,068906 | 0,012671 | 5,43819 | 0, |
| A.30(4) | 0,023971 | 0,014053 | 1,70579 | 0,091833 |
| A.30(3) | 0,045717 | 0,008661 | 5,27863 | 1,044324E-06 |
| A.30(2) | -0,579314 | 0,129695 | -4,46675 | 2,517225E-05 |
| A.30(1) | 0,207743 | 0,091087 | 2,28071 | 0,02516 |
| A.30(0) | 2,3967 | 0,505506 | 4,74119 | 8,837884E-06 |

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(\text{A30}) = 0,683*\text{log}(\text{MII30}) + 0,317*\text{log}(\text{K30}) - 0,398*[\text{log}(\text{PA30/PB30}) + \text{log}(\text{PV30/PB30})]$

Tabell 3.2.2: Importandelslikning for Råvarer

$$\begin{aligned} \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{HI30})) = & \text{DI.30}(0) + \text{DI.30}(1)*\text{DEL}(3: \text{LOG}(\text{BI30}(-2))) + \text{DI.30}(2)*(\text{DKV1-DKV4}) + \\ & \text{DI.30}(3)*(\text{DKV2-DKV4}) + \text{DI.30}(3)*(\text{DKV1-DKV4})*\text{DKVBRUDD} + \text{DI.30}(2)*(\text{DKV3-DKV4})* \\ & \text{DUM6085} + \text{DI.30}(4)*\text{LOG}(\text{BH30}(-1)) - \text{DI.30}(4)*\text{LOG}(\text{BI30}(-5)) + \text{DI.30}(4)*\text{LOG}(\text{HI30}(-1)) \end{aligned}$$

RSQ = 0,526562 CRSQ = 0,504794 SER = 0,118847 DW = 2,25686

| KOEFF. | ESTIMAT | ST.AVVIK | T-VERDI | P-VERDI |
|----------|-----------|----------|----------|--------------|
| DI.30(4) | -0,502898 | 0,084212 | -5,97182 | 0, |
| DI.30(3) | -0,104893 | 0,018946 | -5,53647 | 0, |
| DI.30(2) | 0,068031 | 0,016008 | 4,24991 | 5,350914E-05 |
| DI.30(1) | 0,876872 | 0,202773 | 4,3244 | 4,058001E-05 |
| DI.30(0) | -0,141716 | 0,025161 | -5,63245 | 0, |

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(\text{HI30}) = - 1,000*\text{log}(\text{BH30/BI30})$

Vare 30 i KVARTS er et aggregat av varene Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Metaller i MODAG. Som for Konsumvarer, er den langsiktige priselastisiteten i tabell 3.2.2 markert lavere (i absoluttverdi) enn et veidd gjennomsnitt av de korresponderende elastisitetene i MODAG. Langtidskoeffisienten for relative priser i eksportlikningen i tabell 3.2.1 er også lavere (absolutt sett) enn et veidd gjennomsnitt av de tilsvarende elastisitetene i MODAG, men eksportlikningene for industrielle råvarer i MODAG inneholder ikke tilbudseffekter.

3.3 Verkstedprodukter (vare 45)

Eksportlikningen i tabell 3.3.1 er en standard etterspørselsrelasjon. Skift i (relative) priser påvirker eksporten først etter åtte kvartaler, og langtidselastisiteten er estimert til -0,95. Også for aktivitetsnivået i utlandet er det inkludert relativt lange lag. 1. kvartalseffekten av skift i utenlandsk etterspørsel er på 0,74, mens langtidselastisiteten er estimert til 1,3. Eksportmarkedsandelen for denne varen vil derfor øke over tid dersom relative priser ligger fast og aktivitetsnivået i utlandet vokser.

Importandelslikningen for vare 45 har en langsiktig substitusjonselastisitet på 1,7. Importprisene inngår med signifikant og numerisk betydelig 1. kvartalseffekt, mens skift i hjemmeprisene først virker på importandelen etter tre kvartaler. En varig økning i kapasitetsutnyttningen fører til at importandelen øker på kort sikt, men ikke på lang sikt.

Tabell 3.3.1: Eksportlikning for Verkstedprodukter

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(A45)) = A.45(0) + A.45(1)*\text{DEL}(9: \text{LOG}(MII45)) + A.45(2)*\text{DEL}(3: \text{LOG}(A45(-1))) + A.45(3)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(A45(-4))) + A.45(4)*(DKV3-DKV4) + A.45(4)*(DKV2-DKV4)*DKVBRUDD - A.45(5)*\text{LOG}(BI45(-8)) + A.45(5)*\text{LOG}(PA45(-8)) + A.45(6)*\text{LOG}(MII45(-9)) + A.45(7)*\text{LOG}(A45(-1))$$

$$RSQ = 0,781855 \quad CRSQ = 0,763676 \quad SER = 0,069565 \quad DW = 1,99454$$

| KOEFF. | ESTIMAT | ST.AVVIK | T-VERDI | P-VERDI |
|---------|-----------|----------|----------|--------------|
| A.45(7) | -0,434368 | 0,107032 | -4,05828 | 0,00011 |
| A.45(6) | 0,570415 | 0,123146 | 4,63201 | 1,309619E-05 |
| A.45(5) | -0,414587 | 0,109208 | -3,79631 | 0,000277 |
| A.45(4) | -0,03821 | 0,012054 | -3,16988 | 0,002128 |
| A.45(3) | -0,168279 | 0,09998 | -1,68312 | 0,096065 |
| A.45(2) | -0,429429 | 0,110028 | -3,9029 | 0,000191 |
| A.45(1) | 0,743539 | 0,114673 | 6,48398 | 0, |
| A.45(0) | 1,86164 | 0,627022 | 2,96902 | 0,003893 |

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(A45) = 1,313*\text{log}(MII45) - 0,954*\text{log}(PA45/BII45)$

Tabell 3.3.2: Importandelslikning for Verkstedprodukter

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{HI45})) = \text{DI.45}(0) + \text{DI.45}(1)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI45})) + \text{DI.45}(1)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI45}(-2))) - \text{DI.45}(1)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BH45}(-3))) + \text{DI.45}(2)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{HI45}(-1))) + \text{DI.45}(3)*(\text{DKV1-DKV4}) + \text{DI.45}(4)*(\text{DKV2-DKV4}) + \text{DI.45}(4)*(\text{DKV3-DKV4}) + \text{DI.45}(3)*(\text{DKV1-DKV4}) * \text{DUM6085} + \text{DI.45}(5)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{KAP45}(-2))) + \text{DI.45}(6)*\text{LOG}(\text{BH45}(-1)) - \text{DI.45}(6)*\text{LOG}(\text{BI45}(-1)) + \text{DI.45}(7)*\text{LOG}(\text{HI45}(-1))$$

$$\text{RSQ} = 0,749036 \quad \text{CRSQ} = 0,728122 \quad \text{SER} = 0,060916 \quad \text{DW} = 2,02917$$

| KOEFF. | ESTIMAT | ST.AVVIK | T-VERDI | P-VERDI |
|----------|-----------|----------|----------|--------------|
| DI.45(7) | -0,200712 | 0,058407 | -3,43646 | 0,000919 |
| DI.45(6) | -0,342002 | 0,106507 | -3,21108 | 0,001875 |
| DI.45(5) | -0,830707 | 0,186259 | -4,45996 | 2,521506E-05 |
| DI.45(4) | -0,081654 | 0,006831 | -11,9533 | 0, |
| DI.45(3) | 0,055997 | 0,006746 | 8,30069 | 0, |
| DI.45(2) | -0,217459 | 0,065543 | -3,31781 | 0,001342 |
| DI.45(1) | 0,759708 | 0,153742 | 4,94146 | 3,905989E-06 |
| DI.45(0) | -0,049031 | 0,017275 | -2,83827 | 0,005686 |

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(\text{HI45}) = -1,704 * \log(\text{BH45}/\text{BI45})$

3.4 Transporttjenester innenlands

Endringer i (relative) priser og utenlandsk etterspørsel virker etter ett kvartal i likningen for eksport av innenlandske transporttjenester. Langtidselastisiteten for relative priser er pålagt å være lik én, mens langtidskoeffisienten for utenlandsk etterspørsel er estimert til 0,8. Effektene av skift er i hovedsak utspilt etter 12 kvartaler.

Tabell 3.4: Eksportlikning for Transporttjenester innenlands

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{A74})) = \text{A.74}(0) + \text{A.74}(1)*\text{DEL}(2: \text{LOG}(\text{A74}(-1))) + \text{A.74}(2)*(\text{DKV1-DKV4}) + \text{A.74}(3)*(\text{DKV3-DKV4}) + \text{A.74}(4)*(\text{DKV1-DKV4}) * \text{DKVBRUDD} - \text{A.74}(4)*(\text{DKV2-DKV4}) * \text{DKVBRUDD} - \text{A.74}(5)*\text{LOG}(\text{BI74}(-1)) + \text{A.74}(5)*\text{LOG}(\text{PA74}(-1)) + \text{A.74}(6)*\text{LOG}(\text{MII74}(-1)) + \text{A.74}(5)*\text{LOG}(\text{A74}(-1))$$

$$\text{RSQ} = 0,714521 \quad \text{CRSQ} = 0,694369 \quad \text{SER} = 0,07184 \quad \text{DW} = 1,8982$$

| KOEFF. | ESTIMAT | ST.AVVIK | T-VERDI | P-VERDI |
|---------|-----------|----------|----------|--------------|
| A.74(6) | 0,308978 | 0,074605 | 4,1415 | 8,103609E-05 |
| A.74(5) | -0,379856 | 0,071666 | -5,30038 | 0, |
| A.74(4) | -0,078983 | 0,019825 | -3,98406 | 0,000143 |
| A.74(3) | 0,048328 | 0,012561 | 3,84748 | 0,00023 |
| A.74(2) | -0,098097 | 0,014591 | -6,72311 | 0, |
| A.74(1) | -0,291372 | 0,063158 | -4,61336 | 1,387668E-05 |
| A.74(0) | 2,02406 | 0,354801 | 5,70476 | 0, |

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(\text{A74}) = 0,813 * \log(\text{MII74}) - 1,000 * \log(\text{PA74}/\text{BI74})$

3.5 Utlendingers konsum i Norge

Likningen for Utlendingers konsum i Norge inneholder et trendledd med signifikant positiv effekt. Trendeffekten impliserer at utlendingers konsum i Norge vokser med 0,6 prosent per år, for gitte nivåer på de andre forklaringsvariablene i modellen. En slik effekt er rimelig dersom budsjettandelen for utenlandskonsum i det private konsumet har økt over tid. Relasjonen inneholder også en dummyvariabel, GULF, for krisen i den persiske gulfen i 1990/91, med verdi lik en i 3. og 4. kvartal av 1990 og 1. kvartal 1991. Denne dummyvariabelen har en sterkt signifikant, negativ, koeffisient. Skift i relative priser virker på eksportvolumet etter ett kvartal. Virkningen av skift i relative priser er ikke helt utspilt etter 40 kvartaler. Endringer i utenlandsk etterspørsel påvirker eksporten først etter fire kvartaler, men langtidsløsningen er i hovedsak nådd etter 13 kvartaler.

Tabell 3.5: Likning for Utlendingers konsum i Norge

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(C70)) = A.70(0) + A.70(1)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(PC70(-1))) - A.70(1)*\text{DEL}(1: \text{LOG}(PC66(-1))) + A.70(2)*\text{DEL}(1: \text{LOG}((C70(-4)))) + A.70(3)*(DKV1-DKV4) + A.70(4)*(DKV3-DKV4) + A.70(5)*TIDDI + A.70(6)*GULF + A.70(7)*(DKV1-DKV4)*DKVBRUDD - A.70(7)*(DKV3-DKV4)*DKVBRUDD - A.70(8)*\text{LOG}(PC66(-2)) + A.70(8)*\text{LOG}(PC70(-2)) - A.70(8)*\text{LOG}(MII70(-4)) + A.70(9)*\text{LOG}((C70(-1)))$$

RSQ = 0,982876 CRSQ = 0,980996 SER = 0,066891 DW = 2,11491

| KOEFF. | ESTIMAT | ST.AVVIK | T-VERDI | P-VERDI |
|---------|-----------|----------|----------|--------------|
| A.70(9) | -0,639828 | 0,07432 | -8,60909 | 0, |
| A.70(8) | -0,215719 | 0,089068 | -2,42197 | 0,017642 |
| A.70(7) | -0,08195 | 0,023457 | -3,49362 | 0,000771 |
| A.70(6) | -0,124751 | 0,042185 | -2,95723 | 0,004054 |
| A.70(5) | 0,003904 | 0,000859 | 4,54468 | 1,876125E-05 |
| A.70(4) | 0,252417 | 0,033434 | 7,54976 | 0, |
| A.70(3) | -0,167905 | 0,023755 | -7,06807 | 0, |
| A.70(2) | 0,452388 | 0,065609 | 6,89516 | 0, |
| A.70(1) | -0,594127 | 0,312853 | -1,89906 | 0,061073 |
| A.70(0) | 5,1465 | 0,729612 | 7,05375 | 0, |

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(C70) = 0,337*[\text{log}(MII70) - \text{log}(PC70/PC66)] + 0,006*TIDDI$

Variabeldefinisjoner:

- A_i = Eksport, eksportaktivitet i, faste kjøperpriser. Kilde: Kvartalsvis nasjonalregnskap (KNR).
- AB_i = Eksport, eksportaktivitet i, faste basispriser. Kilde: KNR.
- BH_i = Hjemmeprisindeks for vare i, basispris. Kilde: KNR.
- BI_i = Importprisindeks for vare i, basispris inkl. toll. Kilde: KNR.
- $C70$ = Utlendingers konsum i Norge, faste kjøperpriser. Kilde: KNR.
- DKV_x = Kvartalsdummy. Er lik én i kvartal x, null ellers.
- $DKVBRUDD$ = Dummyvariabel for brudd i sesongmønsteret i KNR. Er lik én til og med 1977.4, null ellers.

- DUM6085 = Dummyvariabel for brudd i sesongmønsteret i KNR. Er lik én til og med 1985.4, null ellers.
- GULF = Dummyvariabel for krisen/krigen i Persiagulfen. Er lik én i fra og med 1990.3 til og med 1991.1, null ellers.
- I_i = Import av vare i, faste priser, cif-verdi. Kilde: KNR.
- K_i = Realkapitalbeholdning i produksjonssektoren som er hovedprodusent av vare i. Kilde: KNR.
- KAP_i = Indeks for kapasitetsutnyttning i produksjonssektoren som er hovedprodusent av vare i. Kilde: KNR.
- MII_i = Indeks for samlet vareimport hos Norges viktigste handelspartnere. Importvolumindeksene for hvert land er veid sammen med vektorer som reflekterer landenes betydning for norsk eksport av vare i. Kilde: IMF og Lindquist (1993).
- PA_i = Prisindeks for eksportaktivitet i, kjøperpris. Kilde: KNR.
- $PB30$ = Prisindeks for utenlandske industrielle råvarer. IMFs' metallprisindeks omregnet i norske kroner og prisindekser for norsk import av treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer er veid sammen med løpende vektorer. Vekten for metaller er gitt ved metalleksportens andel av eksporten av vare 30. Tilsvarende for treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer. Kilde: KNR og IMF.
- $PC66$ = Prisindeks for nordmenns konsum i utlandet. Kilde: KNR.
- $PC70$ = Prisindeks for utlendingers konsum i Norge. Kilde: KNR.
- PV_i = Variable enhetskostnader som andel av produksjonen i produksjonssektoren som er hovedprodusent av vare i. Kilde: KNR.
- TB_i = Volum av toll på vare i. Kilde: KNR.
- TIDDI = En deterministisk trend.
- $XVBi$ = Produksjon av vare i, faste basispriser. Kilde: KNR.

Avledede variable:

- $ANVi = XVBi - ABi + Ii + TBi$.
- $Hli = (XVBi - ABi)/(Ii + TBi)$.

Referanser

Lindquist, K.G. (1993): *Empirical modelling of exports of manufactures: Norway 1962-1987*, Rapport 93/18, Statistisk sentralbyrå.

Naug, B.E. (1994): *En økonometrisk analyse av utviklingen i importandelene for industrivarer 1968-1990*, Sosiale og økonomiske studier 84, Statistisk sentralbyrå.

Naug, B.E. (1995): *En økonometrisk modell for norsk eksport av industrielle råvarer*, Rapport 95/2, Statistisk sentralbyrå.

Utkommet i serien Notater fra Forskningsavdelingen

- 94/11 *Erling Holmøy and Birger Strøm (1994)*: Virkningsberegninger på MGS-5, 1991-versjonen.
- 94/12 *Knut Ø. Sørensen (1994)*: En databank med fylkesfordelte nasjonalregnskapstall.
- 94/13 *Bjart Holtsmark (1994)*: Tjenesteytende virksomhet i Norge. Revidert versjon, august 1994.
- 94/15 *Torbjørn Eika, Stein Inge Hove and Laila Haakonsen (1994)*: KVARTS i praksis. Macro-systemer og rutiner.
- 94/17 *Einar Bowitz and Inger Holm (1995)*: Nye relasjoner i MODAG, januar 1994. Teknisk dokumentasjon.
- 94/18 *Yngve Vogt (1995)*: Innføring i FAME
- 94/22 *Marie W. Arneberg (1995)*: LOTTE-TRYGD. Teknisk dokumentasjon.
- 95/5 *Dennis Fredriksen (1995)*: MOSART
Teknisk dokumentasjon
- 95/7 *Kjetil Olsen (1995)*: Nytte- og kostnadsvirkninger av en norsk oppfyllelse av nasjonale utslippsmålsettinger
- 95/15 *Tom Karlsen (1995)*: Optimal karbonbeskatning og virkningen på norsk petroleumsformue
- 95/17 *Ådne Cappelen, Terje Skjerpen og Jørgen Aasness (1995)*: Konsumetterspørsel, tjenesteproduksjon og sysselsetting. En mikro til makroanalyse
- 95/24 *Hans Terje Mysen (1995)*: Nordisk energimarkedsmodell. Dokumentasjon av delmodell for energietterspørsel i industrien
- 95/26 *Iulie Aslaksen, Trude Fagerli og Hanne A. Gravningsmyhr (1995)*: Produksjon og konsum i husholdningene
- 95/29 *Bjørn E. Naug (1995)*: Eksport- og importlikninger i KVARTS

Statistisk sentralbyrå

Oslo
Postboks 8131 Dep.
0033 Oslo

Telefon: 22 86 45 00
Telefaks: 22 86 49 73

Kongsvinger
Postboks 1260
2201 Kongsvinger

Telefon: 62 88 50 00
Telefaks: 62 88 50 30

ISSN 0806-3745



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway